



UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN

Tesis para optar al Título de Licenciado en Economía

***Participación laboral femenina y cuidado infantil:
destruyendo a la Mujer Maravilla***

FEDERICO ARAYA CAPUTI

MAIRA COLACCE SILVA

LUCÍA VÁZQUEZ SOSA

TUTOR: ANDREA VIGORITO

Montevideo, Uruguay

Febrero 2011

Resumen

Actualmente se está discutiendo en Uruguay la implementación de un sistema de cuidados universal para los niños de 0 a 12. La presente investigación tiene como objetivo evaluar el impacto de dicho sistema sobre las estrategias de participación laboral-cuidado adoptadas por las madres. A tales efectos, se realiza una evaluación ex-ante de diversos escenarios de política, a través de un modelo de microsimulación basado en Wrohlich (2006; 2007), tratando de forma simultánea las decisiones de participación laboral y de utilización de servicios de cuidado. En base a la Encuesta Continua de Hogares 2009, se estiman los salarios y costos de cuidado para todas las madres para luego estimar un modelo de elección discreta a través de un Logit Condicional.

Los resultados de las simulaciones señalan que una política de cuidado infantil que torne obligatoria la asistencia a tiempo completo para los niños de 4 a 12 años y a tiempo parcial para los de 2 y 3 años, incrementaría la participación laboral de las madres en 6,6 puntos porcentuales y la utilización de servicios de cuidado en 8,8 puntos. Sin embargo, para las madres de niños menores de 2 años, el aumento de la oferta de cuidado no es suficiente para incrementar la participación laboral ni la utilización de servicios. Por otra parte, el aumento en las dos variables de interés sería significativamente más alto para las madres pertenecientes a los hogares ubicados en los quintiles de menores ingresos: su participación laboral aumentaría en 17,7 puntos porcentuales y la utilización de servicios de cuidado crecería en 12,9 puntos.

Sin embargo, los costos de estas políticas podrían ser muy altos. Perera y Llambí (2009) estiman que tan sólo la extensión de la cobertura para alcanzar la universalización a tiempo parcial en los niños de 3 años, implicaría una inversión inicial de 100 millones de dólares y un gasto incremental anual de 56 millones.

Palabras clave:

Participación laboral femenina, servicios de cuidado, Logit Condicional, microsimulaciones.

Contenido

1. INTRODUCCIÓN	4
2. PANORAMA DE LOS SERVICIOS DE CUIDADO EN URUGUAY.....	7
3. OFERTA LABORAL Y CUIDADO: INVESTIGACIONES PREVIAS	10
4. MARCO TEÓRICO	15
4.1 PRINCIPALES DETERMINANTES DE LA OFERTA LABORAL FEMENINA	15
4.2 CUIDADO INFANTIL Y OFERTA LABORAL FEMENINA.....	17
4.3 MODELO DE ANÁLISIS PARA LA ESTRATEGIA EMPÍRICA	24
5. METODOLOGÍA	27
5.1 MODELOS DE MICROSIMULACIÓN	27
5.2 OPCIONES DE CUIDADO Y PARTICIPACIÓN LABORAL DE LAS MADRES	28
5.3 MÉTODOS DE ESTIMACIÓN	30
5.3.1 ESTIMACIÓN DEL INGRESO NETO DEL HOGAR.....	31
5.3.1.1 ESTIMACIÓN DEL INGRESO LABORAL POR HORA DE LAS MADRES	32
5.3.1.2 OTROS INGRESOS	33
5.3.1.3 CÁLCULO DE COSTO ESPERADO DE CUIDADO	33
5.3.2 EL MODELO COMPORTAMENTAL.....	36
5.3.2.1 ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA	36
5.3.2.2 CALIBRACIÓN.....	39
5.3.2.3 SIMULACIÓN	39
5.3.2.4 LÍNEA DE BASE Y ESCENARIOS	40
5.4 DATOS	42
5.4.1 SELECCIÓN DE HOGARES	43
5.4.2 DEFINICIÓN DE CUIDADO FORMAL E INFORMAL.....	43
5.4.3 ASISTENCIA DE LOS NIÑOS DE 4 A 12 AÑOS.....	44
5.4.4 COSTOS DE CUIDADO.....	45
6. RESULTADOS.....	46
6.1 ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LA OFERTA LABORAL Y LA UTILIZACIÓN DE SERVICIOS DE CUIDADO	46
6.2 MODELO DE MICROSIMULACIÓN	53
6.2.1 ESTIMACIÓN DEL INGRESO LABORAL DE TODAS LAS MADRES	53
6.2.2 ESTIMACIÓN DE LA PROBABILIDAD DE RACIONAMIENTO.....	57
6.2.3 ESTIMACIÓN DEL MODELO COMPORTAMENTAL.....	60
6.3 SIMULACIÓN DE MODIFICACIONES DE POLÍTICA.....	65
6.3.1 MODIFICACIONES EN LA OFERTA LABORAL Y EN LA UTILIZACIÓN DE SERVICIOS DE CUIDADO	66
7. CONCLUSIONES	75
8. BIBLIOGRAFÍA	78
ANEXOS	83
ANEXO 1: DERIVACIÓN DEL MODELO DE OBSERVACIÓN PARCIAL	83
ANEXO 2: ESTIMACIONES DE ASISTENCIA DE NIÑOS ENTRE 4 Y 12 AÑOS A CENTROS PÚBLICOS Y PRIVADOS.....	85
ANEXO 3: ASISTENCIA A CENTROS PÚBLICOS Y PRIVADOS A TIEMPO PARCIAL Y COMPLETO.....	89

ANEXO 4: IMPUTACIÓN DE LOS COSTOS DE CUIDADO PRIVADO.....	92
ANEXO 5: CUADROS ADICIONALES DE LA SECCIÓN 6.1.....	97
ANEXO 6: CUADROS ADICIONALES DE LA SECCIÓN 6.2.1.....	101
ANEXO 7: ESTIMACIONES DE LAS DERIVADAS PARCIALES DE LA FUNCIÓN DE UTILIDAD	102
ANEXO 8: CUADROS ADICIONALES DE LA SECCIÓN 6.3.....	105

1. Introducción¹

Durante las últimas décadas se han procesado cambios demográficos y de estructura familiar en los países de América Latina que determinaron un marcado aumento en la participación laboral femenina. Sin embargo, la mayor inserción laboral no ha sido acompañada por la generación equivalente de oferta de servicios de cuidado que hiciera compatible la vida laboral y la atención de las responsabilidades domésticas, lo que redundó en importantes desigualdades de acceso al mercado de trabajo y en una participación laboral inferior a la potencial (Rodríguez Enríquez 2005; S. Salvador 2007a). De este modo, el cuidado de los niños se configura como una variable relevante en la decisión de participación laboral de sus madres, ya que por lo general estas dos actividades representan usos competitivos del tiempo (Connelly & Kimmel 2003b; Connelly et al. 1996; Deutsch 1998; Connelly 1992).

Tanto en Uruguay como en la región, no existe actualmente un sistema de cuidado infantil de acceso universal para niños de 0 a 3 años, como tampoco existen sistemas universales de tiempo completo para niños entre 4 y 12 años. Por ejemplo, en 2009, la cobertura de centros públicos para niños de 0 a 2 años no alcanzaba al 30% (Soledad Salvador 2010). Para los niños de 4 a 12 años, según registros administrativos del CODICEN del 2010, la utilización de servicios es prácticamente universal, pero la asistencia a servicios de tiempo completo representa el 10% de la asistencia total a centros públicos. Es importante notar que en este trabajo, por cuestiones de simplicidad y en función de los objetivos del mismo, cuando se hace referencia a los servicios de cuidado, se abarca a también a los educativos, aún cuando es claro que los incentivos que las madres tienen para utilizar cada uno de ellos son diferentes.

En Uruguay, se han realizado escasos avances en la implementación de un sistema de cuidado infantil de acceso universal. En particular, es de interés resaltar que la Estrategia Nacional para la Infancia y la Adolescencia 2010-2030 identifica el cuidado de la infancia como una responsabilidad social:

“El cuidado debe asumirse como responsabilidad social, basada en una distribución equitativa de tareas entre mujeres y hombres. Debe poder realizarse contemplando la posibilidad de asumir los roles parentales, sin que ello afecte el recorrido educativo, ni la carrera laboral de los involucrados. Pero apuntando también a que los adultos con niños a su cargo lo asuman con responsabilidad y disfruten de su función. No se trata de transferir la responsabilidad de cuidados y educación desde el ámbito familiar a

¹ Agradecemos a todas las personas que hicieron este trabajo posible. En especial, a Andrea Vigorito por su apoyo constante y su absoluta disponibilidad; a Mauricio De Rosa, Fernando Esponda y Santiago Soto por su colaboración en la implementación de la metodología; a Soledad Salvador por sus comentarios en los Antecedentes y en el Marco Teórico; a Graciela Sanromán por su valioso aporte en la validación del Logit Condicional; y a Alexis Gerschuni y Nicolás Lasarte por permitir la invasión de sus respectivos hogares.

otras instituciones, sino de ampliar las opciones de las personas en la constitución de la familia” (Consejo Nacional de Políticas Sociales 2008, pág.37)

Asimismo, desde junio del 2010 existe por decreto presidencial un Grupo de Trabajo interinstitucional en el marco del Consejo Nacional de Políticas Sociales, que trabaja en la definición e implementación de un Sistema Nacional de Cuidados centrado en la primera infancia, las personas con discapacidad y los adultos mayores dependientes. Los avances registrados por este grupo en materia de diseño han sido escasos, aunque se determina que el Sistema será universal, comenzando su implementación por las personas dependientes pertenecientes a hogares vulnerables. Sin embargo, existe el compromiso público de presentar a setiembre del 2011 un diseño completo del sistema que se comenzaría a implementar en 2012.

En este marco, el presente estudio se propone realizar una evaluación ex-ante del efecto de la implementación de un sistema de cuidado infantil de acceso universal y de provisión pública enfocado hacia la población de 0 a 12 años, sobre la participación laboral femenina y la utilización de servicios de cuidado.

Es importante aclarar que no se estiman los costos que las políticas analizadas podrían tener. Su implementación implica costos fijos muy relevantes lo que podría condicionar su puesta en marcha. Perera y Llambí (2009) realizan la estimación de la inversión inicial y de los gastos de funcionamiento incremental de la extensión de la cobertura de 0 a 3 años de los niños que pertenecen a hogares del primer quintil de ingresos. Considerando el cuidado diario de niños de 1 año, la inversión inicial sería de 72 millones de dólares y el gasto incremental de 43 millones por año. Al evaluar el costo de la extensión de la cobertura para alcanzar la universalización en 3 años a tiempo parcial, la inversión alcanzaría los 100 millones y el gasto sería de 56 millones anuales.

Se entiende que, al tratarse de una evaluación ex-ante, este estudio constituye un aporte útil para el diseño de políticas públicas orientadas al cuidado infantil. Todd y Wolpin (2006) plantean que entre las ventajas que presentan estas evaluaciones, una de las principales es que permiten identificar cuáles serían los resultados esperados de determinada política. Así, es posible evitar la implementación de políticas que luego resultan inefectivas.

Además de su impacto sobre las variables de interés, la implementación de un sistema público de cuidados puede implicar mejoras sustanciales en la equidad. En primer lugar, se daría un efecto inmediato en el sentido que un sistema de cuidados subsidiado amplía las oportunidades de las madres que hacen uso del mismo, tanto de obtener un empleo como de mejorar sus remuneraciones y aumentar su capacidad de formación (Kimmel 1998). Además, en los países donde la pobreza se expresa en mayor medida en los hogares con niños, un sistema de cuidado infantil provisto por el Estado contribuiría de forma sustancial a la reducción de la pobreza en este grupo (Lokshin 2004). En segundo lugar, Kimmel (1998) también señala que uno de los potenciales impactos de estas intervenciones es el aumento de la probabilidad de reducir la pobreza en el largo plazo, ya que un sistema de cuidados subsidiado asegura una mejora en el desarrollo y

bienestar de los niños en situación de pobreza. En este sentido, es fundamental el soporte y atención que reciben los niños para el desarrollo de sus capacidades intelectuales, lo que contribuye a su vez a un aumento de las posibilidades de que estos niños rompan el círculo intergeneracional de pobreza.

Por otro lado, un sistema de cuidados público también favorecería la disminución de la desigualdad de ingresos, pues en los casos en que los servicios de cuidado son provistos principalmente por el sector privado, los hogares con un mayor y mejor acceso a estos servicios son aquellos de mayores ingresos, lo que a su vez, permite que estos hogares tengan mejores oportunidades de inserción laboral. Así, se conforma un círculo vicioso que reproduce la desigualdad: los hogares que accedan a servicios de cuidado pagos tendrán más posibilidades de inserción laboral para el jefe y/o cónyuge, y en la medida que éstos se inserten en el mercado laboral, tendrán mayores ingresos para contratar servicios de cuidado pagos (Salvador 2009).

Asimismo, los subsidios de cuidado podrían generar que los hogares aumenten su participación en el mercado laboral, por lo que aumenta su capacidad de generar ingresos de forma autónoma, permitiéndoles reducir su dependencia de las transferencias monetarias del Estado.

Estos sistemas también pueden repercutir en términos de desigualdad de género: al ampliar las oportunidades de participación laboral, las mujeres se vuelven más autónomas en términos de su capacidad de generar ingresos, no dependiendo así de los ingresos de su cónyuge.

Se requiere una visión integral en la definición de políticas, que atienda las demandas de cuidado de los hogares y considere sus interrelaciones con el resto del sistema para evitar efectos contrapuestos.

El estudio se organiza del siguiente modo. En el siguiente capítulo se realiza una descripción de la situación actual de servicios de cuidado en Uruguay y en el capítulo 3 se presentan los principales antecedentes de este estudio, tanto a nivel nacional como internacional. En el capítulo 4 se desarrollan los principales conceptos teóricos utilizados en este estudio así como su interrelación, presentando en el capítulo 5 la metodología utilizada y los supuestos necesarios para aplicarla al caso uruguayo. Los principales resultados se describen en el capítulo 6 y finalmente, en el capítulo 7 se plantean las conclusiones que surgen del estudio.

2. Panorama de los servicios de cuidado en Uruguay

En la actualidad, al igual que los países de la región, Uruguay presenta importantes carencias en materia de oferta de servicios de cuidado infantil, si se compara con los países desarrollados.

Desde el ámbito público la cobertura de servicios de cuidado para menores de 0 a 3 años, prácticamente se limita a los Centros de Atención a la Infancia y a la Familia (CAIF), focalizados en brindar servicios a familias de menores recursos. Para este tramo etario también existen otros centros de cuidado como los Centros Infantiles del Instituto del Niño y Adolescente del Uruguay (INAU), el programa Nuestros Niños de la Intendencia de Montevideo y los jardines públicos de Administración Nacional de Educación Pública (ANEP)². En 2009, los servicios públicos de cuidado en el total del país alcanzaron al 28,7% de los niños de 0 a 3 años, cobertura que es mayor en el Interior respecto a Montevideo, 32,8% y 21,6% respectivamente (Cuadro 1). Según el estudio de Salvador (2010), los CAIF representan el 83% de la cobertura de servicios de cuidado públicos para menores de 0 a 3 años en todo el país. Así, existe un importante déficit de oferta de servicios públicos para el cuidado de niños de 0 a 3 años.

Este limitado alcance de los servicios públicos es parcialmente compensado por la oferta privada. Según Salvador (2010), en base a datos del 2009, en Montevideo el 23,4% de los niños de 0 a 3 años asiste a un centro de cuidado infantil privado. En el Interior, la cobertura privada es bastante más baja: 11,5% (Cuadro 1).

En el tramo etario 4-12 años, el alcance de los servicios públicos es más amplio, lo que se explica en parte por la asistencia obligatoria a partir de los 4 años. En Montevideo la educación pública preescolar alcanza al 73,9% de los niños, en tanto la educación pública primaria tiene una cobertura de 61,6%. En el Interior ésta asciende a 83,7% en educación preescolar y a 82,0% en primaria (Cuadro 1).

Por el lado de la oferta privada se observa una alta cobertura en la educación preescolar, que alcanza al 36,9% de los niños en Montevideo y al 14,6% en el Interior (Cuadro 1). En primaria, los servicios privados tienen un alcance algo menor respecto a la educación preescolar, tanto en Montevideo como en el Interior (23,5% y 8,5% respectivamente).

Una de las características que diferencia a la educación preescolar y primaria privada respecto a la pública, es la mayor cobertura horaria. La enseñanza pública ofrece principalmente jornadas de 4 horas y las escuelas de tiempo completo, cuyas jornadas son de 7 horas y media, están dirigidas a la población de contexto socio-cultural crítico, es decir, a aquellos niños que tienen mayores dificultades en el aprendizaje y requieren mayor atención (S. Salvador 2007a). Esto implica que aquellas mujeres que trabajan en el mercado y demandan cuidado a tiempo completo, se vean en

² En este último caso, la cobertura se limita a niños de 3 años.

general si otra opción que contratar un servicio privado o recurrir a estrategias informales, resultando las mujeres de estratos medios y bajos las más perjudicadas.

Otra estrategia de cuidado infantil utilizada por los hogares es la contratación de servicio doméstico. De acuerdo al estudio de Salvador y Pradere (2009) con datos del 2006, el 11% de los hogares con niños de 0 a 12 años en todo el país contrata servicio doméstico o cuidadoras de niños.

Cuadro 1: Porcentaje de asistencia de los niños entre 0 y 12 años a centros de cuidado públicos y privados, por región según tramos de edad – Todo el país, 2009

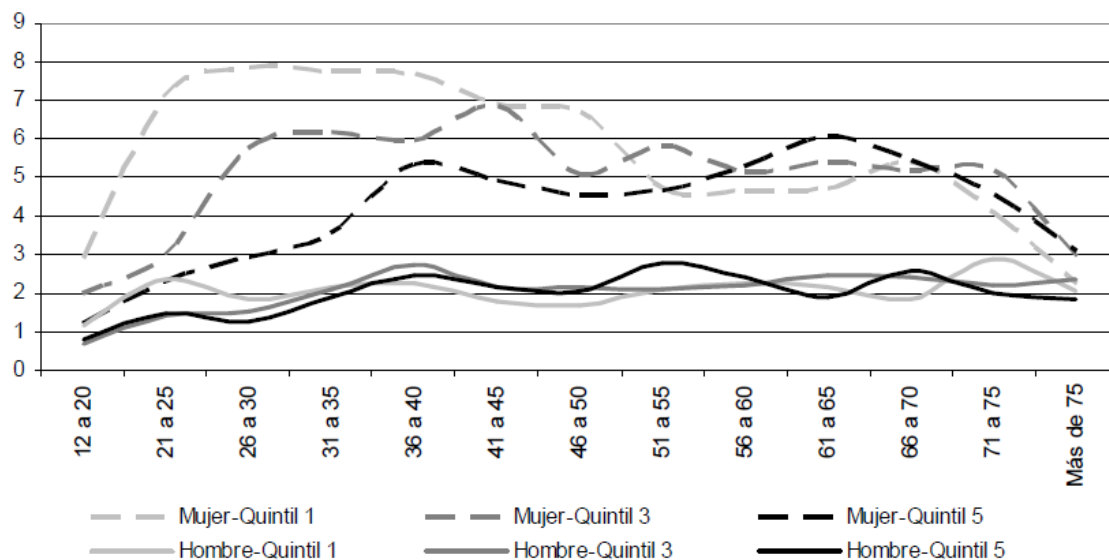
Tramo de edad	Montevideo		Interior	
	Público	Privado	Público	Privado
0 a 3 años	21,6%	24,3%	32,8%	11,5%
4 y 5 años	73,9%	36,9%	83,7%	14,6%
6 a 12 años	61,6%	23,5%	82,0%	8,5%

Fuente: Salvador (2010)

Dado que los niños requieren de cuidado constante y los servicios que no son provistos por el Estado o el mercado son cubiertos por las familias, esta estructura de servicios de cuidado, tanto públicos como privados, determina que éstas sean las principales proveedoras de cuidado. Tradicionalmente, este tipo de tareas ha recaído sobre las mujeres, lo que lleva a que a lo largo de su vida ellas destinen más horas al trabajo no remunerado respecto a las que destinan los hombres. Al analizar el tiempo destinado al cuidado de los niños, Salvador (2010), en base a la Encuesta de Uso del Tiempo 2007, encuentra que las mujeres realizan el 60% del trabajo no remunerado dentro del hogar, en tanto sus cónyuges realizan entre el 15% y el 20%. Esto quiere decir que el tiempo que las mujeres destinan al trabajo no remunerado triplica al tiempo que destinan los hombres.

Además, en determinados períodos de la vida las mujeres se ven afectadas por la mayor demanda de cuidado por parte de los niños del hogar, mientras el tiempo que los hombres destinan a estas tareas se mantiene relativamente constante a lo largo de su vida (Gráfica 1). Las horas de trabajo no remunerado son significativamente mayores en las mujeres en edad reproductiva, disminuyendo a medida que la edad aumenta, lo que refleja la mayor carga de trabajo en el hogar para las mujeres con hijos.

Gráfica 1: Promedio de horas diarias de trabajo no remunerado según sexo, edad y quintil de ingresos per cápita del hogar – Total del país, setiembre 2007.



Fuente: Salvador (2010)

3. Oferta laboral y cuidado: investigaciones previas

Desde hace poco más de treinta años los estudios económicos de bienestar han incorporado el análisis de los sistemas de cuidado como variable relevante. A partir del estudio pionero de Heckman (1974) se inició, principalmente en Estados Unidos, una línea de investigación en torno a la relación entre el cuidado infantil y las decisiones de trabajo de los hogares. El principal aporte de Heckman en este sentido fue la constatación de que la decisión de trabajar de las mujeres y la de utilizar cuidados formales son interdependientes, debido a que el precio del cuidado infantil es un factor determinante en la decisión de participar en el mercado laboral y en la determinación de las horas trabajadas.

Luego de este estudio, se desarrollaron dos grandes vertientes de investigación: la estadounidense y la europea. Las diferencias en la provisión de cuidado no parental en estas regiones llevaron a que el debate y la investigación en torno a este tópico tengan acentos distintos. Como señala Wrohlich (2007; 2006), los servicios de cuidado en Estados Unidos se caracterizan por la provisión privada, mientras que en Europa los servicios son fundamentalmente subsidiados y altamente regulados por el Estado. Esto genera que el centro de la atención en Estados Unidos se ubique en la calidad y los precios de los servicios de cuidado, mientras que en Europa se ubica en su disponibilidad y asequibilidad.

La primera de estas vertientes se ha centrado entonces en estudiar el impacto de los costos del cuidado infantil en la oferta laboral femenina y en las decisiones del tipo de cuidado de los hogares (Anderson & P. B. Levine 1999; Connelly & Kimmel 2003b; D. M. Blau & Robins 1988; D. Blau & Currie 2006; D. M. Blau & Hagy 1998; Borra 2006). El principal objetivo de estos estudios es estimar la elasticidad de la oferta laboral a los costos de los diferentes arreglos de cuidado³ de los hogares con niños pequeños, encontrando que la oferta laboral femenina es, en la mayoría de los casos, sensible a los cambios en los precios del cuidado infantil. Entre los aportes más importantes de esta corriente se encuentra la estimación de los costos de los diferentes tipos de cuidado considerándolos como variables censuradas. Esto se debe a que se considera que todos los individuos presentan un costo potencial para cada tipo de cuidado, aunque este costo sólo es observable para quienes contratan algún tipo de servicio.

La otra línea de investigación se ha enfocado en modelar las opciones de cuidado de las madres, buscando tomar en consideración de forma explícita su interdependencia con las decisiones de participación en el mercado laboral (Fong & Lokshin 1999; Lokshin 1999; 2004; Powell 2002; Wrohlich 2006; 2007; Kornstad & Thoresen 2002). Se asume que las madres (hogares) pueden elegir entre un conjunto finito de alternativas de participación y de arreglos de cuidado, y que seleccionarán la combinación que les brinde el mayor nivel de utilidad a través de un modelo de elección discreta. Esta metodología permite estimar los impactos de las modificaciones en las

³ Se entiende 'arreglos de cuidado' como la forma institucional en que se resuelve el cuidado.

políticas de cuidado sobre la oferta laboral de las madres y la demanda de cuidado. Dichos estudios son los antecedentes directos de este trabajo.

Un aspecto central de estas investigaciones es la manera en la cual se modela el racionamiento que enfrentan los hogares para ciertas opciones de cuidado⁴. De este modo, se incorpora el hecho de que la oferta subsidiada de cuidado no satisface la demanda, característica de los mercados analizados. En este sentido, Lokshin (1999; 2004), Fong y Lokshin (1999) y Kornstad y Thoresen (2002) suponen que todo hogar que declara no acceder a cuidado formal no cuenta con esa opción en el modelo de elección. Por otro lado, Wrohlich (2006; 2007) asume que la opción existe pero a un costo mucho mayor: todos los hogares pueden comprar cuidado formal a un “precio esperado”, que calcula como un promedio ponderado de las tarifas subsidiadas y las tarifas privadas. La ponderación responde a la probabilidad de conseguir una plaza en los centros subsidiados.

Otro supuesto que resulta importante en la modelización es la disponibilidad de cuidados informales gratuitos brindados por familiares o amigos. La forma en la que esta opción se modela depende de las características de los arreglos de cuidado de cada país. Por ejemplo, para Alemania (Wrohlich 2006; 2007), Rusia (Lokshin 1999; 2004) y Rumania (Fong & Lokshin 1999) se supone que esta opción está siempre disponible y que se utilizará durante las horas en las que la madre se encuentre trabajando y no se contraten otro tipo de servicios de cuidado⁵. Por el contrario, para Noruega (Kornstad & Thoresen 2002) se asume que existe una relación fija entre el cuidado formal y el trabajo de la madre: se deben contratar servicios de cuidado formal durante todas las horas que la madre esté trabajando. Los resultados son en general muy sensibles a este supuesto.

Las características de los subsidios en los diferentes países influyen en la modelización de la decisión. En particular, el hecho de que los centros subsidiados se puedan utilizar si la madre no se encuentra ocupada debe ser tomado en consideración al analizar las opciones que enfrentan los hogares, en función de si esta alternativa se encuentra disponible en el país analizado. Por ejemplo, Lokshin (1999; 2004) supone que sólo se pueden contratar estos servicios si la madre se encuentra empleada, mientras que en el caso alemán (Wrohlich 2006; 2007) se permite que se contraten los servicios sin restricciones de empleo.

Las diferencias entre estos estudios hacen que los resultados no sean estrictamente comparables entre sí, pero permiten ganancias en cuanto a la consideración de las especificidades de los mercados locales de cuidado. De todas maneras, los resultados de estos estudios se encuentran en general en la línea de lo esperado: los precios y la disponibilidad del cuidado inciden en la decisión de la madre de participar o no en el mercado laboral y la cantidad de horas trabajadas.

Una característica de estos estudios es la aplicación de simulaciones de diferentes modificaciones en las políticas asociadas al cuidado infantil para la evaluación ex-ante del impacto sobre la oferta

⁴ Se considera que un hogar se encuentra racionado cuando éste demanda servicios de cuidado, en general públicos o subsidiados, pero no existe oferta o las plazas disponibles no son suficientes para satisfacer su demanda.

⁵ Este supuesto implica que en el peor de los casos, si la madre no tiene acceso a cuidadores gratuitos, el niño queda solo mientras la madre trabaja.

laboral femenina, la demanda de cuidado y el ingreso del hogar. Entre las modificaciones simuladas se encuentra la reducción de los precios de los servicios de cuidado infantil (Wrohlich 2006; 2007; Fong & Lokshin 1999; Lokshin 1999; 2004), la eliminación de las restricciones de acceso a estos servicios (Wrohlich 2006; 2007; Kornstad & Thoresen 2002), la implementación de transferencias monetarias condicionadas a la utilización de servicios formales (Kornstad & Thoresen 2002) o focalizadas por ingresos (Lokshin 1999; 2004), y subsidios a los salarios de las madres (Fong & Lokshin 1999; Lokshin 1999; 2004) y de otros miembros del hogar (Fong & Lokshin 1999).

Lokshin (1999; 2004) encuentra que las transferencias monetarias destinadas al combate de la pobreza no tienen efectos significativos en las decisiones de cuidado infantil ni en la oferta laboral de las madres; por otro lado, la sustitución de estas transferencias por subsidios a los centros de cuidado infantil puede tener efectos positivos en la participación laboral de las mujeres, logrando así una reducción de la pobreza. En el caso de Alemania (Wrohlich 2006; 2007), las simulaciones realizadas muestran que los impactos sobre la oferta laboral de las madres de niños menores de 7 años y sobre la demanda de cuidado formal, serían mayores en el caso de aumentar las plazas disponibles respecto a reducir las tarifas de las que ya existen. Por otro lado, Kornstad y Thoresen (2002), analizando el impacto de políticas familiares en el mercado laboral en Noruega, concluyen que la implementación de una transferencia monetaria cuyo monto disminuye con la utilización de los centros subsidiados de cuidado, incidiría negativamente sobre la oferta laboral de las mujeres.

Alguno de los estudios de la vertiente europea realizan estimaciones de los costos específicos de cuidado que enfrentan los hogares, característica que se asocia a las investigaciones de la corriente estadounidense (Powell 2002; Kornstad & Thoresen 2002). Por ejemplo, Powell (2002) analiza el impacto de los costos de cuidado y de los salarios en la decisión conjunta de empleo y tipo de cuidado, en el caso de las mujeres casadas de Canadá con al menos un hijo menor de 5 años. Utiliza modelos de elección discreta, incorporando la predicción de los diferentes costos en la elección. A través de la simulación de un aumento del 10% de los salarios, la autora concluye que éstos tienen un impacto positivo sobre la probabilidad de elegir cualquiera de las alternativas de empleo. Asimismo, en las simulaciones de diferentes estructuras de precios se obtiene que el aumento del precio de los distintos tipos de cuidado reduce la probabilidad de trabajar y de usar el tipo de cuidado respectivo. A la vez, se observa que las decisiones se modifican si el Estado subsidia los salarios o los cuidados, y si estos últimos son focalizados en ciertos tipos de cuidado o no.

Por último, se han realizado estudios que evalúan el impacto que ciertas políticas han tenido en el uso de cuidado infantil y en el mercado laboral. Por ejemplo, Havnes y Mogstad (2009) analizan el impacto de la introducción de un subsidio universal para el cuidado de niños entre 0 y 6 años sobre la oferta laboral de las madres casadas en Noruega a fines de la década de 1970. Sus resultados indican que el efecto causal del subsidio al cuidado infantil sobre el empleo de la madre, de existir, es pequeño a pesar de la fuerte correlación entre las dos variables. Según los autores, esto se debe a que el subsidio genera un desplazamiento de los arreglos informales de cuidado, en lugar de aumentar la oferta laboral de las madres.

En el ámbito regional, la preocupación por el cuidado en general y por las relaciones entre el cuidado infantil y la oferta laboral femenina en particular, es más reciente. Sin embargo, existen algunos estudios que analizan estas relaciones en detalle. Tal es el caso de Wong y Levine (1992) que investigan la incidencia de la estructura del hogar, en particular la presencia de algún miembro del hogar “sustituto de la madre”, sobre las decisiones de participación laboral de mujeres casadas con hijos entre 0 y 5 años para zonas urbanas de México. Las autoras arriban a la conclusión de que la disponibilidad de servicios de cuidado a bajo costo impacta de forma positiva sobre la oferta laboral de las madres, en tanto los efectos sobre la fecundidad son nulos.

En Brasil también se han encontrado relaciones estrechas entre el cuidado infantil y la participación laboral femenina. Por un lado, Connelly, DeGraff y Levinson (1996) examinan el efecto de los arreglos de cuidado sobre la tasa de participación femenina en las zonas metropolitanas de Brasil, considerando a las madres de niños entre 0 y 6 años. Este estudio se encuadra claramente en la tradición estadounidense, enfocando el análisis en la elasticidad de la oferta laboral con respecto a los costos de los distintos tipos de cuidado. No obstante, se realizan simulaciones de modo de evaluar los impactos de determinadas políticas: por un lado, se estudia el efecto del nivel educativo de las madres en la probabilidad de estar empleada y en la demanda de cuidado no parental a tiempo completo; asimismo, se simula el impacto del ingreso de la familia en la demanda de cuidado no parental.

El único estudio que realiza una evaluación ex-ante de los potenciales impactos de políticas de cuidado en la participación laboral es el realizado por Deutsch (1998). La autora analiza el impacto que tiene el acceso a servicios de cuidado sobre la participación en el mercado de trabajo y en los ingresos de las madres con al menos un hijo menor de 6 años, en 15 favelas de Río de Janeiro. En este caso, el estudio sigue la metodología de modelos de elección discreta, aunque no se realizan simulaciones. De todas maneras, la autora observa a través de las elasticidades estimadas que el financiamiento público del cuidado infantil, ya sea a través de provisión directa o mediante subsidios a proveedores privados, generaría aumentos de empleo e ingresos de las madres que acceden a los mismos.

La mayoría de los estudios que se han realizado en la región sobre esta temática están enfocados a la evaluación ex-post de políticas de cuidado y desarrollo infantil, analizando específicamente su impacto en la oferta laboral femenina. Para Chile se investigaron los efectos del aumento de la provisión pública de salas cuna para niños de 0 a 24 meses sobre la oferta laboral de las mujeres, incluyendo en la ecuación de participación laboral una variable exógena que recogiera el aumento registrado en la provisión después del 2006 (Encina & Martínez 2009). También se estudió el impacto del aumento de la oferta de cuidado infantil para familias de bajos ingresos sobre la participación laboral, utilizando la misma metodología y realizando además un análisis de diferencias en diferencias (Medrano 2009). Por otra parte, Contreras et. al. (2010) analiza el efecto de la extensión del horario escolar para niños de 8 a 17 años en la oferta laboral de sus madres, a través de la metodología aplicada en los estudios anteriores. Estos estudios no encontraron impactos significativos de las políticas de cuidado para los niños más chicos (salas cuna y centros de cuidado) sobre la oferta laboral de las madres. Los autores consideran que este resultado

puede explicarse por factores culturales, institucionales o religiosos, así como por la sustitución de arreglos de cuidado informales por formales. Sin embargo, en el caso de los niños en edad escolar (de 8 a 17 años) se observa un efecto positivo sobre la participación laboral femenina para todas las edades, mientras que el efecto sobre las horas trabajadas es negativo. Con objetivos muy similares, Berlinsky y Galiani (2007) estudian el impacto en la demanda de cuidado y la oferta laboral femenina de la construcción de centros de atención preescolar gratuitos en Argentina. Concluyen que el impacto fue importante sobre la asistencia de los niños entre 3 y 5 años y sobre la oferta laboral de sus madres.

En Uruguay no existen hasta el momento estudios que analicen en detalle la relación entre el cuidado y la participación laboral femenina. De todas maneras, en los últimos años se han desarrollado algunas investigaciones en torno al cuidado y al trabajo no remunerado. Por ejemplo, Salvador (2007a; 2007b; 2009) y Batthyány (2009) analizan la configuración de la distribución de tareas y responsabilidades en el hogar utilizando Encuestas Continuas de Hogares y el Módulo de Uso del Tiempo Libre de la Encuesta Continua de Hogares 2007. Concluyen que existen importantes inequidades en la distribución del cuidado de niños entre mujeres y hombres: esta tarea sigue recayendo principalmente en las mujeres, restringiendo sus oportunidades de desarrollo. A la vez, se confirma una estrecha correlación entre el acceso a servicios de cuidado y la inserción laboral de las mujeres en hogares con niños.

Al analizar los gastos en servicios de cuidado de los hogares uruguayos en base a la Encuesta Nacional de Gastos e Ingresos de los Hogares 2005-2006, Salvador y Pradere (2009) encuentran una concentración de este gasto en los quintiles altos de ingreso, así como un nivel de gasto mayor en aquellos hogares en los que las mujeres tienen una mayor participación en el mercado laboral. Este estudio considera que el gasto en cuidado se compone del gasto en Salud, en Servicio Doméstico, en Educación y en Guarderías y Residenciales.

En términos más generales, existen investigaciones que analizan los determinantes de la oferta laboral femenina entre los que se incluyen la cantidad y edad de los hijos. Por ejemplo, Espino, Leites y Machado (2009) encuentran que la presencia y el número de hijos pequeños en el hogar resultan relevantes como factores que tienden a disminuir la dedicación de las mujeres al trabajo en el mercado.

4. Marco Teórico

Para entender cómo afectaría la implementación de un sistema de cuidados a la oferta laboral femenina es necesario analizar las relaciones conceptuales que entran en juego. En este capítulo se examinan en primer lugar los determinantes de la oferta laboral femenina, poniendo especial atención a la relación existente entre ésta y el cuidado infantil, dado que se ubica en el centro de este análisis. Al final del capítulo se formalizan los conceptos mencionados y se presenta el modelo de análisis que servirá de base para el estudio empírico.

4.1 Principales determinantes de la oferta laboral femenina⁶

En términos generales, las decisiones de un hogar en cuanto al tiempo que cada uno de los miembros destina a diversas tareas (trabajo en el mercado, trabajo en el hogar y ocio) se toman siguiendo algún tipo de proceso de decisión conjunta, en el que intervienen las relaciones emocionales que existen entre los miembros del hogar y las costumbres, entre otros factores (Blau et al. 2002).

Existen varios modelos económicos que intentan explicar los factores que determinan estos procesos de decisión conjunta en un hogar. Los modelos formales de toma de decisiones se basan en principios de maximización de utilidad y se pueden clasificar en dos grandes categorías: modelos unitarios y modelos de negociación⁷.

Cuando se trabaja con modelos unitarios se asume que las decisiones son tomadas por un sólo miembro del hogar, ya sea porque consideran que todos los miembros tienen exactamente las mismas preferencias o que uno de ellos toma las decisiones de modo unilateral. Este tipo de modelos implica que todos los miembros de un hogar tienen el mismo patrón de consumo, independientemente de quién de ellos percibe los ingresos.

Por otro lado, en modelos de negociación familiar, se supone que los miembros del hogar negocian entre sí en la toma de decisiones. Estos modelos postulan que aquellos miembros del hogar que tengan un mayor acceso a recursos tendrán más incidencia en las decisiones del hogar, lo que implica un mayor poder de negociación (Blau et al. 2002).

Más allá de la forma en que se toman las decisiones, la teoría económica sugiere que la decisión de participación laboral de las mujeres puede analizarse modelando sus preferencias de trabajo y ocio, sujetas a las restricciones a las cuales se enfrentan. Los factores que influyen en esta decisión pueden ser individuales, del hogar, demográficos o institucionales.

⁶ En esta sección se sigue principalmente a Birch (2005).

⁷ Cabe señalar que no existe un consenso en cuanto a qué modelos de decisión son los más adecuados, sino que cada tipo de modelo puede ser más o menos adecuado según el contexto (Browning et al. 2004).

Entre los factores personales el principal es el ingreso laboral percibido por la mujer. Ella comparará el salario de mercado con su salario de reserva, es decir, el salario para el cual le es indiferente participar o no en el mercado de trabajo. Si el salario de mercado supera al de reserva, la persona opta por trabajar; en caso contrario la decisión óptima será la no participación.

Las horas trabajadas pueden definirse igualando las tasas marginales de sustitución entre ocio y trabajo. Así, las horas trabajadas se expresan como:

$$H_i = T - L_i = f(W_i, A_i, \varepsilon_i)$$

siendo T las horas totales y L_i las horas de ocio del individuo. Las horas trabajadas serán una función del salario del individuo (W_i) y de otros factores observables y no observables (A_i y ε_i respectivamente) (Killingsworth & Heckman 1986).

Ante un aumento (reducción) del salario, se producen dos efectos que operan en sentido contrario: efecto sustitución y efecto ingreso. El efecto sustitución genera un aumento (reducción) de las horas trabajadas por el individuo, dado que aumenta (reduce) el salario por hora percibido, lo que implica un crecimiento (caída) del costo de oportunidad del ocio. Por el contrario, el efecto ingreso genera una disminución (aumento) en las horas trabajadas: esto se debe a que al aumentar (caer) el salario por hora, el trabajador puede lograr el mismo nivel de ingreso trabajando una menor (mayor) cantidad de horas (Killingsworth & Heckman 1986). El resultado sobre las horas trabajadas ante un aumento del salario no puede ser determinado a priori, sino que dependerá de cuál de estos dos efectos predomine en cada caso. Por ejemplo, para niveles de salario muy altos, es probable que predomine el efecto ingreso, ya que la utilidad del trabajador no aumentará significativamente ante un aumento del salario; mientras que para niveles de salarios no tan altos es probable que predomine el efecto sustitución.

Entre los factores personales existe amplio consenso en la literatura económica en cuanto a la incidencia sobre la oferta laboral de la acumulación de capital humano, entendida como educación y experiencia. Tiene una incidencia directa en tanto altera las preferencias de trabajo y ocio, e indirecta a través del aumento de los salarios.

Entre los determinantes asociados al hogar, es necesario tener en cuenta el papel que juega el ingreso no laboral del mismo, dado que un aumento de esta variable genera solamente efecto ingreso y por tanto desincentiva la oferta laboral. Así, cuanto mayores ingresos tenga la persona por conceptos diferentes al salario, es más probable que opte por no participar en el mercado de trabajo.

El ingreso del cónyuge y/o de otros miembros del hogar también juega un rol importante. Cabría esperar, en principio, una relación negativa, dado que la oferta laboral de las mujeres -de acuerdo a su rol de trabajadoras secundarias- se asocia básicamente a la necesidad de compensar ingresos de su cónyuge para sustentar el hogar. La incidencia de esta variable puede ser diferente por nivel educativo, dado que la valoración del trabajo por parte de la mujer y sus ingresos esperados varían según sus logros educativos.

Entre los factores demográficos que inciden en la participación laboral femenina se destacan la edad y la región a la cual pertenece. Al respecto, Birch (2005) señala que la oferta laboral femenina con respecto a la edad tiene forma de 'M', es decir, mantiene una tendencia creciente antes que la mujer comience a tener hijos, desciende cuando tiene hijos, posteriormente vuelve a crecer a medida que los niños se van incorporando al sistema educativo y cae nuevamente debido a que se aproxima la edad de retiro.

Entre los factores institucionales, desde la década de 1980 se han producido modificaciones importantes en los patrones culturales e institucionales, que influyeron significativamente en las decisiones de oferta laboral de las mujeres. Por un lado, ha aumentado significativamente el número de divorcios. Este hecho podría incrementar la tasa de actividad femenina por dos vías: a) la necesidad de contribuir con los ingresos del hogar y b) la previsión del riesgo que implica el divorcio con su consecuente disminución de ingresos.

Por otro lado, se verifica un notorio descenso en las tasas de fecundidad, lo que podría estar reflejando una preferencia de la mujer por el trabajo remunerado fuera del hogar. No obstante, existen otros factores que también influyen en el descenso de la tasa de fecundidad, más allá de la preferencia de la mujer por el trabajo en el mercado, como ser el desarrollo y difusión de los métodos anticonceptivos.

Existen factores culturales que pueden ser determinantes en la decisión de las mujeres de trabajar. Contreras y Plaza (2010) señalan que cuanto más arraigados tenga una mujer los valores machistas y/o cuanto más conservadora sea, menor será su participación laboral. La incidencia de estos factores puede ser tan importante como para contrarrestar la incidencia positiva de otros factores, como la acumulación de capital humano.

La presencia de niños en el hogar así como la edad de los mismos, son variables que también incidirían en la participación laboral de las mujeres y en la cantidad de horas trabajadas. En este sentido, las políticas gubernamentales, en especial la disponibilidad de un sistema de cuidado infantil, son factores que podrían jugar un rol importante. Dada la relevancia de estos aspectos para este estudio, se analizan en mayor profundidad en la siguiente sección.

4.2 Cuidado Infantil y oferta laboral femenina

En esta sección se busca identificar las relaciones existentes entre el cuidado infantil y la oferta laboral. Asimismo, se analizan los impactos de un subsidio al cuidado infantil sobre la oferta laboral femenina y los arreglos de cuidado.

En la actualidad es prácticamente imposible para una persona incorporarse en el mercado de trabajo remunerado y cuidar a los niños del hogar de forma simultánea (Connelly & Kimmel 2003b). Esto implica que el cuidado y el trabajo remunerado se tornan roles claramente diferenciados, lo que lleva a que se constituyan en usos competitivos del tiempo de las madres, principales cuidadoras debido a los patrones de especialización intra-hogar (Connelly et al. 1996;

Deutsch 1998). Por ello, si la madre se encuentra ocupada, otra persona debe encargarse del cuidado de sus hijos. De este modo, las decisiones sobre participación en el mercado laboral y de cuidado infantil serían simultáneas: si la madre decide estar empleada, será necesario coordinar el cuidado no maternal de sus hijos.

La presencia de niños en el hogar aumenta el salario de reserva de las mujeres, disminuyendo su probabilidad de participación en el mercado laboral. Existen dos formas de entender este fenómeno: a través del aumento de la productividad de la mujer en el hogar o a través de los costos de cuidado en los que se incurren si la madre participa en el mercado de trabajo (Connelly 1992).

Por un lado, el aumento del salario de reserva de las mujeres debido a la presencia de niños en el hogar puede explicarse a través del aumento de su productividad en el hogar. Según los modelos de negociación familiar mencionados anteriormente, se asume que la decisión de un hogar sobre la oferta laboral de sus miembros está determinada por la comparación de su productividad en el hogar y en el mercado. Los niños pequeños requieren de cuidado constante y la productividad de la madre en el hogar puede ser mayor que el retorno potencial de su trabajo fuera del mismo, en comparación con los hombres (Lokshin et al. 2000). A medida que aumenta la edad de los niños del hogar, el tiempo que ellos requieren de la madre disminuye, por lo que la productividad marginal del tiempo de la madre en el hogar cae, haciendo de la participación en el mercado laboral una opción más conveniente (Klerman & Leibowitz 1990).

Por otro lado, el salario de reserva de la madre aumenta cuando hay niños en el hogar debido a que los costos de cuidado no maternal disminuyen su salario neto. Bajo este enfoque, los hogares deciden la participación de sus miembros en el mercado laboral analizando la ganancia neta del empleo. En este sentido, los costos asociados al cuidado hacen que el trabajo implique un retorno menor para el hogar (Immervoll & Barber 2005). Estos costos pueden ser lo suficientemente altos para constituirse en una barrera de entrada para las mujeres en el mercado de trabajo (Deutsch 1998). En particular, los costos del cuidado infantil son especialmente altos para las familias con niños menores de 4 años por dos razones: en primer lugar, los cuidados requeridos por estos niños son más intensivos en trabajo y por lo tanto más caros respecto al de los niños en edad preescolar; en segundo lugar, para los niños mayores de 3 años existen en general opciones de cuidado gratuitas en las escuelas, al menos a tiempo parcial (Klerman & Leibowitz 1990).

En términos generales, los costos económicos de tener hijos se dividen en costos directos, considerados como los gastos adicionales que representa la presencia de los niños (alimentación, vestimenta, cuidados, educación), y los indirectos o costos de oportunidad. Estos costos de oportunidad se asocian a la pérdida de ingresos potenciales cuando la energía y el tiempo se destinan a criar hijos en vez de destinarlos al trabajo remunerado. El principal mecanismo a través del que se expresa este costo de oportunidad es entonces el tiempo que la madre se ausenta del mercado laboral, ya sea por licencias maternales, reducción de las horas de trabajo o el abandono del mercado. En estos casos, la pérdida de ingresos no se limita al período en que la madre se ausenta del mercado: si se considera la capacitación laboral como una inversión en capital

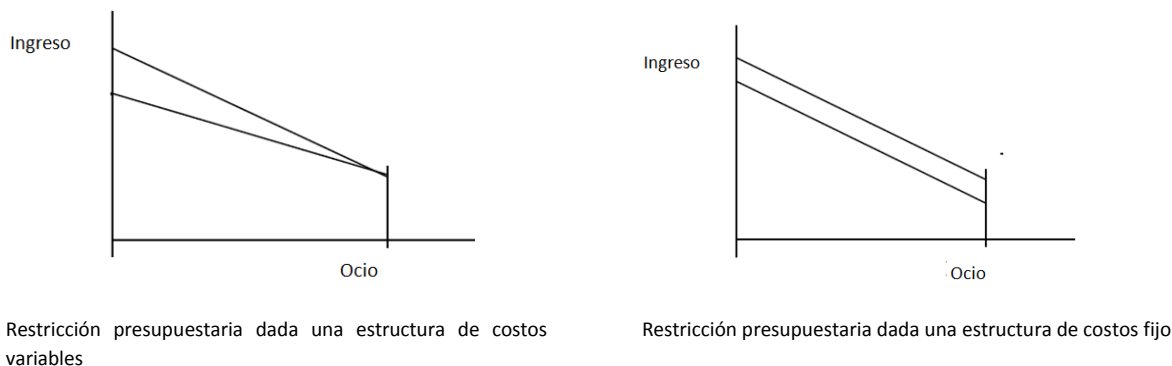
humano, este tiempo implicará una reducción en la acumulación de capital e inclusive puede implicar la depreciación del capital acumulado previamente. Esto podría llevar a que se reduzca el salario potencial de la madre de forma permanente; se hace referencia a este diferencial de ingresos generado por la tenencia de hijos como 'family gap' (Breusch & Gray 2004).

Este estudio se centra exclusivamente en los costos directos, específicamente en los de cuidado. Al analizar la relación entre los costos de cuidado y la participación laboral es importante tener en cuenta dos elementos centrales: el nivel educativo de las mujeres (Anderson & P. B. Levine 1999) y la estructura de los costos (Cobb-Clark et al. 1999).

Las mujeres más capacitadas, con mayores salarios potenciales, pueden sortear el problema que imponen los costos más fácilmente que las menos formadas. Para estas últimas, la falta de disponibilidad de servicios de cuidado de bajo costo puede ser determinante en su decisión de participación. Su menor capacidad de generar ingresos hace de la producción en el hogar una alternativa más atractiva que el empleo. Sin embargo, los menores niveles de ingreso podrían forzarlas a la participación más allá de modificaciones relativamente pequeñas en los costos. Esto indica que no se puede esperar una respuesta uniforme de la participación laboral frente a cambios en los precios del cuidado.

Por otro lado, la forma en que los costos de cuidado infantil afectan la oferta laboral de las madres depende en gran medida de la estructura de los mismos. Los costos variables (o por hora) generan efectos ingreso y sustitución, de modo similar a una reducción del salario. En primer lugar, la disminución en el ingreso que determinan los costos de cuidado genera que el trabajador secundario, principalmente la mujer, trabaje más horas para compensar esa pérdida. A la vez, la caída del salario neto por hora resultante de una tarifa variable reduce el precio del ocio, incidiendo a la baja en las horas de trabajo. De este modo, el efecto de una tarifa variable no se puede determinar a priori. Aún así, algunas mujeres, que en ausencia de costos de cuidado trabajarían una cantidad reducida de horas, optarán por no hacerlo debido a la existencia de dichos costos. En estos casos, los costos de cuidado pueden funcionar como una barrera a la participación en el mercado de trabajo.

Figura 1: Restricción presupuestaria según estructura de costos de cuidado



Fuente: Cobb-Clark, Liu y Michell (1999)

Al analizar una tarifa fija, se observa que sólo genera efecto ingreso: el costo neto por hora de trabajo permanece incambiado, debido a que la tarifa implica un costo fijo, no asociado a la cantidad de horas que la mujer decide efectivamente trabajar. La reducción que genera esta tarifa en la restricción presupuestaria lleva a que la función de oferta laboral sea dicotómica: en primer lugar, algunas mujeres que hubieran trabajado una cantidad de horas reducida si no existieran estos costos, pueden aumentar sus ingresos optando por la no participación; en segundo lugar, dado que el costo por hora del trabajo se mantiene constante, aquellas que decidan participar trabajarán más horas. De este modo, los costos fijos son una barrera más importante para la participación que los variables.

En suma, según estos autores, el grado en que los costos actúan como una barrera a la participación laboral depende de la magnitud de los costos con respecto a los salarios de mercado y de la estructura de estos costos.

Es importante realizar una puntualización adicional: los efectos de los costos de cuidado sobre la oferta laboral presentados hasta el momento no consideran la existencia de mercados de cuidado racionados. Las restricciones de oferta llevan a que los padres puedan no aumentar su demanda de cuidado frente a una disminución de los costos, condicionando los efectos antes descritos (Immervoll & Barber 2005).

Los costos implícitos del cuidado infantil que las familias enfrentan dependen de la disponibilidad de opciones de cuidado, incluyendo la presencia de familiares o amigos dispuestos a proveer cuidado a bajo costo, o gratuitamente (Deutsch 1998). Esta es una particularidad del mercado de cuidado: las familias no enfrentan los mismos precios en el mercado (Connelly 1992).

La disponibilidad de cuidado gratuito o a muy bajo costo provisto por familiares modifica en cierto modo las conclusiones obtenidas anteriormente. De aquí en adelante, se categoriza este cuidado como cuidado informal, en contraposición al cuidado brindado en las instituciones, considerado

formal⁸. Así, la disponibilidad de cuidado informal implica que la decisión de participación laboral de una mujer no conlleva automáticamente la decisión de contratar servicios de cuidado formal en el mercado. Esta última decisión implica sopesar los costos y calidades del cuidado de mercado y el informal, así como el ingreso y ocio al que el familiar que provee el cuidado estaría renunciando (D. M. Blau & Robins 1988). En segundo lugar, la presencia de familiares en el hogar que puedan sustituir a la madre en las tareas de cuidado infantil genera una reducción de la productividad marginal del tiempo de la madre en el hogar, aumentando la probabilidad de que ésta participe en el mercado laboral (Klerman & Leibowitz 1990). De este modo, la disponibilidad de servicios de cuidado, tanto formal como informal, se torna una variable relevante para explicar la oferta laboral femenina.

Es importante señalar que la relación causal entre la disponibilidad de cuidados y la oferta laboral es recíproca: por un lado, mayores tasas de empleo generan un aumento de la demanda de servicios de cuidado infantil y, por otro lado, una adecuada oferta de servicios permite a las mujeres mayores posibilidades de conciliación entre el trabajo y la familia. A la vez, existe otro vínculo posible a través de la oferta de cuidado informal: dado que éste es principalmente provisto por mujeres, su incorporación en el mercado de trabajo implica una restricción en su disponibilidad como cuidadoras informales. Esto lleva a la existencia de un efecto desplazamiento entre cuidado informal y formal, por el cual mayores tasas de actividad femenina reducen el número de mujeres disponibles para el cuidado informal, lo que puede aumentar la demanda de servicios de cuidado formal. Este hecho puede reforzar la relación positiva entre el empleo femenino y la demanda de cuidado formal (Immervoll & Barber 2005).

Demanda de cuidado infantil

Más allá de de los precios relativos de los servicios y de la presencia de familiares dispuestos a cuidar de forma gratuita, existen otros factores que influyen en la demanda de cuidado. Estos factores se asocian a las características del hogar, de la madre y del niño.

Connelly y Kimmel (2003a) consideran que tanto la situación conyugal como la forma de participación de la mujer en el mercado de trabajo determinan la demanda de cuidado. La presencia del esposo puede representar la principal fuente de ingresos para el hogar, permitiendo que la madre realice exclusivamente las tareas de cuidado. En otros casos, el cuidado puede ser provisto por el esposo, lo que facilitaría la inserción laboral de las madres. Así, es de esperar que los arreglos de cuidado sean diferentes para las mujeres que conviven en pareja que para el resto.

La participación a tiempo parcial o completo en el mercado laboral también condiciona la elección del tipo de cuidado. Los costos de transacción para encontrar y monitorear servicios de cuidado a tiempo parcial o completo pueden ser diferentes, y los arreglos de cuidado que son aceptables

⁸ Ver Sección 5.3.3.2 para una discusión más detallada de esta categorización para el mercado de cuidado uruguayo.

para pocas horas semanales pueden no serlo para jornadas extensas. Además, los familiares pueden estar disponibles para brindar cuidado a tiempo parcial, pero no a tiempo completo.

Finalmente, otras variables que inciden en la elección del tipo de cuidado son, la edad del niño, el ingreso del hogar y la educación -como indicador del nivel socioeconómico del hogar (Connelly & Kimmel 2003b). Es probable que aquellos hogares con mayores ingresos y altos niveles educativos del jefe y/o cónyuge, opten por un tipo de cuidado formal a tiempo completo, ya que suelen dedicar más horas al mercado de trabajo. Sin embargo, los hogares de mayores ingresos pueden también combinar cuidado formal a tiempo parcial con cuidado en el hogar mediante la contratación de servicio doméstico. Así, la opción de cuidado formal a tiempo completo se vuelve una estrategia más viable para los hogares de ingresos medios, para los cuales combinar cuidado formal privado con servicio doméstico resulta una estrategia excesivamente costosa.

Antes de pasar al análisis de los efectos de los subsidios de cuidado infantil sobre la oferta laboral es importante señalar que otros factores también influyen en la decisión conjunta entre oferta laboral y cuidado infantil. Determinadas pautas culturales como por ejemplo la convicción de que la familia pierde bienestar si la madre trabaja a tiempo completo y que la mejor opción es que la madre cuide de sus hijos, pueden llegar a ser determinantes en la decisión cuidado-participación laboral (Contreras & Plaza 2010). También, la confianza y la calidad de los servicios prestados son elementos fundamentales en la decisión. Sin embargo, estos aspectos no serán analizados debido a que no forman parte de las variables de interés para este estudio.

¿Cuáles serían los efectos de aplicar un subsidio?

Dado que uno de los principales objetivos de los subsidios al cuidado infantil es la promoción del empleo femenino y que esta relación es central para la presente investigación, se analizan a continuación los efectos que éstos pueden tener en la oferta laboral de las mujeres⁹.

Siguiendo un modelo básico de cuidado y oferta laboral, un subsidio lineal al cuidado aumenta el ingreso neto de la mujer y, por lo tanto, crece la probabilidad de participación en el mercado laboral (Blau 2000). De este modo, el subsidio genera incentivos a la participación de las madres aunque el efecto final sobre las horas trabajadas no se puede determinar, ya que el subsidio tiene un efecto sustitución positivo y un efecto ingreso negativo.

Este modelo no considera la disponibilidad de cuidado informal. Aún cuando este cuidado se provee de forma gratuita, tiene un costo de oportunidad: el padre o familiar sacrifica ocio o ingresos para brindarlo. Si la madre considera conjuntamente sus ingresos con los del padre o familiar, o tiene preferencias sobre las horas de ocio de ellos, la madre se comportará como si el cuidado informal tuviera un costo de oportunidad. De este modo, se utilizará el cuidado informal hasta el punto en que la tasa marginal de sustitución entre consumo y ocio del familiar sea igual al

⁹ Para este análisis se sigue principalmente a Blau (2000).

precio de mercado del cuidado formal, y se contratarán las horas necesarias para completar las necesidades de cuidado de la familia.

Si en este marco se introduce un subsidio, el precio de mercado del cuidado disminuye, pero el precio sombra del cuidado informal del familiar no se modifica. Por ello, el subsidio genera no sólo incentivos al empleo, sino también un aumento en la probabilidad de utilización de cuidados formales. En suma, suponiendo que la calidad es homogénea, si el cuidado informal es una opción, el subsidio inducirá a mujeres que hubieran trabajado de todas maneras a aumentar el uso del cuidado formal y reducir las horas de cuidado informal. Así como también señalan otros autores, estos subsidios pueden generar un efecto desplazamiento del cuidado informal por cuidado formal, determinando poco o nulo aumento en el uso total de cuidados y en la oferta laboral (Connolly & Kimmel 2003b; Havnes & Mogstad 2009; Blau 2000).

Por otra parte, se deben comparar los efectos de un subsidio al cuidado con uno a los salarios, buscando identificar cuál es más costoso para el Estado, si el objetivo es aumentar la participación laboral de las mujeres con niños pequeños. En primer lugar, el subsidio al cuidado sólo se hace efectivo si la madre hace uso del cuidado formal subsidiado, por lo que cierta cantidad de mujeres no accederá al subsidio. De este modo, el costo que asume el Estado al subsidiar los servicios de cuidado es menor que el costo que asumiría al subsidiar salarios¹⁰. Por otro lado, como se analiza en el párrafo anterior, el subsidio al cuidado induce a mujeres que hubieran trabajado de todas maneras a sustituir el cuidado informal por el subsidiado; esto implica que aumente el gasto público sin lograr el objetivo de aumentar el empleo. Dado que el subsidio a salarios se otorga a todas las mujeres que trabajan, mientras que el de cuidados sólo alcanza a las que utilizan servicios de cuidado formal, en términos del gasto el subsidio a cuidados será más eficiente que un subsidio a salarios, en relación al aumento del empleo que genera (Blau 2000).

Antes de finalizar esta sección se debe señalar que existe un conjunto de efectos dinámicos que el cuidado puede tener sobre otras variables que no serán consideradas en el presente estudio. La asequibilidad y disponibilidad de cuidado infantil afecta la fecundidad, ya que reduce el costo de tener hijos. El ingreso adicional que implica la participación de la mujer en el mercado laboral puede llevar a que la constitución de hogares compuestos o extendidos se torne menos atractiva. Esto se debe principalmente a los costos de vivienda y a que se reduce el beneficio relativo de la presencia de otros adultos. Por último, el acceso a servicios de cuidado puede afectar la escolarización de los miembros del hogar y la participación laboral de otros miembros distintos de la madre.

¹⁰ El modelo asume que sólo se puede hacer uso del cuidado subsidiado si la madre se encuentra empleada.

4.3 Modelo de análisis para la estrategia empírica

A continuación se presentan en un único modelo teórico las relaciones conceptuales desarrolladas en las secciones anteriores, siguiendo el modelo presentado por Wrohlich (2006; 2007). El objetivo es la construcción de un modelo teórico que permita la simulación de diferentes escenarios de política, estimando su impacto sobre la oferta laboral de las madres y la demanda de servicios de cuidado.

Se considera que las madres cuentan con tres alternativas de participación en el mercado laboral: no participación, participación a tiempo parcial y a tiempo completo. En cuanto a los arreglos de cuidado, se asume que las madres cuentan con cinco alternativas: no utilización de cuidado formal, cuidado formal público o privado, a tiempo completo o parcial. Teniendo en cuenta que las decisiones de cuidado y participación se toman conjuntamente, las madres cuentan con un conjunto de 16 opciones, que surge de la combinación de las anteriores.

A continuación, se explicitan los supuestos que el modelo realiza respecto a las distintas alternativas de participación laboral y cuidado. Se supone que si la madre participa en el mercado laboral y no contrata servicios formales de cuidado, hará uso de cuidado informal durante todas las horas trabajadas. Asimismo, dado que no se puede distinguir entre las horas de cuidado maternal e informal, se supone que en todos los casos en que la madre no trabaja el cuidado maternal es el principal. Se asume además que la madre no puede en ningún caso cuidar de sus hijos y trabajar al mismo tiempo. Por último, se considera que solamente se puede optar simultáneamente por cuidado formal público y privado si la madre trabaja a tiempo completo¹¹.

Se utiliza una función de utilidad de la madre similar a la propuesta por Blau y Hagy (1998). A diferencia de ellos, no se considera directamente la calidad de los servicios de cuidado. Se asume que la utilidad de la madre, U , depende positivamente del ingreso neto del hogar, y , de sus horas de ocio, l , y del “cuidado de sus hijos”, Q . Depende también de un vector de características socio-demográficas, D : el nivel educativo de la madre, la presencia del padre y de niños menores de 4 años en el hogar y la región.

(1)

$$U = u(y, l, Q, D)$$

El cuidado de los niños, Q , es una función que depende positivamente de las horas de cuidado maternal, m , de las horas de cuidado formal público, f_{pub} , y de las horas de cuidado formal privado, f_{priv} . A su vez, se asume que depende negativamente de las horas de cuidado informal, inf .

¹¹ En principio no se pueden combinar alternativas de cuidado institucional público y privado. Sin embargo, dado que este trabajo considera al servicio doméstico como cuidado formal (ver Sección 5.3.3.2), se debe permitir la combinación de cuidado formal público y privado. Como no se puede distinguir en las fuentes de información disponibles si el servicio doméstico es de cuidado o no, sólo se permite la combinación cuando el hogar contrata servicio doméstico y si las horas trabajadas por la madre superan las horas de cuidado formal público. Es decir, se permite la combinación si trabaja a tiempo completo, utiliza servicios de cuidado público a tiempo parcial y contrata servicio doméstico.

(2)

$$Q = q(m, f_{pub}, f_{priv}, inf)$$

Esta variable se define para el niño más chico del hogar, asumiendo que si existen más niños la variable toma el mismo valor. Esta opción se debe a que, tal como señalan Klerman y Leibowitz (1990), la exigencia de cuidado es mayor cuanto más pequeño es el niño. Al considerar la decisión de cuidado para el niño más chico del hogar y replicarla para el resto de los niños, la restricción que la madre tiene al decidir su participación laboral está determinada por la mayor exigencia de cuidado dentro del hogar.

La restricción de ingreso del hogar, definida como el ingreso neto, se puede expresar formalmente como:

(3)

$$y = (h \times w + Z) - ec \times f$$

Donde h son las horas trabajadas por la madre, w es su salario por hora, Z representa los otros ingresos del hogar, ec son los costos esperados del cuidado formal por hora y f son las horas de cuidado formal utilizadas por el hogar.

Dado que el mercado de cuidado formal subsidiado presenta restricciones de acceso, para considerar el costo y la disponibilidad de forma simultánea, se utiliza la variable 'costo esperado del cuidado formal'. Esta variable recoge el hecho de que a algún precio, potencialmente muy alto, todos los hogares acceden a cuidado formal. Para calcular este costo, se considera el promedio ponderado de las tarifas subsidiadas y las tarifas privadas. La ponderación responde a la probabilidad de conseguir una plaza en los centros subsidiados.

Los costos esperados ec se calculan en base al precio del cuidado formal no pago c_s y al cuidado pago c_{ns} , ponderado por las probabilidades de acceder y no acceder a una plaza subsidiada, p y $(1-p)$ respectivamente.

A la vez, existen dentro de los cuidados formales pagos una variedad de alternativas que implican costos diferentes. Para reflejar esta diversidad se opta por establecer dentro del costo del cuidado pago tres alternativas: centros privados c_{inst} , servicio doméstico o niñeras en el hogar c_{sd} y una combinación de las dos alternativas c_{comb} . Se pondera cada una por la probabilidad de elegir esa opción, p_{inst} , p_{sd} y p_{comb} respectivamente.

De este modo, se pueden definir los costos esperados de cuidado formal de la siguiente manera:

(4)

$$ec = p \times c_s + (1-p) \times (p_{inst} \times c_{inst} + p_{sd} \times c_{sd} + p_{comb} \times c_{comb})$$

El tiempo de la madre se reparte entre trabajo (h), cuidado maternal (m) y ocio (l)¹². Además, teniendo en cuenta que el niño requiere de cuidado constante, las horas de cuidado maternal,

¹² No se considera el tiempo de traslado desde el hogar al lugar de trabajo y al centro de cuidado.

cuidado formal y cuidado informal deben completar la jornada T . De este modo, la restricción de tiempo se puede expresar como sigue:

(5)

$$h + m + l = m + f + inf = T$$

Se asume que la madre puede utilizar cuidados formales aún cuando no se encuentra trabajando. Sin embargo, el cuidado informal sólo es provisto si la madre se encuentra trabajando, por lo que las horas de cuidado informal se obtienen como un residuo en el caso de que las horas trabajadas por la madre excedan las horas utilizadas de cuidado formal:

(6)

$$inf = \max(h - f, 0)$$

Asimismo, la madre sólo tendrá horas de ocio si las horas de cuidado formal superan las horas de trabajo, es decir si f es mayor que h . No se modelan explícitamente otras actividades en el hogar diferentes del cuidado de niños. Por lo tanto, las horas de ocio resultantes del modelo engloban también toda otra actividad que la madre realice en el hogar, lo que implica que esta variable no refleja las horas de ocio puro de la madre. Se debe notar que la definición de ocio utilizada en este trabajo es diferente a la tradicional, dado que no es el complemento de las horas de trabajo.

Sustituyendo las ecuaciones (2), (3) y (5) en la función de utilidad de la madre (1), el problema de maximización de la madre puede escribirse de la siguiente manera:

(7)

$$\text{Máx } U = u \{ [(h \times w + Z) - ec \times f], (T - h - m), Q(m, f_{pub}, f_{priv}, inf), D \}$$

h, f

sujeto a la restricción que impone (6) y a que todas las variables de elección tienen que ser no negativas.

En base a este modelo de decisión se pueden estimar las preferencias de la madre con respecto a las alternativas de cuidado y participación laboral, considerando que la elección realizada por la madre será aquella que maximiza su utilidad. En base a ello, se pueden realizar simulaciones de política que alteren las características de los servicios de cuidado y así analizar los impactos que tendrían en la oferta laboral y la demanda de cuidado.

5. Metodología

En esta sección se detalla la metodología utilizada para realizar las simulaciones. En la primera sección se realiza una breve descripción de las técnicas de microsimulación, sus ventajas, limitaciones y usos (Sección 5.1). A continuación se define la estrategia empírica a seguir, y se detallan las opciones que debieron tomarse para adecuar la metodología al caso uruguayo, así como los pasos para la construcción de un modelo comportamental (Sección 5.2). Finalmente se especifican las fuentes de información utilizadas (Sección 5.3).

5.1 Modelos de microsimulación

Bourguignon y Spadaro (2006) realizan una revisión de los diversos métodos de microsimulación y sus bases teóricas, analizando sus limitaciones, posible interpretación y utilidad. Esta sección sigue los planteos realizados en ese trabajo.

Los modelos de microsimulación permiten simular los efectos de una política en una muestra de agentes económicos (individuos, hogares, empresas) a nivel individual. La evaluación de las políticas se basa en representaciones del ambiente económico de los agentes individuales, sus restricciones presupuestarias y posiblemente, su comportamiento. La simulación de las políticas consiste en evaluar las consecuencias de la modificación del ambiente económico generado por el cambio en las mismas, en un vector de indicadores de la actividad o bienestar de cada agente de la muestra.

La utilidad de estas técnicas se basa en que toman en consideración la heterogeneidad de los agentes observados en los microdatos, a diferencia de los modelos basados en agentes representativos. Por otro lado, permiten realizar evaluaciones ajustadas de costo-beneficio de las políticas agregando los resultados obtenidos a nivel micro.

Existen, en principio, dos tipos de modelos de microsimulación, dependiendo de si consideran o no las modificaciones de comportamiento que inducen los cambios en las políticas. Aquellos modelos que no consideran en absoluto las respuestas comportamentales de los agentes son llamados modelos aritméticos. Simulan el cambio en el ingreso disponible de los individuos u hogares debido al cambio de las reglas de política, bajo el supuesto de que el comportamiento de los agentes permanece incambiado. Se considera que estos modelos buscan estimar el *efecto de primera vuelta* de las modificaciones en las políticas.

Por otro lado, los modelos comportamentales incluyen una detallada representación de las respuestas comportamentales de los individuos y hogares frente a los cambios en las restricciones presupuestarias que implican las modificaciones de política. Buscan determinar la respuesta óptima de los agentes en cuanto a variables tales como consumo y oferta laboral. Para hacerlo, se deben incorporar modelos de consumo y/o de oferta laboral previamente estimados. El objetivo

no es sólo calcular las variaciones del ingreso disponible de los agentes frente al cambio de política, sino también considerar los cambios en su comportamiento inducidos por estas primeras variaciones en el ingreso, lo que se conoce como *efectos de segunda vuelta*.

Los modelos comportamentales requieren tres pasos: especificar la estructura del modelo utilizado, estimar o calibrarlo y simular las reformas de política en base al modelo estimado. En este trabajo se plantea la estimación de un modelo comportamental, estático y de equilibrio parcial, que permita estimar los cambios de comportamiento asociados al mercado laboral y la utilización de servicios de cuidado frente a la implementación de un sistema de cuidados infantil.

Las limitaciones más relevantes asociadas a este método refieren a la propia construcción de los modelos de comportamiento. En primer lugar, los supuestos involucrados pueden ser decisivos debido a que pueden arrojar resultados diferentes. A la vez, existen diversos problemas referidos a la estimación de la función de comportamiento, tales como simultaneidad de la decisión de trabajar y el ingreso asociado a cada opción. Por otro lado, la mayoría de estos modelos -al igual que el que se plantea en este estudio- consideran exclusivamente los efectos de equilibrio parcial, dejando de lado los efectos en precios y asignación de recursos que pueden tener las políticas aplicadas. Éstos pueden ser significativos y pueden modificar los resultados globales. Asimismo, se analizan los efectos de corto plazo, sin considerar modificaciones en decisiones que son de largo plazo, asociadas por ejemplo a dimensiones demográficas.

5.2 Opciones de cuidado y participación laboral de las madres

Como se señaló anteriormente, se asume que las madres cuentan un conjunto de 16 opciones, que surge de la combinación de alternativas de participación laboral y cuidado.

En función de los supuestos sobre las restricción de horas mencionados en el modelo de análisis, el Cuadro 2 resume la distribución de las horas de utilización de los distintos tipos de cuidado para el niño más chico del hogar y de las horas de la madre entre cuidado maternal, trabajo y ocio para cada una de las alternativa de la madre, considerando una jornada semanal de 80 horas.

Cuadro 2: Definición del conjunto de alternativas de cuidado-participación laboral – Horas de trabajo y ocio, cuidado formal público, privado, informal y maternal según alternativa.

Alternativa	Horas de trabajo h	Horas de cuidado formal publico f_{pub}	Horas de cuidado formal privado f_{priv}	Horas de cuidado informal inf	Horas de cuidado maternal m	Ocio l
1	0	0	0	0	80	0
2	20	0	0	20	60	0
3	40	0	0	40	40	0
4	0	20	0	0	60	20
5	20	20	0	0	60	0
6	40	20	0	20	40	0
7	0	40	0	0	40	40
8	20	40	0	0	40	20
9	40	40	0	0	40	0
10	0	0	20	0	60	20
11	20	0	20	0	60	0
12	40	0	20	20	40	0
13	0	0	40	0	40	40
14	20	0	40	0	40	20
15	40	0	40	0	40	0
16	40	20	20	0	40	0

Fuente: Construcción propia en base a Wrohlich (2006; 2007)

Es importante notar que se está suponiendo que la opción de cuidado informal gratuito brindado por familiares o amigos está siempre disponible y que se utilizará durante las horas en las que la madre se encuentre trabajando y no se contraten otros servicios. Esto implica que, en el peor de los casos, si la madre no tiene acceso a cuidado informal, el niño queda solo mientras la madre se encuentra trabajando. Este supuesto es fuerte, dado que no todos los hogares cuentan con esta opción, lo que podría implicar una subestimación de la demanda de cuidado formal.

Alternativas de oferta laboral de la madre

Como puede observarse en el Cuadro 2, las horas trabajadas semanalmente por la madre h se dividen en tres grupos:

$$\begin{aligned}
 h_0=0 & \quad \text{no participación,} & \quad \text{si } h < 5 \\
 h_{\text{tiempo parcial}}=20 & \quad \text{participación a tiempo parcial,} & \quad \text{si } 4 < h < 31 \\
 h_{\text{tiempo completo}}=40 & \quad \text{participación a tiempo completo,} & \quad \text{si } h > 30
 \end{aligned}$$

De este modo, se asume que la oferta laboral es discreta, es decir, las madres pueden optar entre un conjunto fijo de opciones de horas trabajadas¹³. Esto quiere decir que ante variaciones del

¹³ Una vez que se elige modelar las horas trabajadas de forma discreta, lo ideal sería considerar un conjunto amplio de opciones, de modo de aproximarse a la modelización continua. Sin embargo, en este trabajo esa opción no es viable dada la gran cantidad de

salario o de otros parámetros que afecten la participación laboral, las mujeres no pueden ajustar las horas trabajadas de forma continua, aunque pueden pasar de un grupo al otro.

Los modelos tradicionales de oferta laboral suponen que las horas de trabajo son continuas y se modelan explícitamente a través de una ecuación de horas trabajadas. Esta modelización genera que frente a cambios en los determinantes, la oferta pueda ajustarse en el margen (Creedy & Duncan 2002). No obstante, otros estudios suponen que la decisión se toma sobre un conjunto de alternativas discreto (0, 20 o 40 horas, por ejemplo).

Este último enfoque es menos flexible ante los cambios en los determinantes de la oferta laboral, dado que sólo se ajusta la oferta de una persona si cambia de un estado al otro, por ejemplo pasando de tiempo parcial a tiempo completo. Sin embargo, en algunos casos puede resultar más realista dado que existen restricciones de carácter laboral e institucional que limitan las posibilidades de oferta laboral. Esta idea se ve reforzada por la observación empírica que muestra que las horas trabajadas no se distribuyen de forma continua sino que presentan puntos de acumulación (Creedy & Duncan 2002). Los mercados laborales de los países no desarrollados presentan mayor flexibilidad en cuanto a las horas de trabajo, que hace que no se ajuste esta modelización tan fielmente como en los desarrollados. Sin embargo, como se verá más adelante (Gráfica 2), en Uruguay el 34,5% de las madres trabaja 0 horas, el 4,4% trabaja 20 y el 7,3% 40 horas. Así el 46,2% de las madres se ubican en alguno de los puntos de acumulación asumidos por el trabajo.

5.3 Métodos de estimación

Esta sección busca explicitar la estrategia empírica utilizada, siguiendo a Wrohlich (2007), así como los supuestos y decisiones que se debieron tomar para aplicar la misma al caso uruguayo. En los próximos párrafos se describe muy brevemente la estrategia para la estimación del modelo de microsimulación comportamental, para después analizar en detalle cada uno de los pasos realizados.

Para estimar un modelo de microsimulación es imprescindible contar con microdatos representativos de la población que aporten información sobre los ingresos, las horas trabajadas por las personas, los arreglos de cuidado, la composición de los hogares y variables socio demográficas, entre otras. La primera etapa consiste pues en obtener esta información. Se deben seleccionar los hogares con los que se trabajará en la estimación del modelo comportamental, así como procurar que toda la información requerida se encuentre disponible. Dado que no existe una

alternativas disponible. Aún así, la división de las horas en grupos no es la tradicional. Esto se debe a que las mujeres que trabajan menos de 5 horas semanales no se ajustarían necesariamente al modelo presentado en este estudio. Es probable que sus decisiones de participación laboral y cuidado no sean simultáneas ya que requieren muy pocas horas de cuidado no maternal. Las madres que trabajan 4 horas o menos representan un 1,8% de las consideradas en este trabajo. Por otro lado, las horas trabajadas presentan un punto de acumulación en 30: un 5,7% del total de madres trabaja 30 horas semanales. Se considera que estas madres se comportan de forma más parecida a las mujeres que trabajan a tiempo parcial que las que lo hacen a tiempo completo, por lo que se las considera en el grupo intermedio.

única base de microdatos en Uruguay que abarque todas las variables necesarias para este estudio, se utilizan diversas encuestas para construir la base de datos con la que se trabaja. En la próxima sección se analizan en detalle las fuentes de información utilizadas.

Una segunda etapa consiste en la estimación del ingreso neto del hogar. El ingreso del hogar se compone del ingreso laboral de la madre y de otros ingresos del hogar. Se debe estimar el ingreso laboral potencial por hora de cada una de las madres, incluyendo a quienes no se encuentran trabajando.

Una vez que se obtiene el ingreso total del hogar, para obtener el ingreso neto, se sustraen los costos esperados de cuidado. Se requiere de la estimación de los precios potenciales de cuidado para todos los hogares, aún cuando no se contratan servicios de cuidado pagos. Se necesita también estimar la probabilidad de obtener una plaza en los centros de cuidado públicos para cada niño y las probabilidades de utilización de cada una de las opciones de cuidado pago.

Es importante notar que la oferta laboral y la utilización de servicios se estiman de forma conjunta, de modo de considerar explícitamente la simultaneidad de estas dos decisiones. Así, todas las madres de la muestra se ubican en una de las alternativas presentadas en el Cuadro 2 en función de sus horas de trabajo y de los arreglos de cuidado utilizados.

La última etapa consiste en la estimación del modelo comportamental, en este caso un modelo de oferta laboral y de horas de utilización de cada tipo de cuidado. Se estima a través de un modelo multinomial dado que la variable dependiente es discreta y no ordinal tomando 16 valores diferentes. Se opta por un Logit Condicional para realizar la estimación del modelo, dado que permiten la inclusión de variables que se modifican con la alternativa. Estos modelos permiten estimar el efecto de los regresores en la probabilidad de elegir determinada alternativa.

En base a los parámetros estimados y a las modificaciones del ingreso neto según la alternativa participación laboral-cuidado escogida, se pueden obtener los cambios comportamentales que surjan de la simulación de modificaciones en las políticas.

A continuación se detallan cada una de las etapas seguidas para la estimación.

5.3.1 Estimación del ingreso neto del hogar

Para la estimación del modelo se requiere en primera instancia la estimación del ingreso neto del hogar, lo cual a su vez requiere la estimación de cada uno de sus componentes. El ingreso neto del hogar i puede expresarse como:

(8)

$$y_i = (h_i \times w_i + Z_i) - ec_i \times f_i$$

siendo y_i el ingreso neto del hogar, h_i las horas trabajadas por la madre, w_i su salario por hora, Z_i los otros ingresos del hogar, ec_i los costos esperados de cuidado del hogar y f_i las horas de cuidado formal utilizadas por el hijo más pequeño del hogar¹⁴.

Para obtener estas estimaciones se requiere conocer tanto el ingreso laboral de las madres como el costo esperado de cuidado para todos los hogares.

5.3.1.1 Estimación del ingreso laboral por hora de las madres

Se debe estimar el salario potencial por hora para todas las madres de la muestra, independientemente de si ellas se encuentran trabajando en el escenario base o no. Obviamente, el salario por hora se observa sólo para aquellas mujeres que efectivamente están trabajando. Como plantea Heckman (1979) esto se debe a que existe un problema de autoselección, es decir, las mujeres eligen si participar o no en el mercado de trabajo. Esta participación puede estar sistemáticamente correlacionada con factores inobservables que afectan el salario potencial, por lo que la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para todas las mujeres de la muestra daría resultados sesgados.

Para corregir esta limitación, se utiliza el modelo bietápico de Heckman (1979). La primera etapa consiste en especificar un modelo para la probabilidad de encontrarse trabajando, a través de un modelo Probit.

(9)

$$W_{1i} = X_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i}, \quad \text{con } \varepsilon_{1i} \sim N(0, \sigma_{1i})$$

donde X_{1i} es un vector de variables socio demográficas del individuo i , β_1 es un vector de parámetros desconocido, ε_{1i} el error aleatorio y W_{1i} es la diferencia entre el salario de mercado y el de reserva del individuo i . Si esta diferencia es positiva, la persona participa en el mercado de trabajo ($t_i=1$). Por lo tanto,

(9)

$$\Pr(t_i = 1 / X_{1i}) = \Phi(X_{1i}\beta_1), \quad \text{con } \Phi \text{ función de distribución normal}$$

Una vez estimados los coeficientes de los regresores se obtiene el sesgo de selección, conocido como λ de Heckman o inversa del ratio de Mills.

(10)

$$\lambda_i = \lambda(X_{1i}\beta_1) = \sigma_{1i} \frac{\phi\left(\frac{X_{1i}\beta_1}{\sigma_{1i}}\right)}{\Phi\left(\frac{X_{1i}\beta_1}{\sigma_{1i}}\right)}, \quad \text{con } \phi \text{ función de densidad normal}$$

¹⁴ El ingreso neto del hogar es calculado sin el valor locativo de la vivienda.

La segunda etapa consiste en incorporar dicho sesgo λ_i como un nuevo regresor en la estimación del salario y allí estimar por MCO.

(11)

$$W_{2i} = X_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i}$$

donde W_{2i} es el salario potencial del individuo i , X_{2i} es un vector de variables socio demográficas, β_2 es un vector de parámetros desconocido, ε_{2i} el error aleatorio. Por lo que,

(12)

$$E(W_{2i}/W_{1i}^c > 0) = X_{2i}\beta_2 + E(\varepsilon_{2i}/W_{1i}^c > 0, X_{1i})$$

Bajo el supuesto de normalidad conjunta se puede escribir:

(13)

$$E(W_{2i}/W_{1i}^c > 0) = X_{2i}\beta_2 + \rho_{12i}\lambda(X_{1i}\beta_1)$$

En suma, el modelo estimado es el siguiente:

(14)

$$\begin{aligned} Participa_i &= \beta_{10} + \beta_{11}Edad_i + \beta_{12}Edad_i^2 + \beta_{13}Montevideo_i + \beta_{14}Cantidad\ de\ Hijos_i \\ &+ \beta_{15}Terciaria_i + \beta_{16}Secundaria_i + \beta_{17}Ciclo\ Básico_i \\ &+ \beta_{18}Ingreso\ laboral\ del\ cónyuge_i + \beta_{19}Edad\ niño\ más\ chico\ del\ hogar_i \\ &+ \varepsilon_{1i} \end{aligned}$$

Ingreso Laboral por hora_i

$$\begin{aligned} &= \beta_{20} + \beta_{21}Edad_i + \beta_{22}Edad_i^2 + \beta_{23}Montevideo_i + \beta_{24}Afro_i \\ &+ \beta_{25}Terciaria_i + \beta_{26}Secundaria_i + \beta_{27}Ciclo\ Básico_i + \rho_i\lambda_i + \varepsilon_{2i} \end{aligned}$$

5.3.1.2 Otros ingresos

En cuanto a los otros ingresos del hogar Z , se toman en cuenta los ingresos laborales de otros miembros del hogar diferentes a la madre y aquellos ingresos declarados por los hogares que provienen de otras actividades por fuera del mercado laboral, tales como rentas, dividendos y transferencias.

5.3.1.3 Cálculo de costo esperado de cuidado

Pasando ahora al cálculo del costo esperado de cuidado, ec , el mismo consiste en el precio del cuidado formal no pago c^s y del cuidado pago c^{ns} ponderado por las probabilidades de acceder y no acceder a una plaza subsidiada, p y $(1-p)$ respectivamente.

Entre los cuidados formales pagos se plantean tres alternativas: centros privados, servicio doméstico o una combinación de ambos. Por lo tanto, los costos esperados de cuidado para un niño q pueden escribirse como:

(15)

$$ec_q = p_q \times c_q^s + (1 - p_q) \times (p_q^{inst} \times c_q^{inst} + p_q^{sd} \times c_q^{sd} + p_q^{comb} \times c_q^{comb})$$

siendo ec_q el costo esperado para el niño q , c_q^s el costo por hora del cuidado subsidiado que enfrenta el niño, c_q^{inst} , c_q^{sd} y c_q^{comb} son los costos por hora que enfrenta el niño q en centros privados, servicio doméstico y en una combinación de ambos, respectivamente, p_q la probabilidad de que el niño q consiga una plaza en un centro público, p_q^{inst} , p_q^{sd} y p_q^{comb} las probabilidades de que el hogar al que pertenece el niño utilice solamente centros privados de cuidado, solamente servicio doméstico o una combinación de ambos, respectivamente.

Una vez que se estima este costo, se obtiene el total para el hogar sumando los costos por niño¹⁵.

(16)

$$ec_i = \sum_i ec_q$$

Es importante tener en cuenta que existen economías de escala en la contratación de servicio doméstico dado que, por ejemplo, el costo de contratar el servicio para el cuidado de dos niños es menos que el doble de contratarlo para el cuidado de un sólo niño¹⁶. Sin embargo, la ecuación anterior no contempla la existencia de economías de escala.

a) Cálculo de las probabilidades

Para el cálculo de las probabilidades que entran en juego en la estimación de los costos esperados se toman dos caminos diferentes. Por un lado, la probabilidad de que un hogar utilice determinado tipo de cuidado privado (p_q^{inst} , p_q^{sd} y p_q^{comb}) se aproxima a través de la proporción observada de hogares que utilizan cada uno de los tipos de servicio (centros privados, servicio doméstico, combinación) entre quienes los utilizan. Dado que estas proporciones varían significativamente por región, se opta por imputar las probabilidades por área geográfica (Montevideo e Interior).

Por otro lado, la probabilidad de acceder a una plaza subsidiada p_q se estima para todos los niños de la muestra en base a un modelo de variable latente. p_q es la probabilidad de que un niño no se

¹⁵ Las horas utilizadas de cada tipo de cuidado se calculan para el niño más chico y se replican para todos los niños del hogar. Esto permite sumar los costos esperados para todos los niños y multiplicarlos por las horas utilizadas (iguales para todos los niños del hogar) para obtener el costo esperado total.

¹⁶ Las economías de escala también pueden presentarse en el caso de los centros de cuidados privados, dado que es usual que niños de un mismo hogar cuenten con becas en la cuota.

encuentre racionado en el acceso a servicios subsidiados de cuidado. Como se mencionó anteriormente, se considera que un niño se encuentra racionado si el hogar demanda estos servicios para su cuidado pero no existen plazas disponibles en los centros para atender esta demanda.

La opción más directa sería aproximarlos a través de la disponibilidad de plazas subsidiadas a nivel regional, con respecto a la cantidad total de niños en ese tramo etario. Esto implica asumir que todos los hogares demandan este tipo de servicio para los niños de todas las edades. Sin embargo, las preferencias de las familias sobre los tipos de cuidado para sus hijos hacen que este supuesto sea poco realista.

Para levantar este supuesto, se debe estimar la demanda y oferta de cuidado público. El problema radica en que no se cuenta con la información necesaria para estimar estas dos variables. Sólo se conoce el resultado de la opción tomada por el hogar: si el niño asiste a centros públicos o no. En el marco de un mercado racionado, el hecho de que un niño no asista a un centro subsidiado puede deberse a dos razones: a) los padres no desean utilizar este servicio para el cuidado de sus hijos o b) desean utilizar este servicio pero no encuentran una plaza disponible. Esto implica que la variable observada es el resultado de la combinación de otras dos: la demanda de cuidado formal no pago y la oferta de plazas en estos centros de cuidado. Calcular la probabilidad de que un niño se encuentre racionado en el acceso a este servicio implica estimar un modelo que permita predecir la probabilidad de que la oferta sea igual a 0 mientras que la demanda sea 1. Estas probabilidades se pueden obtener a través de un modelo de observación parcial, que permite estimar la oferta y la demanda de un bien racionado, más allá que únicamente se observe el resultado final de la interacción de factores inobservables de oferta y demanda. La derivación del modelo se presenta en el Anexo 1.

b) Estimación de los costos de cuidado

Los costos de cuidado subsidiado son nulos en todos los casos, dado que en Uruguay los centros públicos o con financiamiento público no cobran ninguna tarifa:

(17)

$$c_q^s = 0, \quad \forall q$$

En lo que refiere a los costos no subsidiados, es importante tener en cuenta que presentan el mismo problema que los salarios: se observan sólo para aquellos hogares que efectivamente contratan estos servicios, ya sea servicio doméstico o centros privados. Dado que la proporción de hogares que gastan en estos servicios es baja y que no se identifica una condición de exclusión para el gasto, se aplica un modelo Tobit para la estimación del gasto para todos los hogares.

5.3.2 El modelo comportamental

5.3.2.1 Especificación econométrica

El modelo de elección discreta utilizado para la estimación se basa en la comparación de la utilidad de la madre para cada una de las alternativas. Como se mencionó anteriormente, se asume que la utilidad de la madre i , U_i , depende positivamente del ingreso neto del hogar, de sus horas de ocio y de las horas de cuidado de sus hijos, Q_i .

Se considera que la utilidad de la madre i en la alternativa j sigue la siguiente especificación:

(18)

$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

Donde V_{ij} es el componente determinístico que depende de los regresores y de parámetros desconocidos, y ε_{ij} es un componente aleatorio inobservable. Estos modelos son denominados 'Modelos aditivos de utilidad aleatoria' (ARUM por sus siglas en inglés).

Se observa que una mujer i toma la opción j , si ésta le representa una utilidad mayor con respecto a todas las otras alternativas posibles. Formalmente:

(19)

$$\begin{aligned} \Pr(\text{alternativa}_i = j) &= \Pr(U_{ij} \geq U_{ik}), \quad \forall k \\ &= \Pr(U_{ik} - U_{ij} \leq 0), \quad \forall k \\ &= \Pr(\varepsilon_{ik} - \varepsilon_{ij} \leq V_{ij} - V_{ik}), \quad \forall k \end{aligned}$$

Se estima el modelo a través de un Logit Condicional¹⁷. Si los ε_{ij} son independientes e idénticamente distribuidos, con una distribución Weibull¹⁸, McFadden (1973) demuestra que la probabilidad de que una mujer i elija la opción j sigue la siguiente especificación, donde x_{ij} son los regresores y β los coeficientes:

(20)

$$\Pr(\text{alternativa}_i = j | x_{ij}) = \frac{\exp(x_{ij}\beta)}{\sum_{j=1}^J \exp(x_{ij}\beta)}$$

¹⁷En este caso se hace referencia al Logit Condicional para los modelos en los que todos los regresores varían entre las alternativas. Algunos autores utilizan la denominación "Logit Condicional" para los modelos en los que los regresores varían tanto por alternativa como por individuo.

¹⁸La distribución Weibull se define como $F(x; \lambda) = 1 - \exp(-(x/\lambda)^\lambda)$

Identificando los regresores con el subíndice k , los efectos marginales de este modelo se expresan como sigue:

(21)

$$\frac{\partial p_{ij}}{\partial x_{ijk}} = p_{ij}(1-p_{ij})\beta_k, \quad j = 1, \dots, J, \quad k = 1, \dots, K$$

$$\frac{\partial p_{ij}}{\partial x_{ihk}} = -p_{ij}p_{ih}\beta_k, \quad j \neq h, \quad j = 1, \dots, J, \quad h = 1, \dots, J, \quad k = 1, \dots, K$$

con p_{ij} la probabilidad de que el individuo i elija la alternativa j .

A diferencia de otros modelos como el Logit Multinomial, puede observarse que los coeficientes se pueden interpretar de forma directa¹⁹: un coeficiente positivo implica que el efecto del mismo es positivo en la p_{ij} y el efecto cruzado es negativo.

Este modelo está específicamente diseñado para analizar decisiones que son tomadas en base a las características de las alternativas. Por ello, se puede asumir que la utilidad es una función lineal de estas características (los regresores) y del vector de parámetros.

Se opta por estimar el modelo de elección discreta a través de un Logit Condicional, dadas sus especificidades. La variable dependiente es discreta y no ordinal y las características de las alternativas que entran en juego son claves en la elección que realiza la madre. En este estudio, la función de utilidad sigue una forma cuadrática²⁰, en tanto los términos de la variable “cuidado de sus hijos”, Q , entran linealmente. De este modo, la función de utilidad queda definida de la siguiente manera:

(22)

$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij} = X_{ij}\beta + X_{ij}AX_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

donde X_{ij} representa los regresores: el ingreso neto del hogar, y , las horas de ocio, l , las de cuidado formal público, f_{pub} , privado, f_{priv} , y las horas de cuidado maternal, m . Todas estas variables cambian según la alternativa j escogida por la madre. La matriz A contiene los coeficientes de los términos cuadráticos y de las interacciones, y el vector β contiene los coeficientes de los términos lineales. La estimación de los coeficientes de la matriz A y los parámetros β se realiza a través de máxima verosimilitud.

Dado que estos modelos permiten que los regresores varíen sólo por alternativa, para captar la heterogeneidad individual los parámetros asociados a los coeficientes lineales incorporan características de la madre y del hogar. Es importante notar que no se observan la utilidad que le reporta a cada madre la combinación de participación laboral-cuidado. Sólo se observa la alternativa efectivamente elegida, que se asume que es la que le reporta la mayor utilidad. Por lo

¹⁹ Los coeficientes de los modelos Logit Multinomiales deben ser interpretados en relación a una alternativa base.

²⁰ Wrohlich (2007), basada en Stern (1986), sugiere este tipo de funciones para los casos en los que la tasa de participación laboral es baja, tal como ocurre cuando se trabaja con madres con hijos pequeños.

tanto, en la estimación del modelo, la variable dependiente es la alternativa elegida por la madre i . Así, el modelo estimado sería el siguiente,

(23)

$$\begin{aligned} \text{Alternativa}_{ij} = & \alpha_1 f_{priv}^2_{ij} + \alpha_2 f_{pub}^2_{ij} + \alpha_3 l^2_{ij} + \alpha_4 m^2_{ij} + \alpha_5 y^2_{ij} + \alpha_6 (f_{priv} \times f_{pub})_{ij} \\ & + \alpha_7 (f_{priv} \times m)_{ij} + \alpha_8 (f_{priv} \times y)_{ij} + \alpha_9 (f_{pub} \times m)_{ij} + \alpha_{10} (f_{pub} \times y)_{ij} \\ & + \alpha_{11} (l \times y)_{ij} + \beta_{f_{priv}} f_{priv}_{ij} + \beta_{f_{pub}} f_{pub}_{ij} + \beta_l l_{ij} + \beta_m m_{ij} + \beta_y y_{ij} + \varepsilon_{ij} \end{aligned}$$

$$\beta_{f_{priv}} = \beta_{f_{priv}0} + \beta_{f_{priv}1} Mont_i + \beta_{f_{priv}2} Edu_i + \beta_{f_{priv}3} Padre_i + \beta_{f_{priv}4} Menor_3_i$$

$$\beta_{f_{pub}} = \beta_{f_{pub}0} + \beta_{f_{pub}1} Mont_i + \beta_{f_{pub}2} Edu_i + \beta_{f_{pub}3} Padre_i + \beta_{f_{pub}4} Menor_3_i$$

$$\beta_m = \beta_{m0} + \beta_{m1} Mont_i + \beta_{m2} Edu_i + \beta_{m3} Padre_i + \beta_{m4} Menor_3_i$$

$$\beta_l = \beta_{l0} + \beta_{l1} Padre_i$$

$$\beta_y = \beta_{y0} + \beta_{y1} Edu_i$$

El modelo Logit Condicional presenta algunas limitaciones. La más importante refiere a que supone la Independencia de Alternativas Irrelevantes (IAI). Esto quiere decir que la probabilidad de que una madre elija la opción j no depende de ninguna de las otras alternativas disponibles, es decir, estas alternativas son irrelevantes para la decisión de la madre. Por lo tanto, el hecho de agregar o quitar alternativas del conjunto disponible, no afecta la probabilidad de elegir entre el resto de las alternativas. Este es un supuesto fuerte y muy restrictivo, lo que dificulta su justificación. Por ejemplo, implicaría que la decisión de la madre entre no participar en el mercado de trabajo y trabajar a tiempo completo, es independiente de la opción de trabajar a tiempo parcial.

Existen dos formas de testear el supuesto de IAI. Por un lado, Hausman y McFadden (1984) propusieron el test de Hausman, mientras McFadden, Tye, y Train (1976) plantearon un test de ratio de verosimilitud de aproximación, que luego fue ajustado por Small y Hsiao (1985).

La evidencia señala que estos tests presentan importantes limitaciones: suelen dar resultados inconsistentes y pocas señales en cuanto a la violación del supuesto de IAI. En este sentido, McFadden (1973) sugiere que los modelos Logit Condicionales deben ser utilizados únicamente en los casos en los que las alternativas disponibles puedan asumirse como distinguibles para el tomador de la decisión, es decir que no sean alternativas sustitutas cercanas.

5.3.2.2 Calibración

En la decisión de los individuos inciden también factores inobservables que pueden llevar a que dos madres con iguales valores en las variables explicativas tomen opciones diferentes. En este sentido, antes de realizar las microsimulaciones es necesario calibrar el modelo de forma tal que la elección que la madre tomó sea la que maximiza su utilidad. Para realizar dicha calibración se toman aleatoriamente errores de la distribución Weibull y se suman a la utilidad determinística para cada una de las alternativas e individuos. Si el resultado implica que la utilidad se maximiza para la opción efectivamente elegida, entonces ese conjunto de errores se incorpora al modelo. En caso contrario se descarta y se toma aleatoriamente un nuevo conjunto. Este procedimiento continúa hasta que todas las madres maximicen su utilidad en la opción que eligen; es decir, hasta que el modelo prediga que optarían por la alternativa que efectivamente escogieron. Como resultado de la calibración se obtiene un conjunto de errores para cada madre en cada una de las alternativas, que se utilizarán luego en la simulación.

5.3.2.3 Simulación

Una vez estimados los coeficientes y calibrado el modelo se procede a la simulación de modificaciones en las políticas públicas de cuidado. El nuevo escenario de política determina cambios en las variables explicativas de la utilidad de la madre, por tanto, se calcula la utilidad para cada una de las madres en las diferentes alternativas de modo de identificar la que genera la mayor utilidad en estas nuevas condiciones. La madre escogerá la alternativa de participación en el mercado de trabajo y de cuidado que maximice su utilidad. De este modo, la configuración de las horas trabajadas y de los arreglos de cuidado que surjan de las elecciones de todas las madres de la muestra, serán los resultados estimados de la nueva política analizada.

Las modificaciones de las políticas alteran el costo esperado de cuidado del hogar a través de los cambios en las probabilidades de racionamiento en el acceso a servicios de cuidado. Así, el costo esperado para el niño q en el escenario k es:

(24)

$$ec_{qk} = p_{qk} \times c_q^e + (1 - p_{qk}) \times (p_q^{inst} \times c_q^{inst} + p_q^{sd} \times c_q^{sd} + p_q^{comb} \times c_q^{comb})$$

Luego de la modificación de política reflejada en ec , se calcula el ingreso neto del hogar i para cada alternativa j , en cada escenario k :

(25)

$$y_{ijk} = (h_{ij} \times w_i + Z_i) - ec_{ijk} \times f_{ijk}$$

Como se puede observar, el ingreso laboral por hora de la madre y los otros ingresos del hogar no varían con las alternativas ni con los escenarios de política²¹.

En todos los escenarios simulados, se calcula la utilidad para cada una de las 16 opciones introduciendo la variable y_{ijk} calculada anteriormente y utilizando los coeficientes estimados y los residuos obtenidos en la calibración:

(26)

$$\tilde{U}_{ijk} = X_{ijk}\beta + X_{ijk}\tilde{A}X_{ijk} + \hat{\varepsilon}_{ij}$$

Para conocer la alternativa que la madre tomaría bajo estas nuevas condiciones, se considera que ella elige la que le reporta la mayor utilidad entre el conjunto de alternativas que se encuentran disponibles. Es decir, elige la alternativa m en el nuevo escenario si:

(27)

$$U_{imk} > U_{ijk}, \quad \forall j \neq m$$

Cabe señalar que las modificaciones de política también pueden alterar el conjunto de alternativas posibles. Por ejemplo, si la asistencia de los niños mayores de 2 años se torna obligatoria, los escenarios que impliquen que estos niños no asisten ($f=0$) no forman parte del conjunto de alternativas elegibles para las madres. En este caso, la madre elige la alternativa m si:

(28)

$$U_{imk} > U_{ijk}, \quad \forall j \neq m, \quad j, m = \{4, 5, 6, \dots, 16\}$$

5.3.2.4 Línea de base y escenarios

A continuación se describen los distintos escenarios de política que se simulan. Estos escenarios serán comparados con la línea de base que refleja la situación actual de cuidados en Uruguay y con una línea de base normativa que refleja los requerimientos mínimos de asistencia a centros educativos de los niños entre 0 y 12 años, así como establece la normativa vigente. En este escenario normativo, los niños de 0, 1, 2 y 3 años pueden asistir de forma opcional 20 o 40 horas semanales a centros de cuidado, tanto públicos como privados. En el caso de los niños de 4 a 12 años, es obligatoria la asistencia a centros de cuidado por 20 horas semanales, mientras que se cuenta con la posibilidad de que asistan 40 horas. Esto implica que las alternativas en las que el niño no asiste (1, 2 y 3) no son válidas en los casos en que el niño más chico tiene 4 años o más²². Por otro lado, dado que se impone la obligatoriedad, se asume que la probabilidad de acceso a un

²¹ El hecho de no considerar las modificaciones en los salarios que puedan implicar las modificaciones de política que se analizan, responde a que en este estudio no se consideran los efectos de tercera vuelta.

²² Se debe tener en cuenta que las alternativas refieren a la asistencia del niño más chico del hogar. Es decir que las variables f_{publ} y f_{priv} *inf* y *m* están definidas para ese niño y se replican para todos los niños del hogar. Sin embargo, la existencia de regímenes obligatorios de asistencia generan que para estimar correctamente la demanda se recodifique la asistencia del resto de los niños del hogar de modo que cumplan con esta obligatoriedad.

centro público de cuidado es 1 para todos los niños de 4 a 12 años. Por tanto, la línea de base normativa se obtiene a través de una microsimulación.

El Escenario 1 implica la universalización de CAIF para los niños de 0 a 3 años, mientras que para los niños de 4 a 12 la situación se mantiene respecto al escenario normativo. Es decir, se simula la provisión pública universal de cuidados en un horario de 20 horas semanales, siendo la asistencia opcional. Se asume que en este escenario, todos los niños que quieran asistir lo pueden hacer, o sea, la oferta no está racionada para este tramo etario. Formalmente, se asume que la probabilidad de acceso a un centro público de cuidado p_q es 1 para todos los niños de 0 a 3 años. A partir de la ecuación (15), los costos simulados en este escenario serían:

(29)

$$ec_{qj} = 1 \times c_{qj}^E \quad \forall q$$

El segundo escenario, además de la universalización de CAIF para niños de 0 y 1 año, hace obligatoria la asistencia de 20 horas para los niños de 2 y 3 años. En este caso, las alternativas 1, 2 y 3 no son elegibles cuando el niño más chico del hogar tiene 2 o más años.

El Escenario 3 parte del Escenario 1 y hace obligatoria la asistencia de niños de 4 a 12 años a tiempo completo. En este caso, además de las alternativas 1, 2 y 3, tampoco son elegibles las que impliquen asistencia a tiempo parcial.

Por último, el Escenario 4 engloba al segundo y al tercero, haciendo obligatoria la asistencia a tiempo parcial para los niños de 2 y 3 años y a tiempo completo en el caso de los niños de 4 a 12 años.

Como se vio anteriormente, estos cambios impactarán en el ingreso neto del hogar, que es uno de los determinantes de la utilidad de la madre, lo que puede llevar a modificaciones en la opción elegida. Asimismo, cuando los escenarios implican restricciones en las opciones elegibles por la madre (Escenarios 2, 3 y 4), se asume que optará por la que le reporte mayor utilidad dentro del subconjunto de opciones posibles.

El Cuadro 3 resume los escenarios, señalando qué parámetros se modifican en cada simulación.

Cuadro 3: Descripción de los escenarios de política simulados – Parámetros y conjunto de alternativas elegibles por edad según escenario.

Escenario	0 año	1	2 y 3	4 a 12
Línea de base	20 o 40 horas opcional			20 horas obligatorio, 20 horas adicionales opcional ps=1 si para todos los niños entre 4 y 12. No valen alternativas 1, 2 y 3 cuando el niño más chico es de 4 o más. Se supone que los niños de 4 a 12 que no asistían en el escenario base, asisten 20 horas.
Escenario 1	20 horas opcional	20 horas opcional		20 horas obligatorio ps=1 si para todos los niños entre 4 y 12. No valen alternativas 1, 2 y 3 cuando el niño más chico es de 4 o más. Se supone que los niños de 4 a 12 que no asistían en el escenario base, asisten 20 horas.
Escenario 2	20 horas opcional	20 horas obligatorio		20 horas obligatorio ps=1 si para todos los niños entre 0 y 3 ps=1 si para todos los niños entre 2 y 12. No valen alternativas 1, 2 y 3 cuando el niño más chico es de 2 o más. Se supone que los niños de 2 a 12 que no asistían en el escenario base, asisten 20 horas.
Escenario 3	20 horas opcional	20 horas opcional		40 horas obligatorio ps=1 si para todos los niños entre 0 y 3 ps=1 si para todos los niños entre 4 y 12. No valen alternativas 1, 2, 3, 4, 5, 6, 10, 11 y 12 cuando el niño más chico es de 4 o más. Se supone que los niños de 4 a 12 que no asistían en el escenario base o que asistían 20 horas, asisten 40 horas.
Escenario 4	20 horas opcional	20 horas obligatorio		40 horas obligatorio ps=1 si para todos los niños entre 0 y 3 ps=1 si para todos los niños de 2 o 3 años. No valen alternativas 1, 2 y 3 cuando el niño más chico es de 2 o 3 años. Se supone que los niños de 2 y 3 que no asistían en el escenario base, asisten 20 horas. ps=1 si para todos los niños entre 4 y 12. No valen alternativas 1, 2, 3, 4, 5, 6, 10, 11 y 12 cuando el niño más chico es de 4 o más. Se supone que los niños de 4 a 12 que no asistían en el escenario base o que asistían 20 horas, asisten 40 horas.

Fuente: Elaboración propia

5.4 Datos

La base de datos empleada para realizar el presente estudio es la Encuesta Continua de Hogares del año 2009 (ECH 09), relevada por el Instituto Nacional de Estadística (INE). Esta encuesta es representativa de los hogares y personas residentes en todo el país. La muestra se compone de 123.599 personas que pertenecen a 46.945 hogares.

Dado que ciertas variables de interés para el estudio no se encuentran en la ECH 09, se deben utilizar otras fuentes de información:

- ✓ Encuesta Continua de Hogares 2008 (ECH 08): asistencia a centros públicos y privados de los niños de 4 a 12 años.
- ✓ Encuesta Continua de Hogares Ampliada 2006 (ECHA 06): asistencia a centros privados de tiempo completo y tiempo parcial para niños de 4 a 12 años.

- ✓ Encuesta Nacional de Gasto e Ingreso de los Hogares 2005 -2006 (ENGIH 2005-2006): costos de cuidado.

5.4.1 Selección de hogares

La muestra escogida para el presente análisis consiste en todos los hogares con niños de 0 a 12 años, es decir el 32,45% de los hogares de la ECH 09. Adicionalmente, se consideran exclusivamente los hogares en los que se encuentre presente la madre de al menos uno de estos niños²³, lo que representa casi el 95% de los hogares con niños entre 0 y 12 años²⁴. Esto implica que no se investiga el impacto de las modificaciones de política sobre los hogares en los que hay niños de 0 a 12 años pero su madre no está presente, dado que el objetivo es estudiar el impacto de las alternativas de política sobre la oferta laboral de las madres. Claramente, existen casos en los que otras personas diferentes de la madre (padre, abuela, hermana, etc.) pueden modificar sustancialmente su comportamiento frente a modificaciones en la provisión pública de cuidado. Sin embargo, estos efectos no son considerados en este estudio.

Por otro lado, se excluyen también los hogares del medio rural disperso y de localidades de menos de 5.000 habitantes, es decir el 13,12% de los hogares con niños de 0 a 12 años y con la madre presente en el hogar²⁵. Esto se debe principalmente a que el modelo presentado en este trabajo no se ajusta a las particularidades del medio rural. En primer lugar, las características del trabajo rural permiten que las madres trabajen y cuiden al mismo tiempo, a diferencia de lo que supone el modelo. Por otro lado, las alternativas de cuidado por las que la madre puede optar modeladas en este trabajo, están diseñadas para el medio urbano y no son necesariamente aplicables al medio rural.

Por lo tanto, se trabaja con el 26,74% de los hogares de la muestra (12.553), lo que implica considerar a 12.936 madres (que representan a casi 300.000 mujeres en el total de la población) y 20.711 niños entre 0 y 12 años (que representan a 475.000 niños).

5.4.2 Definición de cuidado formal e informal

Conceptualmente se considera que los diferentes tipos de cuidado en Uruguay se pueden clasificar según la combinación de dos dimensiones: formal-informal y pago-no pago. Se entiende que el cuidado formal debe de ser regulado por las instituciones públicas que corresponda, asegurando un cierto nivel de calidad básico. Por otro lado, los formatos informales no cuentan con esta

²³ Se considera que una mujer es madre en los siguientes casos: a) cuando el niño es hijo sólo del jefe o del jefe y el cónyuge y, al mismo tiempo, el jefe es mujer; b) cuando el niño es hijo sólo del cónyuge o del jefe y el cónyuge y, al mismo tiempo, el cónyuge es mujer; c) cuando el niño es nieto del jefe, otro pariente u otro no pariente y la madre vive en el hogar.

²⁴ Por tanto, se mantienen dentro de la selección a los hogares que tienen más de una madre en el hogar, que representan el 2,9% de los hogares analizados.

²⁵ Esto implica que se excluye al 13,4% de los niños (3191 observaciones) y 13,1% de las madres (1945 observaciones).

certificación, por lo que no se puede garantizar su calidad. Sin embargo, si bien es claro que pueden existir centros formales de baja calidad, así como cuidados informales muy calificados, dadas las características de este estudio y dada la información disponible no es posible respetar estrictamente esta clasificación de los tipos de cuidado.

Específicamente, la información disponible no permite distinguir entre las instituciones privadas con o sin habilitación del MEC. En cuanto al servicio doméstico y a las niñeras, se considera que el peor error que se podría cometer es considerarlo como un servicio no pago, con respecto a considerar que es formal. De este modo, se clasifican los tipos de cuidado como indica el Cuadro 4:

Cuadro 4: Clasificación de los tipos de cuidado - Formal/Informal y Público/Privado.

	Formal	Informal
Público	<ul style="list-style-type: none"> • CAIF • Nuestros Niños de la IM • Guarderías de la ANEP • Otros centros públicos o con financiamiento público • Preescolar público • Escuela Pública 	Familiares y amigos
Privado	<ul style="list-style-type: none"> • Centros de Educación Inicial con habilitación del MEC • Centros de Educación Inicial sin habilitación del MEC • Colegios Privados • Niñeras • Servicio Doméstico 	

Fuente: Elaboración propia

5.4.3 Asistencia de los niños de 4 a 12 años

Para construir el escenario base se debe identificar en cuál de las 16 alternativas se ubica la madre. Sin embargo, la ECH 09 no contiene algunas de las variables necesarias para analizar la asistencia de los niños a centros de cuidado. Particularmente, en el caso de los niños entre 4 y 12 años no se dispone de información acerca de las horas de asistencia, así como tampoco se sabe si el centro al que estos niños asisten es público o privado. Sin embargo, dada la relevancia de estas dos variables para el presente estudio, se decide utilizar la información disponible en encuestas continuas anteriores y realizar la imputación en la ECH 09.

Para la distinción entre asistencia a centros públicos o privados, se estima la probabilidad de asistir a un centro privado a través de un modelo Probit en la ECH 08 –distinguiendo entre Montevideo e Interior- y se predice en la ECH 09. La estimación y predicción se detallan en el Anexo 2.

Una vez que se cuenta con esta información, se deben conocer las horas que los niños de 4 a 12 años asisten a centros públicos y privados. En el caso de los centros públicos, se asume que si el

niño recibe tres comidas en el centro, asiste a tiempo completo; en los otros casos la asistencia es a tiempo parcial.

Cuando el niño asiste a un centro privado, se recurre a la ECH 06, que en el módulo de educación realizado en el primer y tercer trimestre incluye una pregunta acerca de si el centro educativo al que el niño asiste es a tiempo parcial o completo. Por lo tanto, se estima la probabilidad de asistencia a tiempo completo en los centros privados utilizando un modelo Logit y se predice en la ECH 09. Los resultados de la estimación y de la predicción se presentan en el Anexo 3.

5.4.4 Costos de cuidado

Los costos de cuidado privado tampoco son relevados en la ECH 09, lo que implica que se deben estimar utilizando otras fuentes de información. Se considera la ENGIH, que releva los gastos de los hogares en estas categorías (servicio doméstico, preescolar y primaria). Se estiman los determinantes del gasto por niño en cada uno de los servicios a través de un modelo Tobit y se predicen los gastos en la ECH 09. En el Anexo 4 se muestran los pasos seguidos para obtener los costos esperados de cuidado en cada niño.

6. Resultados

En esta sección se presentan los principales resultados obtenidos en este estudio. En primer lugar se realiza un análisis descriptivo de las principales variables utilizadas: la utilización de servicios de cuidado y el gasto que los hogares realizan en estos servicios, la participación laboral de las madres y las alternativas de participación laboral-cuidado que escogen (Sección 6.1).

A continuación, se estima el modelo de microsimulación (Sección 6.2). Para ello, se analizan los resultados de las estimaciones necesarias para la obtención del ingreso neto del hogar: salario de todas las madres (Sección 6.2.1) y probabilidad de racionamiento a servicios de cuidado para todos los niños de 0 a 12 años (Sección 6.2.2). Luego, se presentan los resultados de la estimación del modelo comportamental (Sección 6.2.3).

Finalmente, se analizan los resultados de las microsimulaciones de política (Sección 6.3).

6.1 Análisis descriptivo de la oferta laboral y la utilización de servicios de cuidado

A continuación se realiza un análisis descriptivo de las principales variables consideradas en este estudio, a efectos de presentar la situación de partida. Se describen las opciones de participación laboral tomadas por padres y madres de niños de 0 a 12 años, la utilización de cada tipo de servicio de cuidado y las estrategias que toman los hogares en cuanto a la combinación de dichas variables.

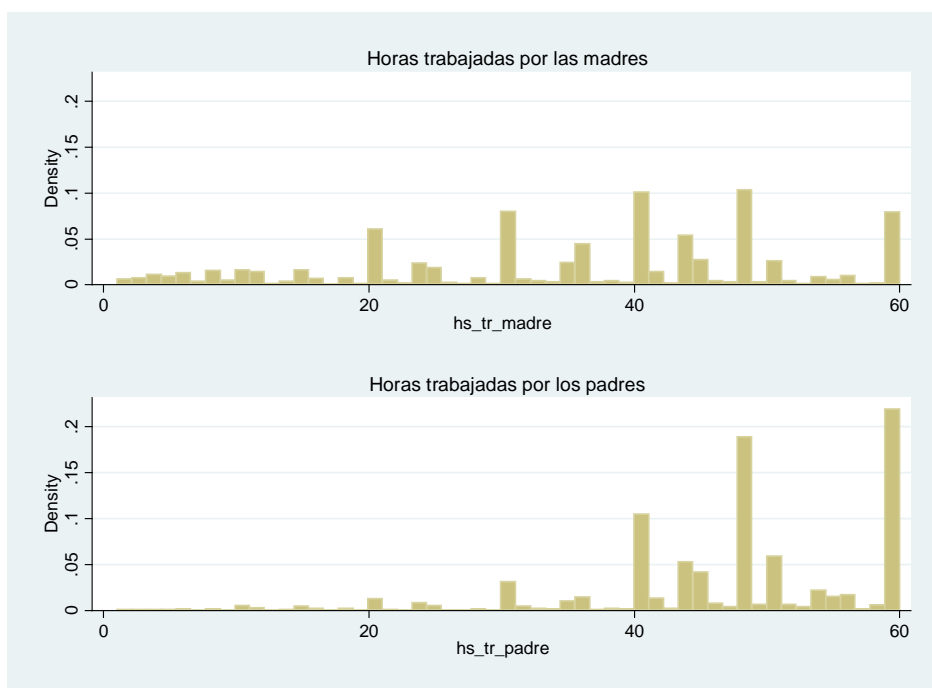
Respecto a la participación laboral, se destaca que esta variable es superior a la del total de las mujeres entre 15 y 65 años. Para el 2009, el 41,7% mujeres en edad reproductiva no participa en el mercado de trabajo, mientras que para las madres este porcentaje se ubica casi 5 puntos por debajo. Esto puede deberse a que son mujeres más jóvenes: el promedio de la edad de las madres es de 34,3 años y el de las mujeres en edad reproductiva es de 38,5. A la vez, la dispersión de la edad es casi el doble en este último grupo, respecto a las madres.

Asimismo, se observan importantes diferencias entre padres y madres: mientras el 95,9% de los padres de niños de 0 a 12 años trabajan, esa proporción desciende a 63,2% en el caso de las madres, según los datos de la ECH 09.

A su vez, entre los que trabajan, son importantes las diferencias en cuanto al modo de participación laboral: los padres presentan una tasa de participación laboral a tiempo completo de 86,3%, mientras esa tasa se reduce a menos de la mitad en el caso de las madres (40,3%). El Gráfico 2 muestra que la participación laboral de los padres se concentra en 40, 50 y 60 horas

semanales, mientras que la distribución de las horas trabajadas por las madres se encuentra más dispersa, presentando puntos de acumulación en 20, 30, 40, 50 y 60 horas²⁶.

Gráfico 2: Histograma de las horas trabajadas por madres y padres – Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.



Fuente: Elaborado en base a la ECH 09

En el otro extremo, mientras apenas un 4,1% de los padres no participa en el mercado laboral o está desocupado, esa proporción asciende a más de la tercera parte en el caso de las madres. Cabe destacar, que entre las madres que no se encuentran trabajando, dos de cada tres se dedican a los quehaceres domésticos, mientras entre los padres esta proporción es de un 10,8% (Anexo 5). Estas cifras podrían estar confirmando el rol de trabajadoras secundarias de las mujeres mencionado en investigaciones anteriores (Espino et al. 2009).

Al desagregar según determinadas características de los hogares, en algunos casos se observa que las diferencias entre padres y madres en cuanto a su participación laboral son aún más pronunciadas. En cuanto a la edad del niño más chico del hogar, mientras la forma de participación laboral de los padres prácticamente no varía, en las madres las diferencias son notorias. Por ejemplo, la participación a tiempo completo de las madres cuyo niño más chico es mayor de 3 años es 10 puntos porcentuales superior respecto a las madres cuyo niño más chico es menor de 4, como se observa en el Cuadro 5.

²⁶ Para la construcción del gráfico, se considera que todas las personas que trunca superiormente las horas trabajadas en 60 horas semanales.

Cuadro 5: Tasa de participación laboral de madres y padres por edad del niño más chico en el hogar – Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.

	General		Niño más chico menor de 4 años		Niño más chico mayor de 3 años	
	Padres	Madres	Padres	Madres	Padres	Madres
No participa - desocupado	4,11%	36,77%	3,85%	45,24%	4,32%	30,9%
Trabaja a tiempo parcial	9,57%	22,97%	9,79%	20,56%	9,41%	24,64%
Trabaja a tiempo completo	86,31%	40,26%	86,37%	34,2%	86,27%	44,47%

Fuente: Elaborado en base a la ECH 09

También son acentuadas las diferencias de participación laboral según el quintil de ingresos al que pertenece el hogar. Al respecto, los padres pertenecientes al primer quintil presentan una tasa de participación laboral a tiempo completo de 66,8%, elevándose a 92,5% en el caso del último quintil. El salto es más importante en el caso de las mujeres: mientras la tasa de participación laboral a tiempo completo alcanza a 14,7% en las madres pertenecientes a hogares del primer quintil de ingresos, en el último quintil esa tasa se cuadruplica (Anexo 5).

Por otra parte, la participación laboral de las madres también presenta variaciones importantes por tipo de hogar. Por ejemplo, en los hogares monoparentales la participación a tiempo completo es de un 50%, proporción que desciende a un tercio en hogares compuestos (Anexo 5).

Pasando al análisis de la utilización de servicios de cuidado, los datos de la ECH 09 señalan que la asistencia de los niños a centros educativos y/o de cuidado aumenta con la edad del niño. En el caso de los niños entre 4 y 12 años de edad, se observa que cerca del 90% de los niños de 4 años asiste a algún centro (público o privado), en tanto a partir de los 5 años la asistencia es muy cercana al 100%, tanto en Montevideo como en el Interior (Anexo 5).

Al considerar los niños de 0 a 3 años, la asistencia es bastante menor y las diferencias regionales más importantes. Como se observa en el Cuadro 6, los niños menores de 1 año prácticamente no asisten a un centro de educación inicial, y esto se observa principalmente en el Interior. A medida que aumenta la edad del niño, crece la proporción de asistencia, siendo en todos los casos mayor en Montevideo que en el Interior. Esta diferencia por región puede deberse a diversas razones. Por un lado, en el Interior existe una menor oferta de centros de cuidado privados para niños menores de 4 años, en relación a la capital; por otro lado, la participación laboral femenina es menor en el Interior respecto a Montevideo. A su vez, pueden existir factores culturales como por ejemplo la preferencia por el cuidado maternal para los niños más pequeños, que llevan a una menor utilización de servicios (Contreras & Plaza 2010).

Cuadro 6: Tasa de asistencia a centros de educación inicial por región, según edad – Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.²⁷

Edad	Montevideo			Interior		
	Asiste	No Asiste	Total	Asiste	No Asiste	Total
0	4,4%	95,6%	100,0%	0,9%	99,2%	100,0%
1	17,8%	82,2%	100,0%	10,1%	90,0%	100,0%
2	40,6%	59,4%	100,0%	34,4%	65,6%	100,0%
3	65,2%	34,8%	100,0%	59,6%	40,4%	100,0%
Total	33,0%	67,0%	100,0%	27,4%	72,6%	100,0%

Fuente: Elaborado en base a la ECH 09

Al desagregar la asistencia por tipo de centros, entre públicos y privados, a partir de la ECH 08 se observa que los niños entre 4 y 12 años asisten principalmente a centros públicos, tanto en Montevideo como en el Interior. La asistencia a centros privados es mayor en niños de 4 y 5 años respecto a otras edades, y en Montevideo respecto al Interior.

Los resultados son muy distintos en el tramo etario 0-3: la asistencia a centros privados supera a la de los públicos en todos los casos. Nuevamente, la asistencia a centros privados es más alta en Montevideo y desciende con la edad del niño -excepto en los niños de 0 año, donde los resultados pueden estar incididos por las pocas observaciones en el Interior- (Cuadro 7).

Cuadro 7: Tasa de asistencia a centros públicos y privados según región, por edad – Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2008-2009.

Edad	Montevideo			Interior		
	Público	Privado	Total	Público	Privado	Total
0*	21,0%	79,0%	100,0%	0,0%	100,0%	100,0%
1*	13,3%	86,8%	100,0%	31,8%	68,2%	100,0%
2*	25,6%	74,4%	100,0%	46,8%	53,2%	100,0%
3*	39,2%	60,8%	100,0%	62,4%	37,6%	100,0%
4	57,7%	42,3%	100,0%	81,4%	18,6%	100,0%
5	64,9%	35,1%	100,0%	86,5%	13,5%	100,0%
6	65,1%	34,9%	100,0%	90,3%	9,7%	100,0%
7	71,2%	28,8%	100,0%	85,9%	14,1%	100,0%
8	68,6%	31,5%	100,0%	90,1%	10,0%	100,0%
9	73,4%	26,6%	100,0%	89,6%	10,4%	100,0%
10	73,2%	26,8%	100,0%	90,6%	9,4%	100,0%
11	70,9%	29,1%	100,0%	92,0%	8,0%	100,0%
12	70,7%	29,3%	100,0%	89,5%	10,5%	100,0%
Total	68,7%	31,3%	100,0%	88,7%	11,3%	100,0%

Fuente: Elaborado en base a la ECH 08 y a la *ECH09

²⁷ Se considera que el niño asiste a un centro de educación inicial si asiste al menos cinco veces a la semana.

La asistencia a centros privados varía significativamente según el quintil de ingreso al que pertenece el hogar. Entre los niños de 4 a 12 años pertenecientes al primer quintil, la asistencia a estos centros no supera el 5% en ningún caso, en tanto, en los hogares del último quintil, la asistencia a centros privados supera en todos los casos el 50% (Anexo 5).

Estas diferencias son más acentuadas entre los niños de 0 a 3 años: en los hogares del primer quintil la asistencia a centros privados es de un 12% en promedio, mientras para el último quintil esta tasa asciende a 88%.

En cuanto a la duración de la jornada escolar, la asistencia de los niños a los centros educativos, de acuerdo a los datos de la ECHA 06, en el tramo etario 6-12 años²⁸ la gran mayoría de los niños (88%) asistía a tiempo parcial, es decir, 4 horas diarias. Un dato a destacar es que entre los niños que asistían a tiempo completo, en Montevideo la mayoría asistía a centros privados, en tanto en el Interior la mayoría asistía a centros públicos. Aquí nuevamente incide el hecho de que en el Interior haya una menor oferta de centros privados de tiempo completo (Anexo 5).

Entre los niños de 2 y 3 años que asisten, la mayoría lo hace a tiempo parcial, siendo más alta la proporción en el Interior respecto a Montevideo (Cuadro 8). Igualmente, la asistencia de estos niños a centros de tiempo completo es algo mayor respecto al tramo de edad 6-12 (Anexo 5).

Cuadro 8: Tasa de asistencia a centros públicos y privados, según región y extensión de la jornada escolar, por edad – Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.

Edad	Montevideo					Interior				
	Tiempo parcial público	Tiempo parcial privado	Tiempo completo público	Tiempo completo privado	Total	Tiempo parcial público	Tiempo parcial privado	Tiempo completo público	Tiempo completo privado	Total
0	7,5%	17,1%	13,5%	61,9%	100,0%	0,0%	0,2929	0,0%	70,7%	100,0%
1	10,7%	42,4%	2,6%	44,4%	100,0%	28,4%	0,5663	3,3%	11,6%	100,0%
2	17,8%	46,8%	7,8%	27,7%	100,0%	38,0%	0,4564	8,8%	7,6%	100,0%
3	25,8%	36,7%	13,4%	24,1%	100,0%	51,7%	0,3142	10,7%	6,2%	100,0%
Total	20,7%	40,0%	10,3%	29,1%	100,0%	44,8%	0,3827	9,4%	7,6%	100,0%

Fuente: Elaborado en base a la ECH 09

En cuanto a la contratación de servicio doméstico como servicio de cuidado, se consideran únicamente aquellos hogares que declaran contratar estos servicios todos los días o con cama, dado que se asume que los hogares que contratan estos servicios por hora lo destinan a las tareas del hogar y no se puede asociar al cuidado de los niños²⁹. De acuerdo a la ECH 09, estos hogares representan el 5,6% del total y contratan, en promedio, 24 horas semanales³⁰.

Luego del análisis de la oferta laboral de las madres y la utilización de servicios de cuidado, es posible analizar la relación que existe entre estas dos decisiones. Así, se observa que la asistencia de los niños a centros educativos y/o de cuidado crece a medida que aumenta la participación de

²⁸ Para niños de 4 y 5 años no se cuenta con información respecto a la asistencia a centros privados de tiempo completo.

²⁹ La pregunta realizada en la ECH 09 refiere a si el hogar contrata limpiadora por hora. Los hogares que contratan este tipo de servicios representan en 48% del total de hogares de la muestra que contrata servicio doméstico.

³⁰ Se calcula el promedio de contratación de servicio doméstico como el promedio de las horas semanales trabajadas por quienes declaran que su ocupación es servicio doméstico.

la madre, y esto se observa básicamente en los niños de 0 a 3 años, tal como muestra el Cuadro 9. Por ejemplo, la asistencia de los niños de 2 años se duplica si la madre participa a tiempo completo en comparación con la no participación.

Cuadro 9: Tasa de asistencia según participación laboral de la madre, por edad – Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.

Edad	No participa – desocupada		Trabaja a tiempo parcial		Trabaja a tiempo completo	
	Asiste	No Asiste	Asiste	No Asiste	Asiste	No Asiste
0	0,8%	99,2%	1,3%	98,7%	6,1%	93,9%
1	6,2%	93,8%	17,3%	82,7%	20,9%	79,1%
2	25,2%	74,8%	42,3%	57,7%	49,2%	50,8%
3	48,2%	51,8%	70,2%	29,8%	73,1%	26,9%

Fuente: Elaborado en base a la ECH 09

Para los niños de 4 años la asistencia varía en menor medida con la participación de la madre, pasando de 85% si la madre no trabaja a 91% si trabaja a tiempo completo. Sin embargo, para los niños mayores de 4 años, los datos reflejan que la asistencia no se asocia a la participación de la madre, ya que en todos los casos es muy cercana al 100% (Anexo 5).

Para tener una visión de cuáles son las estrategias que toman las madres actualmente en cuanto a la participación laboral y al cuidado de los niños, se clasifican las decisiones de acuerdo a las 16 alternativas definidas en la Sección 5.2.

En el Cuadro 10 se presenta el porcentaje de madres que escoge cada una de las alternativas, desagregando además por la edad del niño más chico en el hogar.

Cuadro 10: Proporción de madres que se ubica en cada alternativa de participación laboral-cuidado – Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.

Alternativa	Participación madre	Horas de cuidado formal público	Horas de cuidado formal privado	Porcentaje de las madres en total	Porcentaje de las madres con niño más chico menor de 4	Porcentaje de las madres con niño más chico mayor de 3
1	No participa	0	0	15,82%	35,94%	1,13%
2	Tiempo parcial	0	0	5,76%	13,07%	0,67%
3	Tiempo completo	0	0	8,35%	19,41%	0,83%
4	No participa	Tiempo parcial	0	15,27%	3,85%	23,69%
5	Tiempo parcial	Tiempo parcial	0	10,0%	2,0%	15,8%
6	Tiempo completo	Tiempo parcial	0	15,6%	3,12%	24,86%
7	No participa	Tiempo completo	0	1,22%	0,85%	1,49%
8	Tiempo parcial	Tiempo completo	0	0,82%	0,62%	1,06%
9	Tiempo completo	Tiempo completo	0	1,35%	1,11%	1,55%
10	No participa	0	Tiempo parcial	2,97%	3,0%	2,73%
11	Tiempo parcial	0	Tiempo parcial	3,69%	3,27%	3,96%
12	Tiempo completo	0	Tiempo parcial	7,75%	6,5%	8,46%
13	No participa	0	Tiempo completo	1,49%	0,74%	1,72%
14	Tiempo parcial	0	Tiempo completo	2,69%	1,7%	3,2%
15	Tiempo completo	0	Tiempo completo	6,93%	4,8%	8,35%
16	Tiempo completo	Tiempo parcial	Tiempo parcial	0,28%	0,02%	0,51%

Fuente: Elaboración propia en base a la ECH 09

Al clasificar a las madres según la estrategia de participación laboral-cuidado elegida, se observa que, entre las que no trabajan, la mayoría opta exclusivamente por cuidado maternal (Alternativa 1) o por el cuidado en centros públicos a tiempo parcial (Alternativa 4). Entre quienes trabajan a tiempo parcial, la opción más elegida es enviar a los niños a centros públicos, también a tiempo parcial (Alternativa 5). Por último, las que participan a tiempo completo optan principalmente por los centros públicos a tiempo parcial.

Estas proporciones difieren significativamente según la edad del niño más chico en el hogar. En este sentido, entre las madres cuyo niño más chico es menor de 4 años, más de la tercera parte no trabaja y opta exclusivamente por el cuidado maternal (Alternativa 1). En los casos en que la madre trabaja a tiempo parcial o completo, la estrategia preferida es el cuidado informal. Sin embargo, entre las madres cuyo niño más pequeño es mayor de 3 años, son la minoría las que optan por no trabajar y cuidar ellas mismas de los niños. Se observa que más allá de la participación laboral, las madres cuyo niño más chico es mayor de 4 en general utilizan servicios públicos de cuidado a tiempo parcial.

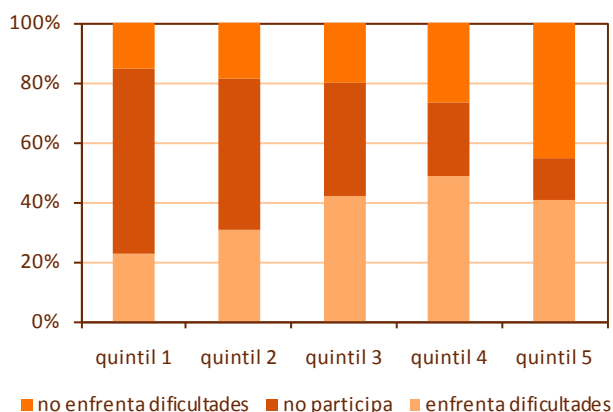
En la mayoría de las estrategias utilizadas, las madres no disponen de horas de ocio³¹, sino que lo reparten entre el trabajo en el mercado y el cuidado de los niños del hogar. Más precisamente, el 75,5% de las madres no dispone de horas de ocio. Otro dato que es importante tener en cuenta es que más de la tercera parte de las madres no participa en el mercado laboral.

³¹ Vale recordar que la definición de ocio utilizada en este estudio difiere de la tradicional.

De lo anterior, se deduce que un 37,5% de las madres enfrentan alguna dificultad en cuanto a los arreglos de cuidado, en el sentido de que las horas trabajadas por la madre superan a las horas de utilización de servicios de cuidado (Alternativas 2, 3, 6 y 12).

Estas dificultades se acentúan para las madres pertenecientes a hogares de quintiles de ingresos medios. Tal como se observa en el Gráfico 3, las madres pertenecientes a quintiles de ingresos más bajos, dado que en su mayoría no participan en el mercado laboral, no enfrentan dificultades en el cuidado de sus niños, optan en general por el cuidado maternal. Las madres pertenecientes a quintiles de ingresos medios presentan las mayores dificultades en los arreglos de cuidado, y esto se podría explicar porque, por un lado presentan una tasa de participación más alta respecto a los quintiles de ingresos más bajos, pero por otro lado sus ingresos no son suficientes para acceder a servicios privados de cuidado a los que sí acceden las madres del último quintil.

Gráfico 3: Porcentaje de madres que enfrentan dificultades en resolver el cuidado infantil, según quintil de ingresos – Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.



Fuente: Elaboración propia en base a ECH 09

6.2 Modelo de microsimulación

En esta sección se presentan los resultados de las estimaciones necesarias para la construcción del modelo de microsimulación: la estimación del ingreso laboral por hora de todas las madres (Sección 6.2.1), la estimación de la probabilidad de restricción en el acceso a servicios públicos para los niños de 0 a 12 años (Sección 6.2.2) y la estimación del modelo comportamental (Sección 6.2.3).

6.2.1 Estimación del ingreso laboral de todas las madres

Una de las variables fundamentales en la toma de decisión sobre arreglos de cuidado y participación laboral de las madres es el ingreso del hogar y, por lo tanto, el salario de la madre.

Como se señala en la Sección 5.3.1.1, para estimar los ingresos laborales por hora de todas las madres se utiliza el modelo de corrección de sesgo de selección en dos etapas planteado por Heckman (1979)³². Se incluyeron las variables explicativas usualmente utilizadas en estas estimaciones (ver Ecuación 14) (Alves et al. 2009; Bucheli & Sanromán 2005; Espino et al. 2009).

El ingreso laboral es estimado a través de una ecuación de Mincer de capital humano. La variable dependiente es el logaritmo de los ingresos laborales mensuales³³, que se estima incluyendo como variables explicativas a la edad y edad cuadrado de la madre y el nivel educativo -a través de una serie de dummies-. Estas variables buscan aproximar su acumulación de capital humano. Además se incluye una variable que indica si la mujer es afro-descendiente y una dummy que indica si el hogar se encuentra en Montevideo.

En la ecuación de participación laboral se incluye una serie de variables que pueden asociarse a la no participación de la madre. Entre estas se consideran tanto características de la madre como del hogar al que pertenece. Entre las primeras se considera la edad y el cuadrado de la edad, una serie de dummies que indican el nivel educativo máximo alcanzado y el logaritmo del ingreso laboral de su cónyuge³⁴. Entre las variables del hogar consideradas, se incluye una dummy que indica si el hogar se encuentra en Montevideo, la cantidad de niños de 0 a 12 años y la edad del niño más pequeño³⁵.

³² Se imputan los salarios de las madres que no trabajan o declaran estar buscando trabajo, de las desocupadas y de aquellas que declaran estar empleadas pero por diferentes circunstancias no declaran ingresos, por ejemplo, porque recién ingresaron al mercado de trabajo.

³³ Todas las variables de ingresos están expresadas en pesos de diciembre 2009.

³⁴ Se computa un ingreso igual a 0 si la mujer no tiene cónyuge dentro del hogar.

³⁵ Se incluyó también el logaritmo del ingreso no laboral per cápita del hogar. Sin embargo, esta variable no resultó significativa. Se consideraron también especificaciones alternativas considerando una proxy de la experiencia laboral y su cuadrado, que tampoco resultaron significativas al incluir la edad.

Cuadro 11: Resultados de la estimación del modelo de selección en dos etapas de Heckman para las madres de niños entre 0 y 12 años

	Ecuación salarial	Ecuación de participación
Montevideo	0,140*** (0,0226)	0,0708*** (0,0245)
Cantidad de niños		-0,108*** (0,0133)
Terciaria	1,198*** (0,0533)	1,345*** (0,0520)
Secundaria	0,630*** (0,0392)	0,647*** (0,0337)
Ciclo Básico	0,305*** (0,0367)	0,398*** (0,0335)
Ingreso del cónyuge		-0,0502*** (0,00300)
Edad del niño más chico		0,0275*** (0,00419)
Afro-descendiente	-0,104* (0,0561)	
Edad	0,0511*** (0,0137)	0,187*** (0,0105)
Edad cuadrado	-0,000528*** (0,000185)	-0,00250*** (0,000147)
Constante	2,339*** (0,282)	-2,827*** (0,173)
lambda		-0,333*** (0,0849)
Observaciones		12.936
Observaciones no censuradas		8.469
Observaciones censuradas		4.467
Wald Chi2(7)		620,02***

Nota: * Significativo al 10%; ** Significativo al 5%; Significativo al 1%. Desvíos estándar entre paréntesis
Fuente: Estimaciones propias realizadas en base a la ECH 09

Los resultados de la estimación presentados en el Cuadro 11 señalan que todas las variables incluidas en la ecuación salarial son significativas y sus coeficientes presentan los signos que cabría esperar. En cuanto al salario, éste depende positivamente de la edad pero negativamente de la edad al cuadrado, ya que, así como postula la teoría del capital humano, los retornos de la experiencia son decrecientes. En cuanto al nivel educativo, haber completado ciclo básico, secundaria o terciaria resultan significativamente distintos de la dummy de primaria al explicar los ingresos³⁶. A su vez, presentan diferenciales cada vez más altos, lo que refleja que los retornos a la educación son positivos y crecientes.

Por otro lado, los resultados indican, que los ingresos en Montevideo son superiores a los del Interior, así como que la descendencia afro reduce los ingresos percibidos, lo que podría indicar la existencia de discriminación en el mercado laboral uruguayo. Con respecto a esto último, Bucheli y Porzecanski (2008) estiman que la discriminación juega un rol preponderante en la explicación de

³⁶ Dadas las características del sistema educativo uruguayo, en el que la educación primaria es prácticamente universal, esta variable considera a todas las personas que no completaron ciclo básico de educación media, ya sea que terminaron primaria, no la terminaron, o nunca asistieron a un centro educativo.

la brecha salarial entre blancos y afrodescendientes, y que parte de esta discriminación opera a través de la segregación laboral, lo que puede explicar la baja significación de la variable observada en este modelo.

En cuanto a la ecuación de participación, todas las variables incluidas en la ecuación salarial resultan significativas y se comportan en la misma dirección. El ingreso laboral de la pareja resulta significativo y con incidencia negativa sobre la participación. Dado que la participación de la mujer es sensible a las variaciones en el salario de su cónyuge, la mujer presentaría características de trabajadora secundaria en el hogar. Esto implica que su participación está asociada básicamente a la necesidad de compensar ingresos en los hogares. Estos resultados son muy similares a trabajos anteriores realizados para Uruguay. En particular, se observa que la probabilidad de participar en el mercado de trabajo es menor cuando los ingresos del mismo crecen, pero este efecto es superior para las mujeres que para los hombres, lo que es consistente con su condición de trabajadora secundaria (Espino et al. 2009).

Por otra parte, la cantidad de hijos también resulta significativa y con incidencia negativa sobre la probabilidad de participar en el mercado de trabajo. Este hecho puede indicar que a medida que la mujer tiene más hijos se le hace más difícil participar en el mercado, lo que puede asociarse a que debe encargarse del cuidado de los niños. El coeficiente de la edad del niño más chico también resulta significativo y con signo positivo, lo que refuerza la idea de que las madres prefieren cuidar a sus hijos más pequeños por sí mismas, así como que los arreglos públicos de cuidado se encuentran más disponibles a medida que crece la edad del niño.

Se estimó la misma regresión para los padres de la muestra con el objetivo de analizar las diferencias de comportamiento entre ambos sexos³⁷. Con respecto a la ecuación salarial, no se observan diferencias en cuanto a la significación y el signo de los coeficientes de las variables. Sin embargo, al considerar la ecuación de participación se observan importantes diferencias, principalmente en la significación de aquellas variables que tienen que ver con los niños: ni la edad del niño ni la cantidad de niños de 0 a 12 años en el hogar resultan significativas. Esto refuerza el concepto de ‘hombre proveedor-mujer cuidadora’ prevalente en la sociedad uruguaya: la participación de los padres es independiente de la cantidad de hijos y de la edad del niño más chico dentro del hogar.

Estos resultados son muy similares a los que arriban Espino, Leites y Machado (2009), la presencia de niños no resulta significativa, en general, en la probabilidad de que el hombre participe en el mercado laboral, mientras que sí influyen negativamente en la mujer.

Cabe resaltar que, a diferencia de lo que se podría esperar, el ingreso laboral del cónyuge resulta significativo también para los padres. Esto puede indicar que las decisiones de participación laboral de los adultos del hogar se toman en algún grado de forma conjunta. Sin embargo, el coeficiente asociado a esta variable es menos de la mitad del coeficiente para las madres. El estudio citado anteriormente obtiene resultados similares, observando que la diferencia en los

³⁷ Los resultados de esta estimación de presentan en el Anexo 6.

coeficientes “podría estar asociado a que los hombres todavía ocupan un lugar preponderante en la responsabilidad de sostener la economía del hogar mientras que entre las mujeres sigue teniendo importancia el rol de trabajadoras secundarias” (Espino et al. 2009, pág.27).

Estas conclusiones deben ser tratadas con cuidado dado que estos modelos presentan potenciales problemas de endogeneidad entre el ingreso laboral de las mujeres y de sus cónyuges así como entre la decisión de tener hijos, el tiempo destinado al trabajo remunerado y la educación (F. D. Blau & Kahn 2005). Sin embargo, este problema no es determinante en este caso dado que los resultados se utilizan para el modelo de microsimulación. Los estudios anteriores que realizan las estimaciones con y sin variables instrumentales obtienen resultados similares y robustos (Espino et al. 2009).

Una vez estimado el modelo bietápico de Heckman, el siguiente paso consistió en obtener los salarios predichos para todas las madres de la muestra, considerando la parte observada de la predicción y obteniendo los residuos correspondientes. Los residuos se obtienen a través de la aplicación de sucesivos ‘bootstraps’ de la ecuación de ingresos hasta obtener el número total de casos de madres en la muestra, trabajen o no (12.936 observaciones). Estos residuos fueron unidos aleatoriamente a las observaciones de cada madre. De este modo se obtiene el salario por hora potencial estimado para todas las madres.

6.2.2 Estimación de la probabilidad de racionamiento

Como se menciona en la Sección 5.3.1.3, para calcular los costos esperados del cuidado y, de ese modo, obtener el ingreso neto del hogar, es necesario estimar la probabilidad de racionamiento en el acceso a servicios de cuidado. Esta probabilidad de racionamiento, es decir, la probabilidad de que un niño no acceda a una plaza en centros públicos de cuidado cuando la está demandando, se calcula a través de un modelo de observación parcial (MOP).

Las variables que se utilizaron tanto en la ecuación de oferta (X_{sq}) como en la de demanda (X_{dq}) son la edad del niño y la participación laboral de la madre. Las variables que fueron incluidas solamente en la ecuación de demanda son: la cantidad de niños en el hogar por tramos de edad (0-3, 4-5 y 6-12), el logaritmo del ingreso per cápita del hogar³⁸, la edad del niño más chico en el hogar y el nivel educativo de la madre. En la ecuación de oferta se utiliza como variable adicional la tasa de asistencia a centros públicos, calculada como el porcentaje de niños que asisten a nivel departamental y por edad. También se incluyó en la ecuación de oferta una dummy que señala si el hogar pertenece a Montevideo (Ver Ecuación A1.9).

La variable dependiente se define como 1 si el niño asiste a un centro de cuidado público y 0 en otro caso. Una restricción del modelo es que no permite distinguir si la asistencia es a tiempo parcial o completo.

³⁸ Todas las variables de ingreso se expresan a precios del diciembre del 2009

El Cuadro 12 muestra los resultados de la estimación.

Cuadro 12: Resultados de la estimación del modelo de observación parcial

Ecuación	Variables	Coefficientes	
OFERTA	Tasa de asistencia	4.098*** (0,139)	
	Región	0.330*** -0.0426	
	Participación madre	0,119*** -0.0405	
	Edad	0,120** (0,0145)	
	Constante	2.136*** (0,0511)	
	DEMANDA	Niños de 0 a 3	0.398*** -0.0935
Niños de 4 a 5		0.00181 -0.0683	
Niños de 6 a 12		0.264*** -0.0405	
Ingreso		-2.668*** -0.0707	
Participación madre		0.280*** -0.0577	
Edad		-0.00243 -0.0135	
Edad del niño más chico		0.0727*** -0.0152	
Nivel educativo madre		-0.651*** -0.0246	
Constante		25.04*** -0.656	
RHO		Constante	0.214* -0.122
		Observaciones	20711
	Wald chi 2 (12)	7410.61	
	Log Verosimilitud	-5095.00	

Nota: * Significativo al 10%; ** Significativo al 5%; Significativo al 1%. Desvíos estándar entre paréntesis
Fuente: Estimaciones propias realizadas en base a la ECH 09

La demanda de servicios públicos de cuidado se relaciona positivamente con la cantidad de niños en el hogar para todos los tramos de edad, aunque no resulta significativa para el tramo intermedio. A su vez, la demanda crece con la edad así como se observa en Wrohlich (2007).

Las madres que participan en el mercado laboral demandan más servicios de cuidado para sus hijos. Sin embargo, el nivel educativo de la madre incide negativamente en la demanda de servicios públicos, lo que podría asociarse a que las madres más instruidas pertenecen generalmente a hogares de ingresos más altos, casos en los que se demandan más servicios privados que públicos. Algo similar se observa con el ingreso per cápita del hogar: a mayor ingreso,

menor es la demanda de servicios públicos de cuidado. Finalmente, la edad del niño y la cantidad de niños de 4 y 5 años en el hogar no resultan estadísticamente significativas para explicar la demanda de servicios públicos de cuidado.

En la ecuación de oferta, la tasa de asistencia por edad y departamento incide positivamente. La edad del niño también tiene una incidencia positiva, lo que señala que existe una mayor oferta de servicios públicos a medida que crece la edad como se observa en el Capítulo 2. En los resultados para el caso alemán también se observa que la oferta aumenta con la edad del niño y con la disponibilidad de plazas a nivel local (Wrohlich 2007).

También se observa que en Montevideo es más probable que se oferte una plaza respecto al Interior. Finalmente, el coeficiente de participación laboral de la madre es positivo, lo que podría asociarse a una focalización de los servicios públicos, principalmente para niños más pequeños (ejemplo, CAIF). Vale la pena notar que puede existir una relación recíproca entre la oferta y la participación, ya que la focalización puede llevar a que se ofrezcan más plazas para las madres que trabajan, así como que la mayor oferta de servicios permita que las madres que acceden a ellos aumenten su participación en el mercado laboral.

De modo de evaluar la calidad predictiva de la estimación, se compara la asistencia efectiva a centros públicos de educación/cuidado con la asistencia predicha por el modelo. Para esto, se asume que la asistencia predicha es 1 si la probabilidad de asistencia que predice el modelo es mayor o igual a 0,5, y 0 en caso contrario. De acuerdo a esta regla, el modelo predice correctamente el resultado de la intersección entre oferta y demanda en un 90% de las observaciones.

Las estimaciones del MOP también permiten predecir la probabilidad marginal de demanda y oferta. Además, es posible predecir la “probabilidad de racionamiento”, es decir la probabilidad de que se demanden servicios públicos de cuidado ($X_{Dq}=1$) y no se acceda ($X_{Sq}=0$). Como muestra el Cuadro 13, la probabilidad de racionamiento decrece con la edad del niño, es decir que los niños más pequeños son los que más dificultades presentan para acceder a una plaza en un centro público si la demandan. Por ejemplo, los niños de 0 a 2 años presentan una probabilidad de racionamiento mayor a 0,6, en tanto a partir de los 6 años esa probabilidad desciende a menos del 0,05. En comparación con los resultados obtenidos en Wrohlich (2007) la probabilidad de racionamiento es superior para los niños del primer tramo de edad y es más chica para los niños en edad preescolar y escolar. Esto se debe a la configuración de los mercados de cuidado en cada país.

Cuadro 13: Resultados de la estimación de la probabilidad marginal de demanda y oferta y probabilidad de racionamiento por edad del niño.

Edad	Probabilidad de demandar una plaza	Probabilidad de acceder a una plaza	Probabilidad de racionamiento
0	0,74	0,03	0,72
1	0,72	0,05	0,68
2	0,74	0,15	0,63
3	0,75	0,43	0,42
4	0,73	0,82	0,12
5	0,74	0,92	0,06
6	0,77	0,95	0,03
7	0,75	0,96	0,02
8	0,79	0,98	0,01
9	0,77	0,98	0,01
10	0,80	0,99	0,01
11	0,81	0,99	0,00
12	0,81	1,00	0,00

Fuente: Estimaciones propias en base a la ECH 09

6.2.3 Estimación del modelo comportamental

Una vez obtenidas las variables necesarias para la construcción del modelo descrito en la Sección 5.3.2.1, se procede a su estimación a través de un Logit Condicional. Cabe recordar que se busca establecer los determinantes de la elección de las madres respecto al cuidado del niño más chico del hogar y su participación laboral. Como se presentó anteriormente, la estimación de este modelo se basa en la comparación de la utilidad que le reporta a la madre cada una de las alternativas. De este modo, las variables incluidas en el modelo son las que explican la utilidad de la madre y los coeficientes estimados corresponden a los de la función de utilidad.

La variable dependiente es la elección de trabajo y cuidado de la madre en el escenario base, entre un grupo de 16 alternativas posibles. Dadas las características de este modelo, se incluyen variables que varían por alternativa: las horas de trabajo, la asistencia a centros públicos y privados de cuidado, las horas de cuidado maternal y de ocio de la mujer y el ingreso neto del hogar³⁹. Dado que se asume que la utilidad presenta una forma funcional cuadrática, se incluyen las interacciones entre las variables antes definidas⁴⁰.

Los parámetros de los regresores lineales incorporan la heterogeneidad en la toma de las decisiones (ver Ecuación 23), dado que las características individuales también influyen en la decisión. Se incluyen dentro de los regresores una dummy que indica si el hogar se encuentra en

³⁹ La definición de estas variables se presenta en la Sección 4.3 y la especificación de las mismas para cada alternativa en el Cuadro 2

⁴⁰ Existe un conjunto de interacciones que no se incluye dada la presencia de colinealidad entre las variables. Tal es el caso de la interacción entre "Cuidado Maternal" y "Ocio".

Montevideo, el nivel educativo de la madre, la presencia del padre y de niños menores de 4 años en el hogar.

Se transcribe la Ecuación 23 presentada en la sección 5.3.2.1 para facilitar la lectura:

$$U_{ij} = \alpha_1 f_{priv_{ij}}^2 + \alpha_2 f_{pub_{ij}}^2 + \alpha_3 l_{ij}^2 + \alpha_4 m_{ij}^2 + \alpha_5 y_{ij}^2 + \alpha_6 (f_{priv} \times f_{pub})_{ij} + \alpha_7 (f_{priv} \times m)_{ij} + \alpha_8 (f_{priv} \times y)_{ij} + \alpha_9 (f_{pub} \times m)_{ij} + \alpha_{10} (f_{pub} \times y)_{ij} + \alpha_{11} (l \times y)_{ij} + \beta_{f_{priv}} f_{priv_{ij}} + \beta_{f_{pub}} f_{pub_{ij}} + \beta_l l_{ij} + \beta_m m_{ij} + \beta_y y_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

Los resultados de la estimación del modelo se presentan en el Cuadro 15. El modelo estimado presenta un Pseudo R² de 0,3081 lo que refleja una bondad de ajuste relativamente alta.

Cuadro 15: Resultados de la estimación del modelo Logit Condicional

Alfas de horas de asistencia a privado:		Beta de horas asistencia público:	
Horas asistencia privado cuadrado	-0.00171*** (0.000110)	Horas asistencia público	0.355*** (0.0122)
Horas asistencia privado * Horas asistencia público	-0.0111*** (0.000429)	* Montevideo	-0.0193*** (0.00262)
Horas asistencia privado * Horas cuidado maternal	2.95e-05 (0.000177)	* Nivel educativo	-0.0186*** (0.00156)
Horas asistencia privado * Ingreso	2.69e-06*** (1.82e-07)	* Presencia del padre en el hogar	-0.0118*** (0.00298)
Alfas de horas de asistencia a público:		* Niño menor del hogar menor de tres años	-0.193*** (0.00330)
Horas asistencia público cuadrado	-0.00671*** (0.000121)	Beta de horas cuidado maternal:	
Horas asistencia público * Horas cuidado maternal	-0.000193 (0.000167)	Horas cuidado maternal	-0.147*** (0.0132)
Horas asistencia público * Ingreso	-5.62e-06*** (3.88e-07)	* Montevideo	-0.00753*** (0.00156)
Alfas de horas ocio:		* Nivel educativo	-0.0145*** (0.00100)
Ocio cuadrado	-0.000673*** (9.48e-05)	* Presencia del padre en el hogar	0.0147*** (0.00177)
Ocio * Ingreso	-4.17e-07*** (1.50e-07)	* Niño menor del hogar menor de tres años	0.00633*** (0.00214)
Alfa de horas cuidado maternal:			
Horas cuidado maternal cuadrado	0.00152*** (0.000104)	Beta de horas asistencia privado:	
Alfa de ingreso:		Horas asistencia privado	-0.00296 (0.0111)
Ingreso Cuadrado	-4.54e-09*** (4.32e-10)	* Montevideo	0.0207*** (0.00216)
Beta de ingreso:		* Nivel educativo	0.0214*** (0.00116)
Ingreso	0.000131*** (2.27e-05)	* Presencia del padre en el hogar	-0.00384 (0.00259)
* Nivel educativo	3.45e-05*** (7.21e-06)	* Niño menor del hogar menor de tres años	-0.0842*** (0.00263)
Beta de horas ocio:			
Ocio	0.0119*** (0.00341)		
* Presencia del padre en el hogar	0.0179*** (0.00237)		
Pseudo R2		0,3081	
Log likelihood		-24.787	
Observaciones		206.752	

Nota: * Significativo al 10%; ** Significativo al 5%; Significativo al 1%. Desvíos estándar entre paréntesis

Fuente: Estimaciones propias en base a la ECH 09

Debido a la gran cantidad de interacciones, la interpretación de los coeficientes estimados no es directa. Para poder realizar un análisis de los resultados obtenidos, se calculan las derivadas parciales de la utilidad en la media respecto a las principales variables del modelo, dado que el

objetivo de esta estimación es poder realizar la microsimulación, se trabajará con los coeficientes, por lo cual estos cálculos se presentan en el Anexo 7.

Cuando se analiza el efecto de las horas de asistencia a centros privados, se observa que éste es negativo para el 83% de las madres. Este resultado estaría indicando que los servicios privados son considerados como un “mal” para la gran mayoría de las madres, en línea con los resultados obtenidos por Wrohlich (2006; 2007) para Alemania. La presencia de niños menores de 4 hace que el impacto en la utilidad del cuidado formal privado se torne más negativo.

Sin embargo, el efecto aumenta a medida que crece el nivel educativo de la madre al punto que para las madres con nivel educativo más alto (nivel terciario terminado) la derivada de la utilidad presenta signo positivo en promedio. Si se considera que las mujeres con mayores logros educativos tienden a trabajar más, se puede entender que estos servicios impliquen un aumento de la utilidad para ellas, dado que son necesarios para poder conciliar el trabajo con la tenencia de hijos. A la vez, el nivel educativo está estrechamente ligado al ingreso y mayores niveles de ingreso habilitan la posibilidad de contratar estos servicios en el mercado.

Los resultados por región sugieren que las madres montevideanas tienden a valorizar más este tipo de cuidado, reflejando las diferencias en cuanto a la disponibilidad y utilización de los servicios privados entre regiones.

Con respecto al cuidado formal público, la derivada muestra que éste también influye negativamente en promedio sobre la utilidad de las madres. Sin embargo, son más las madres que lo consideran un “bien”: el 56,8% presenta derivada parcial positiva. En este sentido, el coeficiente asociado al efecto fijo de las horas (β_{pubo}) resulta positivo y significativo, mientras que el asociado al cuadrado de la cantidad de horas es significativo y negativo. Esto implica que a medida que aumenta la utilización de estos servicios, la valoración se torna menor.

A diferencia del cuidado privado, las mujeres de menor nivel educativo son las únicas en las que la derivada resulta en promedio positiva y ésta disminuye a medida que el nivel educativo aumenta.

Por otra parte, como se observa en los coeficientes estimados para el β correspondiente a las horas de cuidado público, el hecho de que el hogar se encuentre en Montevideo disminuye la utilidad de esta opción de cuidado. Esto puede explicarse nuevamente a través de la mayor disponibilidad de alternativas de cuidado público en el Interior.

Las derivadas parciales con respecto al cuidado formal público y privado muestran cierta regularidad en cuanto a la presencia del padre en el hogar, aún cuando en los dos casos el signo resulte negativo en promedio, tanto para las mujeres que comparten el hogar con el padre como para las que no. Para el caso del cuidado privado, la utilidad de la madre presenta una derivada mayor en los hogares en los que el padre está presente frente a aquellos en los que éste no se encuentra. Lo contrario sucede en el caso de la derivada con respecto al cuidado público. Esto señala que la presencia del padre en el hogar es un indicador de ingreso, aumentando la preferencia por los cuidados privados. Los resultados muestran que los padres no se presentan

como una alternativa de cuidado de los niños, sustituyendo a la madre. Si este último fuera el caso, las preferencias deberían disminuir en promedio en los hogares con presencia del padre, haciendo del cuidado fuera del hogar una alternativa menos deseable, dado que el padre podría realizar esa tarea.

Por último, el coeficiente asociado a la presencia de niños menores de 4 años en el hogar es significativo y negativo en los dos tipos de cuidado formal. Esto se condice con las estrategias basadas en el cuidado en el hogar para los niños más pequeños, brindado principalmente por la madre o por otros parientes. De hecho, la derivada parcial del cuidado maternal es positiva en promedio para las madres cuyos hijos más chicos son menores de 4 años y el signo del coeficiente es en este caso positivo y significativo.

Al analizar el cuidado maternal en mayor detalle, se observa que casi la mitad de las madres (47,8%) lo consideran un “bien”, aún cuando la derivada resulta en promedio negativa. Como era de esperar, las madres radicadas en el Interior valoran más el cuidado maternal que las que viven en Montevideo, para las que la derivada es en promedio negativa. Asimismo, las menos educadas lo valoran positivamente y las que tienen hijos más pequeños también. En este caso, la presencia del padre en el hogar implica un aumento en la valoración. Las mujeres que coresiden con el padre del niño tienden a valorar positivamente el cuidado maternal, posiblemente porque el padre representa para el hogar un perceptor de ingresos.

En cuanto al ocio y al ingreso, las derivadas resultan positivas en la gran mayoría de las mujeres (superiores al 85% en los dos casos), lo que era esperable. También en ambos casos, los coeficientes asociados a las variables al cuadrado resultan negativos y significativos, lo que indica que el impacto de estas variables en la utilidad disminuye a medida que el valor de la variable aumenta.

Calibración

Tal como se mencionó en la Sección 5.3.2.2, luego de estimar el modelo se calculan las utilidades predichas para cada una de las madres en cada alternativa. Se debe calibrar el modelo de modo que la alternativa efectivamente elegida por la madre coincida con la predicha. Esto implica tomar errores aleatoriamente de la distribución Weibull e incorporarlos a la utilidad. Para esto, se sortean errores hasta que la utilidad se maximice en la opción elegida por la madre.

Se sortearon hasta 2.000 conjuntos de errores, logrando la calibración correcta del 99% de las observaciones. Se observa que la calibración tiende rápidamente a cero: en la iteración número 28 más del 90% de las observaciones resultaron correctamente predichas y en la número 200 se alcanzó el 98%. Sin embargo, el 0.99% de las observaciones no se logró calibrar (128 madres).⁴¹

⁴¹ Estos individuos no son considerados en las simulaciones que siguen.

6.3 Simulación de modificaciones de política

En esta sección se presentan los resultados de la simulación de los escenarios de política descritos anteriormente (ver Cuadro 3). A continuación se realiza una breve descripción de dichos escenarios.

- ✓ **Escenario 1:** Eliminación de la restricción de acceso a centros de cuidado para niños de 0 a 3 años.
- ✓ **Escenario 2:** Eliminación de la restricción de acceso a centros de cuidado para niños de 0 a 3 años y obligatoriedad de asistencia a tiempo parcial para niños de 2 y 3 años.
- ✓ **Escenario 3:** Eliminación de la restricción de acceso a centros de cuidado para niños de 0 a 3 años y obligatoriedad de asistencia a tiempo completo para niños de 4 a 12 años.
- ✓ **Escenario 4:** Eliminación de la restricción de acceso a centros de cuidado para niños de 0 a 3 años, obligatoriedad de asistencia a tiempo parcial para niños de 2 y 3 años y a tiempo completo para niños de 4 a 12 años.

A partir de los coeficientes obtenidos en la estimación del Logit Condicional y los errores obtenidos en la sección anterior, se modifican las variables exógenas de modo de obtener la utilidad de cada alternativa en los escenarios. La opción seleccionada por la madre bajo estas nuevas condiciones será la que maximice la utilidad predicha.

Se deben realizar algunas puntualizaciones para la correcta interpretación de los resultados obtenidos. En primer lugar, en los escenarios en los que se impone la asistencia obligatoria de los niños (Escenarios 2, 3 y 4) se asume que todos los niños que deben asistir lo harán. Esto se debe a que no se modela explícitamente la utilización de servicios de cuidado. Asimismo, se realiza el supuesto de que no existen restricciones de oferta, es decir, se cuenta con todas las plazas necesarias para efectivizar esta obligatoriedad. De este modo, los resultados obtenidos se pueden interpretar como escenarios de máxima, por dos motivos: por un lado algunos niños que en la actualidad deberían asistir no lo hacen y, por otro lado, no necesariamente existen todas las plazas demandadas en el corto plazo.

Por último, dado que el modelo considera la respuesta de las madres con respecto al niño más pequeño del hogar, se debe imputar la asistencia de los niños más grandes. Para hacerlo se sigue una serie de reglas de imputación:

Niño más chico del hogar: Las horas de utilización de servicios de cuidado son las que surgen de la elección de la madre en el nuevo escenario de política.

Otros niños:

- Cuando la madre no cambia de alternativa escogida y el niño no se ve sujeto a ningún régimen obligatorio, las horas de utilización no se modifican.

- Si existen modificaciones en la elección de la alternativa por parte de la madre y el niño no está sujeto a asistencia obligatoria, se toma el máximo entre las horas de utilización del escenario actual y las escogidas para el niño más pequeño del hogar.
- En el caso en que el niño deba asistir una cantidad mínima de horas y éstas no se cumplan utilizando las reglas anteriores, se imputan las horas mínimas de asistencia exigidas.

A continuación se describen los principales resultados de las simulaciones. Se analiza tanto la respuesta de la participación laboral de las madres como la de utilización de servicios de cuidado. Luego, se examina la existencia de diferentes comportamientos por tramos de edad de los niños, ingreso del hogar, nivel educativo de la madre y tipo de hogar⁴².

6.3.1 Modificaciones en la oferta laboral y en la utilización de servicios de cuidado

Al analizar los resultados se observa que en la mayoría de los casos la participación y la utilización de servicios aumentan al modificar la oferta de servicios de cuidado. Como era de esperar, los mayores impactos se observan en el escenario que hace obligatoria la asistencia a 40 horas semanales para los niños de 4 a 12 años, 20 horas semanales para los de 2 y 3 y permite la asistencia a todos los niños de 0 y 1. En el extremo opuesto se ubica el escenario que elimina las restricciones de acceso para los niños de 0 a 3 años a centros públicos de cuidado. En el Cuadro 16 se presenta un resumen de los principales resultados.

Cuadro 16: Tasa de participación laboral y tasa de utilización de servicios de cuidado según escenario

	Escenario actual	Línea de base	Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3	Escenario 4
Tasa de participación laboral	63,2%	63,4%	63,4%	65,6%	67,7%	69,8%
Tiempo parcial	23,0%	23,1%	23,1%	24,2%	29,1%	30,1%
Tiempo completo	40,2%	40,3%	40,3%	41,4%	38,6%	39,7%
Tasa de utilización en servicios de cuidado	79,6%	81,3%	81,3%	88,4%	81,3%	88,4%
Tiempo parcial	64,1%	65,7%	65,7%	72,6%	6,3%	13,1%
Tiempo completo	15,5%	15,6%	15,6%	15,9%	75,0%	75,3%

Fuente: Estimaciones propias

Al comparar la línea de base con el escenario actual, se observa una variación prácticamente nula en la participación laboral de las madres (0,2 puntos porcentuales), y un leve aumento de 1,7 puntos en la utilización de servicios de cuidado. Esta variación se debe a que en este escenario es obligatoria la asistencia de todos los niños entre 4 y 12 años y parte de ellos no lo hacen en el escenario actual. La gran mayoría de estos niños tienen 4 o 5 años, para los que hoy en día la asistencia no es universal. Se observa entonces la existencia de un desplazamiento entre cuidado informal y formal o entre cuidado maternal y formal, tal como fue planteado a nivel teórico. (Blau 2000; Connelly & Kimmel 2003b; Havnes & Mogstad 2009).

⁴² Se analizaron también las diferencias entre Montevideo e Interior. Los datos se presentan en el Anexo 8 dado que no se observan diferencias significativas.

Cabe destacar que en este trabajo no se analizan los desplazamientos que podrían existir entre servicios públicos y privados, debido a que el modelo no logra diferenciar correctamente la asistencia a tiempo completo en estos dos tipos de servicios. Esto podría deberse a que la proporción de niños que actualmente asiste a tiempo completo en su mayoría lo hace a centros privados.

En cuanto a la participación en el mercado laboral, se observa que las madres se ven influidas por las horas a las que sus niños deben asistir a centros, en la medida en que su participación aumentaría más en los escenarios en los que el régimen obligatorio es más extenso. Así, cuando se eliminan las restricciones de acceso para los niños menores de 4 años, la participación no cambia con respecto a la línea de base; cuando los niños de 2 y 3 deben asistir 20 horas, la participación aumentaría en 2,2 puntos y en 4,3 cuando los niños mayores de 3 deben asistir 40 horas semanales. Si se consideran todas estas políticas de forma conjunta (Escenario 4) la participación de las madres aumentaría en total en 6,6 puntos, lo que implica que el 69,8% de las madres participaría en el mercado laboral. De todas maneras, la participación se mantiene muy por debajo de los guarismos observados para los hombres.

Cabe resaltar que en el primer escenario las mujeres no modifican sus decisiones de participación en ningún sentido. Esto se condice con los resultados observados en secciones anteriores, que indican que las mujeres con niños pequeños tienen una gran valoración del cuidado maternal y consideran los cuidados institucionales como un 'mal'. Ciertos factores culturales y en menor medida la sustitución de cuidado informal por formal pueden explicar los resultados obtenidos. Encina y Martínez (2009) y Medrano (2009) llegan a resultados muy similares al realizar una evaluación ex-post de políticas de ampliación del cuidado institucional aplicadas en Chile en este tramo etario. Además, de acuerdo al planteo teórico de (Klerman & Leibowitz 1990), otro aspecto que podrían estar reflejando estos resultados es que este tipo de políticas no logran contrarrestar la alta productividad en el hogar de las madres cuando sus hijos son menores de 4 años. Por lo tanto, es importante resaltar que el aumento de la oferta de servicios de cuidado no resultaría suficiente para aumentar la participación laboral de las madres de niños de esta edad.

Por otro lado, se observa que cuando se aumenta el tiempo en el que los niños de 4 a 12 años deben permanecer en los centros educativos (Escenario 3), el porcentaje de mujeres que trabaja a tiempo completo se apenas reduciría, aumentando el peso relativo de las que trabajan a tiempo parcial. Este resultado se mantiene cuando se consideran todas las políticas de modo conjunto (Escenario 4): la tasa de participación a tiempo completo se reduce desde 40,2% a 39,7%. Esto podría explicarse por el efecto ingreso que generan los costos de cuidado en la participación. Dado que estos costos pueden considerarse como asociados directamente al trabajo, al aumentar la provisión pública de estos servicios, las mujeres pueden obtener el mismo ingreso trabajando menos horas. En estos escenarios se observa entonces, que el efecto ingreso predomina sobre el efecto sustitución, mientras que en el resto estaría predominando el segundo.

Cabe resaltar que nuevamente estos resultados son similares a los obtenidos para Chile. Contreras et al. (2010) realiza la evaluación del programa de extensión del horario escolar para niños entre 8

y 17 años, encontrando un efecto positivo sobre la participación laboral femenina para todas las edades y un efecto negativo sobre las horas trabajadas.

Pasando ahora al análisis de la utilización de servicios de cuidado, ésta aumentaría en los escenarios en los que la asistencia se torna obligatoria para niños de 2 y 3 años (Escenarios 2 y 4). Este resultado solamente indica que hay niños de estas edades que no asisten a centros en la línea de base y en el escenario actual. Naturalmente, no varía la utilización cuando sólo aumentan las horas de asistencia para los niños de 4 a 12 años, dado que en la línea de base ellos ya se encuentran asistiendo. Cabe destacar que esta variable no sufre modificaciones cuando se eliminan las restricciones de acceso a centros para niños de 0 a 3, lo que podría explicarse por factores culturales que implican que las madres de niños pequeños prefieren no utilizar servicios de cuidado.

En caso de aplicar todas políticas de modo conjunto, el 88,4% de las madres utilizaría algún servicio de cuidado. Esto implica que la variación en la utilización se debe exclusivamente a la exigencia de asistencia para los niños de 2 y 3 años. Debido a la construcción del Escenario 4, un 13,1% de los niños utilizarían servicios de tiempo parcial y el 75,3% a tiempo completo.

Resultados según la edad del niño más chico del hogar

Al analizar los resultados de las simulaciones según la edad del niño más chico del hogar, es interesante señalar que en ninguno de los escenarios simulados tendría impacto sobre la participación laboral de las madres cuyo hijo más chico tiene menos de 2 años, ni tampoco sobre la utilización de servicios de cuidado para niños de esta edad (Cuadro 17). Por el contrario, en los casos en que el niño más chico se ubica en el tramo etario 4-12, todas las políticas tendrían una incidencia positiva sobre la participación laboral de las madres, y esto es acorde a que en dichos escenarios la utilización de servicios de cuidado para niños de esta edad alcanza el 100%.

Estos resultados son similares a los obtenidos en la evaluación ex-post de la ampliación de las plazas de servicios de preescolar público en Argentina (Berlinski & Galiani 2007). Los autores encuentran que para las madres de niños de 3 a 5 años, el aumento de las plazas incrementa su participación laboral entre 7 y 14 puntos porcentuales.

Cuadro 17: Participación laboral y utilización de servicios por escenario según edad del niño más chico del hogar

	Escenario actual	Línea de base	Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3	Escenario 4
Tasa de participación laboral	63,2%	63,4%	63,4%	65,6%	67,7%	69,8%
Niño más chico entre 0 y 1 año	51,0%	51,0%	51,0%	51,0%	51,0%	51,0%
Niño más chico entre 2 y 3 años	58,7%	58,7%	58,7%	70,5%	58,7%	70,5%
Niño más chico entre 4 y 12 años	69,1%	69,5%	69,5%	69,5%	76,6%	76,6%
Tasa de utilización de servicios de cuidado	79,6%	81,3%	81,3%	88,4%	81,3%	88,4%
Niño más chico entre 0 y 1 año	13,0%	13,0%	13,0%	13,0%	13,0%	13,0%
Niño más chico entre 2 y 3 años	49,2%	49,2%	49,3%	100%	48,6%	100%
Niño más chico entre 4 y 12 años	97,6%	100%	100%	100%	100%	100%

Fuente: Estimaciones propias

Estos resultados podrían asociarse a que el cuidado maternal es más valorado para los niños más pequeños, mientras en la medida que aumenta la edad del niño, las madres son más propensas a optar por otras estrategias (Klerman & Leibowitz 1990). Este comportamiento se refleja en que en todos los casos el 43% de las madres cuyo hijo menor tiene 0 o 1 año opta por no participar en el mercado laboral ni utilizar servicios de cuidado de ningún tipo. El resultado de estas preferencias se traduce en una tasa de participación laboral muy inferior al promedio. Por otra parte, no se aprecian variaciones significativas en la proporción de madres que trabajan a tiempo completo y parcial para los distintos tramos en comparación con el escenario base.

Resultados según el ingreso del hogar

Los resultados de las simulaciones señalan que la magnitud de los impactos de las políticas variaría significativamente según el ingreso del hogar (Cuadro 18). En este sentido, las madres pertenecientes a quintiles de ingresos más bajos son las que aumentarían su participación laboral en mayor medida. Por ejemplo, la aplicación de todas las políticas de forma conjunta (Escenario 4), generaría un aumento de la participación laboral de las madres del primer quintil de ingresos, desde un 38,6% en la línea de base hasta un 55,4%. Esto refleja un aumento de casi 20 puntos porcentuales.

En los quintiles más altos, sin embargo, ninguna de las políticas simuladas tendría un impacto significativo sobre la oferta laboral de las madres. Esto podría explicarse, por un lado porque las tasas de participación en la línea de base se ubican en niveles altos y, por otro lado porque estas madres prácticamente no enfrentan restricciones de acceso a servicios de cuidado.

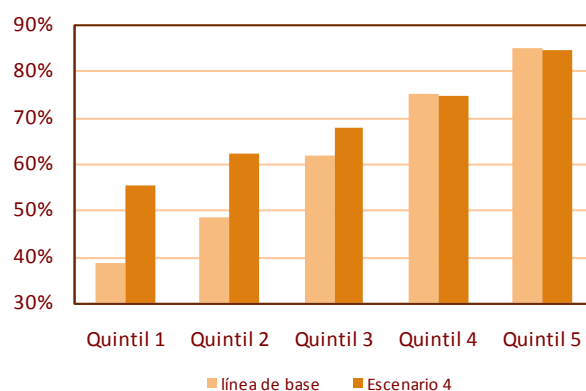
Cuadro 18: Tasa de participación laboral y tasa de utilización de servicios por quintiles de ingreso del hogar, según escenario.

	Escenario actual	Línea de base	Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3	Escenario 4
Tasa de participación laboral	63,2%	63,4%	63,4%	65,6%	67,7%	69,8%
Quintil 1	37,7%	38,6%	38,6%	43,2%	50,7%	55,4%
Quintil 2	47,9%	48,4%	48,4%	52,9%	57,5%	62,0%
Quintil 3	61,5%	61,6%	61,6%	63,4%	66,00%	67,8%
Quintil 4	75,2%	75,2%	75,2%	75,9%	73,9%	74,6%
Quintil 5	84,7%	84,8%	84,7%	84,8%	84,2%	84,3%
Tasa de utilización de servicios de cuidado	79,6%	81,3%	81,3%	88,4%	81,3%	88,4%
Quintil 1	73,4%	75,9%	75,9%	86,3%	75,9%	86,3%
Quintil 2	76,2%	78,1%	78,00%	87,5%	78,1%	87,5%
Quintil 3	78,8%	80,9%	81,0%	88,3%	81,00%	88,3%
Quintil 4	81,9%	83,5%	83,6%	89,1%	83,6%	89,1%
Quintil 5	88,8%	89,3%	89,3%	91,5%	89,3%	91,5%

Fuente: Estimaciones propias

Otra diferencia que se observa por quintiles de ingreso son las variaciones en las horas trabajadas: mientras en el primer quintil el aumento de la participación laboral sería principalmente a tiempo completo, en el resto de los hogares el aumento más importante se daría a tiempo parcial. Así, cuando se extiende el horario de utilización de servicios de cuidado, la tasa de participación laboral a tiempo completo de las madres de ingresos más altos tendería a reducirse, como consecuencia de que pueden obtener el mismo ingreso trabajando menos horas.

Gráfica 3: Tasa de participación laboral según quintil de ingresos. Línea de base – Escenario 4



Fuente: Estimaciones propias

En cuanto a la utilización de servicios de cuidado, las modificaciones de política generarían un aumento para todos los quintiles de ingreso, aunque el impacto más importante se concentraría en los más bajos. Este mayor impacto sobre la utilización de servicios de cuidado en los quintiles

más bajos resultaría en una reducción de la brecha de utilización por ingreso: mientras en la línea de base la diferencia de utilización de servicios de cuidado entre el primer quintil de ingresos y el último es de 13,4 puntos porcentuales, con la aplicación de todas las políticas al mismo tiempo (Escenario 4), la brecha se reduciría a 5,2 puntos porcentuales.

Otro resultado a destacar refiere a las horas de utilización. Al respecto, en los escenarios en que se amplía el horario que ofrecen los centros de cuidado, los hogares pertenecientes a niveles medios de ingreso son los que presentarían aumentos mayores en la utilización de estos servicios. La variación es algo menor para el primer quintil y bastante menor para quintiles de ingresos más altos. Esto podría explicarse porque los hogares de ingresos medios son los que enfrentan mayores dificultades para acceder a centros de tiempo completo: por un lado no acceden a escuelas de tiempo completo porque estos centros se focalizan en hogares de menores ingresos y, por otro lado, sus ingresos no son suficientes para contratar servicios privados a tiempo completo. En el Anexo 8 se detallan las variaciones tanto en el promedio de horas trabajadas como en el promedio de horas utilizadas de cuidados según quintil de ingresos.

Resultados según el nivel educativo de la madre

Al analizar los impactos de política según el nivel educativo de la madre, en general se observa que la participación laboral aumenta, excepto en el caso de las madres con nivel educativo terciario, que presentan una alta participación laboral en la línea de base.

El mayor impacto se observa en la participación de las madres menos instruidas, resultado que se puede interpretar de modo similar al observado en los quintiles de ingresos más bajos, debido a la estrecha relación entre nivel educativo e ingreso del hogar. En el caso de implementar todas las políticas de forma conjunta, la participación de las madres de menor nivel educativo aumentaría en 11 puntos porcentuales respecto a la línea de base (Cuadro 19). Igualmente, cabe señalar que aún así, se mantendrían importantes diferencias en la tasa de participación laboral respecto a las madres más educadas, que en todos los casos supera el 90%. Los resultados observados muestran que se estaría cumpliendo la hipótesis planteada por Anderson y Levine (1999) respecto a que no se puede esperar una respuesta uniforme por nivel educativo de la participación laboral frente a las modificaciones de los sistemas de cuidado.

Cuadro 19: Tasa de participación laboral y tasa de utilización de servicios por nivel educativo de la madre, según escenario

	Escenario actual	Línea de base	Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3	Escenario 4
Tasa de participación laboral	63,2%	63,4%	63,4%	65,6%	67,7%	69,8%
Primario	50,1%	50,5%	50,5%	53,7%	58,2%	61,5%
Ciclo Básico	66,4%	66,6%	66,5%	68,3%	67,6%	69,5%
Secundario	77,0%	77,0%	77,0%	77,9%	77,8%	78,7%
Terciario	91,8%	91,7%	91,7%	91,7%	91,0%	91,1%
Tasa de utilización de servicios de cuidado	79,6%	81,3%	81,3%	88,4%	81,3%	88,4%
Primario	76,9%	79,2%	79,2%	88,0%	79,2%	88,0%
Ciclo Básico	78,1%	79,7%	79,7%	87,1%	79,8%	87,1%
Secundario	83,7%	84,6%	84,7%	89,3%	84,7%	89,3%
Terciario	87,7%	88,1%	88,2%	90,8%	88,2%	90,8%

Fuente: Estimaciones propias

Respecto a la utilización de servicios de cuidado, si bien siempre aumenta, los mayores beneficios derivados de la implementación de las políticas se observarían en las madres de menor nivel educativo. Una posible interpretación de este resultado sería que las modificaciones de política ampliarían las posibilidades de utilización de servicios de cuidado para estas madres, que en general son las de menores ingresos, y quienes toman estrategias de cuidado informal o maternal en la línea de base. Por el contrario, las madres de niveles educativos más altos son las que presentan una mayor utilización de servicios de cuidado en el punto de partida, por tanto, el aumento derivado de la modificación de política es de menor magnitud respecto al resto de las madres.⁴³

Resultados según tipo de hogar

La presencia de otros adultos en el hogar influye marcadamente en las decisiones que las madres toman con respecto a la combinación de cuidado y participación laboral, ya sea por la disponibilidad de cuidados informales como por la existencia de otros perceptores de ingresos en el hogar. Para poder observar los impactos de las políticas según esta característica, se construyen tipologías de hogar y se analizan los impactos en cada una de ellas.

En primer lugar, la participación laboral de la madre y la utilización de servicios de cuidado se comportan en la misma dirección que cuando no se desagrega según tipo de hogar (Cuadro 20). Sin embargo, se observan diferencias importantes en las magnitudes de estas variaciones, en línea con los planteos teóricos que refieren a la presencia de otros familiares en el hogar (Connelly & Kimmel 2003a).

⁴³ Los resultados en cuanto al promedio de horas trabajadas y al promedio de horas utilizadas en cuidados según nivel educativo se presentan en el Anexo 8

En segundo lugar, así como en el análisis precedente, tampoco se observan modificaciones sustanciales en el comportamiento cuando se eliminan las restricciones de acceso a centros de cuidado para los niños de 0 a 3.

Cuadro 20: Tasa de participación laboral y tasa de utilización de servicios por tipo de hogar, según escenario

	Escenario actual	Línea de base	Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3	Escenario 4
Tasa de participación laboral	63,2%	63,4%	63,4%	65,6%	67,7%	69,8%
Monoparental	77,7%	77,8%	77,8%	78,5%	79,5%	80,2%
Biparental	62,1%	62,3%	62,3%	64,5%	67,4%	69,6%
Compuesto o Extendido	58,6%	59,00%	59,00%	61,6%	62,3%	64,9%
Tasa de utilización de servicios de cuidado	79,6%	81,3%	81,3%	88,4%	81,3%	88,4%
Monoparental	87,1%	88,7%	88,7%	94,1%	88,7%	94,1%
Biparental	81,1%	82,6%	82,7%	89,2%	82,7%	89,2%
Compuesto o Extendido	71,2%	73,5%	73,5%	83,1%	73,5%	83,1%

Fuente: Estimaciones propias

En general, las modificaciones más importantes se observan en los hogares extendidos o compuestos. En estos hogares, la tasa de participación laboral aumentaría en 2,6 puntos porcentuales si los niños de 2 y 3 años deben asistir 20 horas y en 5,9 si además se torna obligatoria la asistencia a tiempo completo en los niños de 4 a 12. Los hogares compuestos y extendidos tienden a ubicarse en los primeros quintiles de la distribución del ingreso, presentan las menores tasas de participación en la línea de base y la mayor cantidad de niños por hogar. Se puede interpretar que las mujeres que viven en estos hogares son más productivas en el hogar que en el mercado de trabajo y que las modificaciones de política estarían alterando esta relación.

Por otro lado, estos hogares son los que presentan las tasas de utilización más bajas en todos los escenarios. Esto se debe a que cuentan con la presencia de otros adultos en el hogar que pueden realizar las tareas de cuidado en sustitución de la madre, por lo que las estrategias de cuidado externo se tornan menos atractivas.

En el extremo opuesto se ubican los hogares monoparentales. Dado que estos hogares cuentan casi exclusivamente con la mujer como cuidadora y proveedora de ingresos, las estrategias tienden a concentrarse, ya en la línea de base, en alternativas que impliquen tanto la participación de la madre en el mercado laboral como la utilización de servicios de cuidado. Por lo tanto, las modificaciones de política implicarían cambios menos significativos que en los otros hogares en las dos dimensiones analizadas. Cabe destacar que en estos hogares, la participación laboral se modifica menos que la utilización de servicios, lo que puede indicar que se sustituyen cuidados informales por formales.

Los ejercicios realizados muestran que en los escenarios en los que la asistencia es obligatoria, tanto la participación laboral de las madres como la utilización de servicios de cuidado aumentarían significativamente. En particular, en el caso de aplicar todas las políticas de forma conjunta, la participación laboral de las madres alcanzaría casi el 70%, aumentando en más de 6,7 puntos con respecto a la situación actual. A la vez, más del 88% de los niños utilizarían algún servicio de cuidado, lo que implica una variación de casi 9 puntos.

Las madres de niños menores de 2 años no presentan prácticamente ninguna modificación en las dos variables analizadas, lo que indica que el aumento de la oferta de servicios de cuidado no sería suficiente para aumentar su participación laboral ni la utilización de servicios de cuidado.

Más allá de los resultados globales, se observan diferencias significativas al analizar los impactos según algunas características del hogar, la madre y el niño. Así, cuya respuesta frente a estas políticas sería mayor son aquellas cuyo niño más pequeño tiene 2 o 3 años, las que viven en hogares del primer quintil, las de menor nivel educativo, así como las que pertenecen a hogares extendidos o compuestos. Estas características tienden a concentrarse en los hogares más vulnerables de la sociedad.

7. Conclusiones

Este trabajo se centró en el análisis de la relación entre la participación laboral femenina y el cuidado de los niños menores de 13 años. Se buscó evaluar el impacto que tendría la implementación de un sistema universal de cuidados de provisión pública en las estrategias de participación laboral-cuidado, mediante la evaluación ex-ante de los diferentes escenarios de política a través de un modelo de microsimulación.

Se buscó modelar las opciones de cuidado de las madres, considerando de forma explícita su interdependencia con las decisiones de participación en el mercado laboral. Para esto se tomó como referencia el estudio realizado por Wrohlich (2006; 2007) que, a través de un modelo de elección discreta, considera simultáneamente el acceso y la disponibilidad de servicios de cuidado en el marco de un mercado racionado.

Los resultados de las simulaciones de política indican que en los escenarios en los que la asistencia es obligatoria, tanto la participación laboral de las madres como la utilización de servicios de cuidado aumentarían significativamente. En particular, al hacer obligatoria la asistencia 40 horas semanales para los niños de 4 a 12 años, 20 horas semanales para los de 2 y 3 y permitir la asistencia a todos los niños de 0 y 1, la participación laboral de las madres alcanzaría el 70%, y el 88% de los niños utilizarían algún servicio de cuidado. Sin embargo, las madres de niños más pequeños no presentarían prácticamente ninguna modificación en las dos variables analizadas. Se observa entonces que para ellas un aumento de la oferta de servicios no es suficiente para incrementar su participación en el mercado laboral y la utilización de servicios de cuidado.

En cuanto al modo de participación laboral de las madres, se observa que la tasa de participación tiempo parcial aumentaría en 7 puntos porcentuales, en tanto la tasa de participación a tiempo completo prácticamente no variaría.

Más allá de los resultados globales, se observan diferencias significativas al analizar los impactos según algunas características del hogar, la madre y el niño. Así, las madres más beneficiadas por estas políticas serían aquellas cuyo niño más pequeño tiene 2 o 3 años, las que viven en hogares del primer quintil de ingresos y las de menor nivel educativo, así como las que pertenecen a hogares extendidos o compuestos. Estas características tienden a concentrarse en los hogares más vulnerables de la sociedad.

Con respecto al alcance y limitaciones del modelo, es importante resaltar que los resultados obtenidos en las simulaciones no deben interpretarse como predicciones de los impactos que tendrían las políticas evaluadas en caso de ser aplicadas. Expresan lo que hubiera sucedido de aplicarlas en el 2009 y bajo supuestos estrictos con respecto al comportamiento de los agentes. Las condiciones del mercado laboral, de la economía en general y de otras políticas que están relacionadas con las de cuidado, entre otras, podrían generar modificaciones sustanciales en los resultados obtenidos.

Asimismo, se presentan escenarios de máxima, dado que se modela de forma conjunta la utilización de servicios de cuidado y la participación laboral. Por ello, se asume que cuando se impone una cantidad de horas de asistencia mínima, se cumple con esta restricción. Por el contrario, se asume que las madres disponen siempre de cuidado informal y que esta estrategia se utilizará durante las horas en las que la madre se encuentre trabajando y no se contraten otros servicios. Ya que no todos los hogares cuentan con esta opción, es posible que exista una subestimación de la demanda de cuidado formal. Además, la modelización discreta de la oferta laboral puede resultar en una subestimación de las modificaciones en la misma.

La construcción de la base de datos requerida para el estudio es otra limitación importante, dado que se requirió la imputación de información que resulta fundamental para la estimación del modelo. Sin embargo, esta investigación presenta una metodología útil e indica qué variables deberían relevarse para una mejor evaluación ex-ante y ex-post de este tipo de políticas. En particular, resulta fundamental relevar la asistencia a centros públicos y privados, variable que se volvió a incluir en la ECH 11.

En términos más generales, el modelo no toma en cuenta de forma explícita la calidad del cuidado. Esta variable es determinante en la decisión de la madre en cuanto al tipo de cuidado y puede alterar significativamente los resultados obtenidos.

Trascendiendo los resultados de las simulaciones, se observa que para la mayoría de las madres el cuidado no maternal resulta un 'mal' en su función de utilidad, mientras que el maternal aumenta la utilidad de las madres en promedio. Este resultado se observa principalmente cuando el niño es menor de 4 años y es más fuerte en las madres de menor nivel educativo. Asimismo, se constata que el esquema de 'hombre proveedor – mujer cuidadora' y el rol de la mujer como trabajadora secundaria se encuentran fuertemente arraigados en la sociedad uruguaya.

Frente a esto, se entiende que una política de oferta de servicios de cuidado no sería suficiente para distribuir más equitativamente las cargas asociadas al cuidado de niños. Esto quiere decir que no alcanza con políticas que generen corresponsabilidad entre el Estado y los hogares, sino que se requiere también el fomento de la corresponsabilidad dentro del hogar, entre hombres y mujeres.

En suma, la implementación de un sistema de cuidados de estas características podría disminuir la desigualdad de acceso a servicios de cuidado, de género y de ingreso. En primer lugar, se reducirían significativamente las brechas actuales de utilización de servicios entre niños de distintos estratos sociales. Es fundamental el soporte y atención que reciben los niños en los centros de cuidado para el desarrollo de sus capacidades intelectuales (Berlinski & Galiani 2007), lo que contribuiría a un aumento de las posibilidades de que los niños más vulnerables rompan el círculo de pobreza.

En segundo lugar, al ampliar las oportunidades de participación laboral, las mujeres se tornarían más autónomas en términos de su capacidad de generar ingresos, dependiendo en menor medida de los ingresos de su cónyuge y aumentando su poder de negociación dentro del hogar. A la vez,

se alivianaría la carga que hoy en día representa el cuidado de los niños para las mujeres, principalmente en los sectores de ingresos más bajos.

En tercer lugar, la implementación de un sistema de cuidados de estas características podría redundar en la disminución de la desigualdad de ingresos, dado que el aumento de la participación laboral se concentraría en las madres de ingresos más bajos. También, este aumento del ingreso del hogar podría implicar que estos hogares obtengan los ingresos necesarios para salir de la situación de pobreza.

Se debe tener en cuenta que más allá de los potenciales beneficios derivados de las políticas sugeridas, su implementación implicaría un costo elevado para el Estado. Solamente la puesta en marcha de estas políticas implicaría, entre otros, la necesidad de construcción de centros capaces de cubrir las plazas necesarias y contar con recursos humanos capacitados que aseguren la buena calidad de los servicios. Estos costos condicionan seriamente la implementación de estas políticas. Perera y Llambí (2009) estiman que tan sólo la extensión de la cobertura para alcanzar la universalización a tiempo parcial en los niños de 3 años, implicaría una inversión inicial de 100 millones de dólares y un gasto incremental anual de 56 millones.

Consideramos que al sopesar los costos y beneficios derivados de la implementación de un sistema universal de cuidados de provisión pública, las ganancias superan ampliamente las renunciaciones fiscales que se deberían realizar. De hecho, con una visión de desarrollo a largo plazo, estos costos deberían ser considerados como una inversión.

En futuras investigaciones se deberá profundizar en otros aspectos de estas políticas no considerados en este estudio. En particular, sería fundamental realizar un análisis que tome en cuenta de forma explícita la calidad de los servicios brindados, dada la relevancia de esta variable en las decisiones de las madres. Por otro lado, se deberían analizar los impactos que estas políticas podrían tener sobre otros miembros del hogar y los efectos dinámicos de las mismas, fundamentalmente en la fecundidad y la composición de los hogares.

Asimismo, se debería investigar los efectos de equilibrio general, en particular en lo referido a la participación laboral femenina ya que una gran proporción de mujeres se ocupan hoy en día en el servicio doméstico y es esperable que estas políticas reduzcan la utilización del mismo. Con respecto a esto último, en este estudio no se analizan el desplazamiento que se puede generar entre servicios de cuidado públicos y privados. Dado que el proyecto presentado a nivel de gobierno propone comenzar la implementación de un Sistema de Cuidados por los hogares más vulnerables y que éstos prácticamente no utilizan servicios privados, podría esperarse que este efecto apenas opere en las primeras etapas de implementación. Aún así, resulta relevante medir la magnitud del efecto una vez que se universalice el sistema dado que podría alterar significativamente los costos del mismo. En este sentido, sería de interés contar con una estimación de los costos que implicarían los escenarios de política planteados en este trabajo.

De todo lo anterior se concluye que la implementación de un sistema universal de cuidados de provisión pública favorecería la conciliación entre la vida familiar y la laboral.

8. Bibliografía

- Alves, G., Brum, M. & Yapor, M., 2009. *Evolución y determinantes de la desigualdad salarial en Uruguay. 1986-2007*. FCEA, Udelar.
- Anderson, P.M. & Levine, P.B., 1999. *Child care and mothers' employment decisions*, NBER, Working Paper Series 7058.
- Batthyány, K., 2009. Cuidado de personas dependientes y género. En *Las bases invisibles del bienestar social, Unifem, Montevideo*.
- Berlinski, S. & Galiani, S., 2007. The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment. *Labour Economics*, 14(3), 665–680.
- Birch, E.R., 2005. Studies of the Labour Supply of Australian Women: What Have We Learned? *Economic Record*, 81(252), 65–84.
- Blau, 2000. *Child care subsidy programs*, NBER, Working Paper Series 7806.
- Blau, Ferber, M.A. & Winkler, A.E., 2002. *The economics of women, men, and work*, Prentice Hall Upper Saddle River, New Jersey.
- Blau, D. & Currie, J., 2006. Pre-School, Day Care, and After-School Care: Who's Minding the Kids? *Handbook of the Economics of Education*, 2, 1163–1278.
- Blau, D.M. & Hagy, A.P., 1998. The demand for quality in child care. *Journal of Political Economy*, 106(1), 104–146.
- Blau, D.M. & Robins, P.K., 1988. Child-care costs and family labor supply. *The Review of Economics and Statistics*, 70(3), 374–381.
- Blau, F.D. & Kahn, L.M., 2005. *Changes in the labor supply behavior of married women: 1980–2000*, NBER, Working Paper Series 11230.
- Borra, C., 2006. *Female labour participation and child care choices in Spain*, Centro de Estudios Andaluces, Documento de trabajo, Serie Economía, E2006/16.
- Bourguignon, F. & Spadaro, A., 2006. Microsimulation as a tool for evaluating redistribution policies. *Journal of Economic Inequality*, 4(1), 77–106.
- Breusch, T. & Gray, E., 2004. New estimates of mothers' forgone earnings using HILDA data. *Australian Journal of Labour Economics*, 7(2), 125–150.
- Browning, M., Chiappori, P.A. & Lechene, V., 2004. *Collective and unitary models: A clarification*,

University of Oxford, Economic Series Working Papers, 191.

- Bucheli, M. & Porzecanski, R., 2008. Desigualdad salarial y discriminación por raza en el mercado de trabajo uruguayo. En *Población afrodescendiente y desigualdades étnico-raciales en Uruguay*. PNUD, Montevideo.
- Bucheli, M. & Sanromán, G., 2005. Salarios femeninos en el Uruguay. ¿Existe un techo de cristal? *Revista de Economía-Segunda Epoca. Banco Central del Uruguay*, XII(2), 63.
- Cobb-Clark, D., Liu, A. & Mitchell, D., 1999. *Reassessing the role of child care costs in the work and care decisions of Australian families*, Centre for Economic Policy Research, Research School of Economics, Australian National University, CEPR Discussion Papers, 409.
- Connelly, R., 1992. The effect of child care costs on married women's labor force participation. *The Review of Economics and Statistics*, 74(1), 83–90.
- Connelly, R., DeGraff, D.S. & Levison, D., 1996. Women's employment and child care in Brazil. *Economic Development and Cultural Change*, 44(3), 619–656.
- Connelly, R. & Kimmel, J., 2003a. Marital status and full-time/part-time work status in child care choices. *Applied Economics*, 35(7), 761–777.
- Connelly, R. & Kimmel, J., 2003b. The effect of child care costs on the labor force participation and welfare reciprocity of single mothers: Implications for welfare reform. *Southern Economic Journal*, 69(3), 498–510.
- Consejo Nacional de Políticas Sociales, 2008. *Estrategia Nacional para la Infancia y la Adolescencia 2010-2030. Bases para su implementación*, Comité Coordinador de la Infancia y la Adolescencia.
- Contreras, D. & Plaza, G., 2010. Cultural Factors in Women's Labor Force Participation in Chile. *Feminist Economics*, 16(2), 27–46.
- Contreras, D., Sepúlveda, P. & Cabrera, S., 2010. *The effects of lengthening the school day on female labor supply: Evidence from a quasi-experiment in Chile*, Serie de Documentos de Trabajo del Departamento de Economía de la Universidad de Chile, 323.
- Creedy, J. & Duncan, A., 2002. Behavioural microsimulation with labour supply responses. *Journal of Economic Surveys*, 16(1), 1–39.
- Deutsch, R., 1998. *Does Child Care Pay? Labor Force Participation and Earnings: Effects on Access to Child Care in the Favelas of Rio de Janeiro*, Inter-American Development Bank, Working Paper 384.
- Encina, J. & Martínez, C., 2009. *Efecto de una mayor cobertura de salas cuna en la participación laboral femenina: evidencia de Chile*, Serie Documentos de Trabajo del Departamento de Economía de la Universidad de Chile, 303.

- Espino, A., Leites, M. & Machado, A., 2009. *Cambios en la conducta de la oferta laboral femenina: el incremento de la actividad de las mujeres casadas. Diagnóstico e implicancias. Uruguay: 1981-2006*, IECON, Documento de trabajo 03/09.
- Fong, M. & Lokshin, M., 1999. *Child care and women's labor force participation in Romania*, World Bank, Development Research Group, Poverty and Human Resources, Policy Research Working Paper 2400.
- Hausman, J. & McFadden, D., 1984. Specification tests for the multinomial logit model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 52(5), 1219–1240.
- Havnes, T. & Mogstad, M., 2009. *Money for nothing? Universal child care and maternal employment*, IZA, Working Paper 4504.
- Heckman, J.J., 1974. Effects of child-care programs on women's work effort. *The Journal of Political Economy*, 82(2), 136–163.
- Heckman, J.J., 1979. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 153–161.
- Immervoll, H. & Barber, D., 2005. *Can parents afford to work? Childcare costs, tax-benefit policies and work incentives*, OECD Social, Employment and Migration Working Papers 31.
- Killingsworth, M.R. & Heckman, J.J., 1986. Female labor supply: A survey. En *Handbook of labor economics*. págs. 103–204.
- Kimmel, J., 1998. Child care costs as a barrier to employment for single and married mothers. *Review of Economics and Statistics*, 80(2), 287–299.
- Klerman, J.A. & Leibowitz, A., 1990. Child care and women's return to work after childbirth. *The American Economic Review*, 80(2), 284–288.
- Kornstad, T. & Thoresen, T.K., 2002. *A Discrete Choice Model for Labor Supply and Child Care*, Statistics Norway, Research Department, Discussion Papers, 315.
- Lokshin, M., 2004. Household childcare choices and women's work behavior in Russia. *Journal of Human Resources*, 39(4), 1094.
- Lokshin, M., 1999. *Household childcare choices and women's work behavior in Russia*, World Bank, Development Research Group, Poverty and Human Resources, Policy Research Working Paper 2206.
- Lokshin, M., Glinskaya, E. & Garcia, M., 2000. *The Effect of Early Childhood Development Programs on Women's Labor Force Participation and Older Children's Schooling in Kenya*, World Bank, Development Research Group, Poverty and Human Resources, Policy Research Working Paper 2376.
- McFadden, Tye, W. & Train, K., 1976. *Diagnostic Tests for the Independence of Irrelevant*

Alternatives Property of the Multinomial Logit Model, Institute of Transportation Studies, University of California, Berkeley, Working Paper 7616.

McFadden, D., 1973. Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. En *Frontiers in Econometrics, Institute of Urban and Regional Development, University of California*.

Medrano, P., 2009. *Public Day Care and Female Labor Force Participation: Evidence from Chile.*, Serie de Documentos de Trabajo del Departamento de Economía de la Universidad de Chile 306.

Perera, M. & Llambí, C., 2009. *Dimensionamiento económico de la universalización de los servicios de atención y educación a la primera infancia, considerando los modelos existentes así como posibles modelos alternativos.*, Estudios prospectivos de la Estrategia Nacional para la Infancia y Adolescencia (ENIA) 1, CINVE.

Poirier, D.J., 1980. Partial observability in bivariate probit models. *Journal of Econometrics*, 12(2), 209–217.

Powell, L.M., 2002. Joint labor supply and childcare choice decisions of married mothers. *Journal of Human Resources*, 37(1), 106–128.

Rodríguez Enríquez, C., 2005. Economía del cuidado y política económica. Una aproximación a sus interrelaciones. En Trigésima octava reunión de la Mesa Directiva de la Conferencia Regional sobre la Mujer de América Latina y el Caribe, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Mar del Plata, Argentina.

Salvador, 2009. *Configuración social del cuidado en hogares con niños/as y con adultos/as mayores y políticas de corresponsabilidad.*, INMUJERES, Montevideo.

Salvador, S., 2007a. La institucionalidad para los cuidados en Uruguay y su cobertura. En *Mesa de diálogo: Hacia un sistema nacional integrado de cuidados, Serie políticas públicas, Clara Fassler (coord.)*.

Salvador, S., 2007b. Uruguay: servicios de cuidado y división de responsabilidades de cuidado dentro del hogar. *Montevideo: Red Internacional de Género y Comercio Latinoamérica (IGTN-LA)/Centro Interdisciplinario de Estudios sobre el Desarrollo Uruguay (CIEDUR)*.

Salvador, S. & Pradere, G., 2009. *El gasto en servicios de cuidado de los hogares uruguayos*, CEPAL, Oficina de Montevideo.

Salvador, S., 2010. Hacia un Sistema Nacional de Cuidados en Uruguay. En Seminario “Hacia un Sistema Nacional de Cuidados en Uruguay”, CEPAL.

Small, K.A. & Hsiao, C., 1985. Multinomial logit specification tests. *International Economic Review*, 26(3), 619–627.

Todd, P.E. & Wolpin, K.I., 2006. *Ex Ante Evaluation of Social Programs*, Penn Institute for Economic Research, Department of Economics, University of Pennsylvania, Working Paper 06-022.

Wong, R. & Levine, R.E., 1992. The effect of household structure on women's economic activity and fertility: Evidence from recent mothers in urban Mexico. *Economic Development and Cultural Change*, 41(1), 89–102.

Wrohlich, K., 2007. *Evaluating Family Policy Reforms Using Behavioral Microsimulation. The Example of Childcare and Income Tax Reforms in Germany*. Tesis de Doctorado. Free University of Berlin.

Wrohlich, K., 2006. *Labor supply and child care choices in a rationed child care market*, DIW Berlin, German Institute for Economic Research, Discussion Papers 570.

Anexo 1: Derivación del modelo de observación parcial

A continuación se presenta la derivación formal del modelo de observación parcial.

La variable latente 'demanda de servicios públicos de cuidado' D^* depende de características del niño y del hogar, que se agrupan en el vector X_{Dq} , y de un término estocástico, ε_{Dq} :

(A1.1)

$$D_q^* = X_{Dq}\beta_D + \varepsilon_{Dq}$$

donde β_D es un vector de coeficientes. Se asume que el hogar realizará su demanda para el niño q si D^* supera cierto umbral, que se normaliza a 0:

(A1.2)

$$D_q = 1, \quad \text{si } D_q^* > 0$$

Así, la probabilidad de que el hogar demande servicios públicos de cuidado para el niño q es:

(A1.3)

$$\Pr(D_q = 1) = \Pr(\varepsilon_{Dq} \geq -X_{Dq}\beta_D)$$

Se considera que los hogares podrán acceder a una plaza en los centros públicos dependiendo de un conjunto de características del hogar, del niño y regionales, X_{Sq} , de un vector de coeficientes β_S y de un término de error estocástico, ε_{Sq} :

(A1.4)

$$S_q^* = X_{Sq}\beta_S + \varepsilon_{Sq}$$

Tal como en el caso de la demanda, habrá una plaza disponible para el niño q siempre y cuando S_q^* sea mayor a cero,

(A1.5)

$$S_q = 1, \quad \text{si } S_q^* > 0$$

De este modo, la probabilidad de que un niño acceda a una plaza es:

(A1.6)

$$\Pr(S_q = 1) = \Pr(\varepsilon_{Sq} \geq -X_{Sq}\beta_S)$$

Sólo se observa el resultado final de la interacción entre la oferta y la demanda, es decir la utilización de servicios públicos de cuidado, C_q . La probabilidad de que un niño q utilice servicios públicos de cuidado queda definida como:

(A1.7)

$$\Pr(C_q = 1) = \Pr(S_q = 1 \cap D_q = 1) = \Pr(D_q = 1) \times \Pr(S_q = 1 | D_q = 1)$$

Poirier (1980), propone estimar los parámetros β_D y β_S a través de un modelo probit bivariado que se puede identificar bajo el supuesto de que cada ecuación excluye al menos una de las variables exógenas incluidas en la otra. La función de verosimilitud de este modelo está dada por:

(A1.8)

$$L = \prod [\Phi_2(X_{Dq}\beta_D, X_{Sq}\beta_S; \rho)]^{C_q} \times [1 - \Phi_2(X_{Dq}\beta_D, X_{Sq}\beta_S; \rho)]^{1-C_q}$$

donde Φ_2 representa la función de distribución acumulativa normal bivariada y ρ el coeficiente de correlación entre oferta y demanda.

Así, las ecuaciones de oferta y demanda se especifican de la siguiente manera:

(A1.9)

$$\begin{aligned} \text{Oferta}_q = & \beta_{S0} + \beta_{S1} \text{Tasa de asistencia}_q + \beta_{S2} \text{Montevideo}_q + \beta_{S3} \text{Participación madre}_q \\ & + \beta_{S4} \text{Edad}_q + \varepsilon_{Sq} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Demanda}_q = & \beta_{D0} + \beta_{D1} \text{Niños 0 a 3}_q + \beta_{D2} \text{Niños 4 y 5}_q + \beta_{D3} \text{Niños 6 a 12}_q + \beta_{D4} \text{Ingreso}_q \\ & + \beta_{D5} \text{Participación madre}_q + \beta_{D6} \text{Edad}_q + \beta_{D7} \text{Edad del más chico}_q \\ & + \beta_{D8} \text{Nivel educativo madre}_q + \varepsilon_{Dq} \end{aligned}$$

Anexo 2: Estimaciones de asistencia de niños entre 4 y 12 años a centros públicos y privados

Montevideo

Para estimar la asistencia de los niños de 4 a 12 años de Montevideo a cuidados públicos y privados, se utilizó la ECH 08 y se estimó un modelo Probit que indica la probabilidad de que el niño asista a un centro privado. El siguiente cuadro muestra los resultados de la estimación.

Cuadro A2.1: Resultados de la estimación del modelo Probit para Montevideo

VARIABLES	COEFICIENTES	VARIABLES	COEFICIENTES
Sexo	0.04 (0,0434)	Nivel educativo de los padres	0,247*** (0,0281)
Hogar extendido	-0.06 (0,06)	Edad	-0,0488*** (0,0105)
Hogar compuesto	-0.23 (0,179)	Ln ingreso real per cápita	0,747*** (0,0735)
Hogar monoparental	0,184*** (0,0686)	Participación laboral de la madre	-0.03 (0,0271)
Inquilino	-0,128** (0,057)	Cantidad de niños de 0 a 3	-0.03 (0,0508)
Ocupante	-0.08 (0,0619)	Cantidad de niños de 4 a 5	-0,105** (0,0522)
Propietario pagando cuota	-0,156** (0,0701)	Cantidad de niños de 6 a 12	-0,218*** (0,0326)
Índice de riqueza	0,217*** (0,0268)	Contrata servicio doméstico	0,674*** (0,112)
Contrata salud privada	0,233*** (0,0558)	Constante	-7,208*** (0,623)
Observaciones		6,237	
Pseudo R ²		0.4523	
Punto de corte		0.45	
Porcentaje de 1 bien predichos		76.7%	
Porcentaje de 0 bien predichos		88.2%	

Fuente: Estimaciones propias en base a la ECH 08

Para realizar la estimación se utilizaron tres tipos de variables: un grupo asociado al poder adquisitivo del hogar, otro grupo relacionado a la composición del hogar, y otro grupo de variables directamente relacionadas con el niño o la madre.

Dentro del primer grupo de variables, se observa que la mayoría resultan significativas para explicar la asistencia a centros privados. Así, el ingreso del hogar, el nivel educativo de los padres, el hecho de contratar servicio doméstico y salud privada, y el índice de riqueza que refleja la tenencia de artefactos de confort por parte del hogar, tienen una incidencia positiva en la probabilidad de que el niño asista a un centro privado. Por el contrario, en cuanto a las variables que reflejan la tenencia de la vivienda, el hecho de ser inquilino o propietario pero aún pagando la vivienda, tiene una incidencia negativa en la probabilidad de contratar servicios de cuidado privados, en relación a ser propietario. El hecho de ser ocupante no resulta significativo para explicar la asistencia a centros privados.

Dentro del segundo grupo de variables, se observa que la probabilidad de asistir a centros privados aumenta si el hogar es monoparental respecto a si es biparental. Esto se podría explicar por el hecho de que las madres pertenecientes a hogares monoparentales generalmente son jefas de hogar y participan en el mercado laboral, con lo que sus opciones de cuidado pueden reducirse a servicios privados. Sin embargo, las madres pertenecientes a hogares biparentales, al contar con el ingreso laboral de su cónyuge, es probable que tengan la opción de no trabajar o trabajar a tiempo parcial y, de este modo, pueden optar por el cuidado maternal. Pertenecer a hogares extendidos y compuestos no resulta relevante para explicar la asistencia a centros privados.

Otra variable relacionada a la composición del hogar es la cantidad de niños pertenecientes a cada tramo etario en el hogar. En este caso se observa que a mayor cantidad de niños en el tramo 4-5 y 6-12 años, menor es la probabilidad de que estos niños asistan a centros privados. Esto se puede explicar por la mayor oferta de servicios públicos para estos tramos de edad, respecto a los niños más pequeños. Por el contrario, la cantidad de niños de 0 a 3 años en el hogar, no incide en la asistencia a centros privados de los niños de 4 a 12.

La edad del niño incide negativamente en la probabilidad de asistir a centros privados, lo que también podría asociarse a la mayor oferta de centros públicos para niños de 6 a 12 respecto a niños de 4 y 5.

Finalmente, la participación de la madre en el mercado laboral es una variable que, en principio, cabría esperar incida positivamente sobre la asistencia a centros privados, ya que los mismos permiten que el niño asista en un horario más extenso respecto a los centros públicos. Sin embargo, dicha variable no resulta significativa.

De lo anterior se puede concluir que la asistencia a centros privados depende en buena medida de variables relacionadas con el poder adquisitivo del hogar y no de la oferta de un horario más amplio por parte de estos centros.

En cuanto al poder predictivo de la estimación, con un punto de corte de 0,45 se observa que del total de menores que asisten a centros privados, un 76,7% es correctamente predicho por el modelo, mientras que del total que asiste a centros públicos el modelo predice correctamente al 88,2%. El pseudo R^2 es de 0,4523.

Interior

Para estimar la asistencia a centros privados en el Interior, se siguió el mismo procedimiento que se utilizó para la estimación de la asistencia en Montevideo. Los resultados de la estimación a través de un modelo Probit de detallan a continuación.

Cuadro A2.2: Resultados de la estimación del modelo Probit para el Interior

VARIABLES	COEFICIENTES	VARIABLES	COEFICIENTES	VARIABLES	COEFICIENTES
Sexo	-0.05 (0,0423)	Presencia del padre	-0,201*** (0,0737)	Lavalleja	-0,484*** -0.121
Hogar extendido	-0.01 (0,0696)	Cantidad de niños en el hogar	-0,0968*** (0,0318)	Maldonado	-0.07 -0.0624
Hogar compuesto	0.01 (0,165)	Contrata servicio doméstico	0,147** (0,0732)	Paysandú	-0,363*** -0.106
Hogar monoparental	-0.10 (0,0962)	Edad del niño más chico	-0,0315*** (0,0108)	Río Negro	-0,740*** -0.134
Inquilino	0.03 (0,0586)	Participación laboral madre	-0,0805*** (0,0273)	Rivera	-0,293** -0.133
Ocupante	0,148** (0,0613)	Artigas	-1,549*** (0,267)	Rocha	-0,389*** -0.12
Índice de riqueza	0,0893*** (0,0214)	Cerro Largo	-0,834*** (0,152)	Salto	-0,415*** -0.0992
Contrata salud privada	0,292*** (0,0523)	Colonia	-0,782*** (0,112)	San José	-0,739*** -0.113
Nivel educativo de los padres	0,327*** (0,0225)	Durazno	-0,417*** (0,127)	Soriano	-0,947*** -0.153
Edad	-0,0373*** (0,0108)	Flores	-0.10 (0,138)	Tacuarembó	-0,458*** -0.118
Ln ingreso real per cápita	0,705*** (0,0527)	Florida	-1,192*** (0,154)	Treinta y tres	-0,582*** -0.139
Constante	-6,957*** (0,469)				
Observaciones				9,801	
Pseudo R ²				0.3588	
Punto de corte				0.3	
Porcentaje de 1 bien predichos				60.1%	
Porcentaje de 0 bien predichos				93.3%	

Fuente: Estimaciones propias en base a la ECH 08

Al igual que en Montevideo, para estimar la asistencia de niños de 4 a 12 años a centros privados del Interior, se incluyeron variables relacionadas con el poder adquisitivo del hogar, con la composición del hogar y algunas características del niño y de la madre. Asimismo, se incluyeron dummies para cada departamento, analizando los resultados en relación al departamento de Canelones.

Entre las variables relacionadas al poder adquisitivo del hogar, tanto el ingreso del hogar, como el índice de riqueza, la contratación de servicio doméstico y de servicios de salud privada, y el nivel educativo de los padres resultan variables significativas y con incidencia positiva en la probabilidad de que el niño asista a centros privados. Por otra parte, el hecho de ser inquilino no resulta significativamente distinto de ser propietario en la probabilidad de asistir a centros privados. La variable que refleja si el hogar ocupa su vivienda resulta significativa y con incidencia positiva, sin embargo, este resultado probablemente esté incidido por las pocas observaciones de este tipo de hogares en el Interior.

El tipo de hogar parece no incidir en la asistencia a centros privados del Interior. Sin embargo, otras variables relacionadas a la composición del hogar sí resultan significativas. Por ejemplo, la cantidad de niños entre 0 y 12 años, así como la edad del niño más pequeño disminuyen la probabilidad de que los niños de 4 a 12 asistan a centros privados. Por otra parte, la presencia del padre en los hogares del Interior tiene una incidencia negativa. Este resultado podría deberse a que la escasa oferta de centros privados en el Interior lleva a que la madre permanezca en el hogar, tomando una estrategia combinada de cuidado maternal y asistencia a centros públicos. Finalmente, a mayor edad del niño, disminuye la probabilidad de asistir a centros privados, mientras el sexo del niño no resulta significativo.

Por último, las estimaciones en el Interior se realizaron incluyendo efectos fijos por departamento, considerando los resultados en comparación con Canelones. En este sentido, la mayor parte de los departamentos tienen asociados coeficientes negativos y significativamente distintos de cero reflejando que la probabilidad de asistir a centros privados es mayor en Canelones, respecto al resto de los departamentos del Interior.

El modelo, con un punto de corte de 0,3, muestra una mejor aproximación en la asistencia a centros públicos, prediciendo correctamente al 93,3% del total que efectivamente asiste a dichos centros, mientras que la asistencia a centros privados se predice correctamente en un 60,06%. El Pseudo R^2 se ubica en 0,3588.

Anexo 3: Asistencia a centros públicos y privados a tiempo parcial y completo.

La asistencia a centros a tiempo parcial y completo se obtiene por dos caminos diferentes según si el niño asiste a centros públicos o privados.

En el caso de los centros públicos, una variable disponible en la ECH 09 es la cantidad de comidas que reciben los niños en dichos centros. En base a esto, se asume que aquellos niños que reciben tres comidas en la escuela pública, asisten a tiempo completo. De acuerdo al Programa de Alimentación Escolar (PAE), los niños que asisten a escuelas de tiempo completo reciben tres comidas diarias⁴⁴.

De acuerdo a la ECH 09, del total de niños entre 4 y 12 años que asiste a centros públicos, un 92,6% asiste a tiempo parcial y un 7,4% a tiempo completo. Estas cifras son muy similares a las de asistencia efectiva que surgen de la ECHA 06, según las cuales un 92,8% asisten a tiempo parcial y un 7,2% a tiempo completo. Además, de acuerdo a datos del CODICEN para abril de 2010, del total de niños que asiste a centros públicos un 89,7% asiste a tiempo parcial y un 10,3% a tiempo completo. Por tanto, se concluye que la estimación realizada en la ECH 09 ajusta bien a los datos que reflejan tanto la ECHA 06 como los registros administrativos del CODICEN.

La estimación de la asistencia a centros privados a tiempo completo resultó más compleja, ya que la ECH 09 no cuenta con información sobre ninguna variable por la cual se pudiera aproximar. Por tal motivo, se opta por estimar la asistencia a centros privados a tiempo completo y tiempo parcial en la ECHA 06 por medio de un Logit, para luego realizar la imputación en la ECH 09. Esta imputación puede realizarse dado que la oferta de servicios no ha sufrido grandes modificaciones entre el 2006 y el 2009. En el caso de los niños de 4 y 5 años, para realizar la imputación se supone que su asistencia se comporta de un modo similar a la asistencia de niños entre 6 y 12 años.

Para estimar la asistencia a centros privados, se incluyen como regresores variables relacionadas con el poder adquisitivo del hogar: logaritmo del ingreso real per cápita, contratación de servicio doméstico y un índice de riqueza del hogar elaborado en base a la tenencia de artefactos de confort. Por otra parte, se incorporaron características de la madre, como su nivel educativo y distintas variables asociadas a su participación laboral. También se incluyeron variables asociadas a la composición del hogar, como la presencia del padre y la cantidad de niños de 0 a 12 años. Finalmente, se incluye la edad del niño y una dummy por región, que vale 1 si el hogar pertenece a Montevideo y 0 si pertenece al Interior.

Luego de varias pruebas con distintas especificaciones, se opta por descartar aquellas variables que en ningún caso resultan significativas al 5%. El siguiente cuadro presenta los resultados de la estimación.

⁴⁴ Es importante señalar que este supuesto puede tener asociados errores de declaración en cuanto a la cantidad de comidas recibidas en la escuela (por ejemplo, casos en los que se declara recibir dos comidas aunque la asistencia es a tiempo completo).

Cuadro A3.1: Resultados de la estimación del modelo Logit de asistencia a centros privados de tiempo completo

Variables	Coefficientes
Ln ingreso per capita	0,457*** (0,117)
Cantidad de niños	0,377*** (0,0772)
Montevideo	0,497*** (0,142)
Madre trabaja tiempo completo	0,271** (0,137)
Contrata servicio doméstico	0,713*** (0,173)
Presencia del padre	-0,437*** (0,168)
Constante	-5,605*** (1,026)
Observaciones	1.112
Punto de Corte	0,5
Cantidad de 1 bien predichos	31,17
Cantidad de 0 bien predichos	89,73

Fuente: Estimaciones propias en base a la ECHA 06

Como se observa, tanto el ingreso per cápita como la contratación de servicio doméstico resultaron significativas. Ambas variables inciden positivamente en la probabilidad de que el niño asista a centros privados de tiempo completo.

En cuanto a las variables relacionadas con la composición del hogar, la presencia del padre resulta significativa y con incidencia negativa. Este resultado puede interpretarse de dos maneras: o bien la presencia del padre aporta ingresos al hogar, permitiéndole a la madre trabajar menos horas y ocuparse del cuidado de los niños -por lo que se demandará menos servicios privados-; o bien el padre se ocupa del cuidado de los niños. Por otra parte, la cantidad de niños de 0 a 12 años en el hogar incide positivamente en la asistencia a centros privados de tiempo completo, lo que podría estar reflejando ciertas economías de escala en la contratación de estos servicios.

La participación de la madre a tiempo completo en el mercado laboral resulta significativa y con incidencia positiva. En cuanto a la región, la probabilidad de asistir a centros privados de tiempo completo aumenta si el hogar pertenece a Montevideo, respecto al Interior. Por último, el nivel educativo de la madre, la edad del niño y la variable asociada a la riqueza del hogar, no resultaron significativas.

En cuanto a la bondad de ajuste del modelo, el pseudo R^2 se ubicó en 0,0787, lo que implica un ajuste bajo. Al analizar la calidad predictiva se observa que con un punto de corte de 0,5, el

modelo predice bien al 31,2% del total de niños que asisten a tiempo completo, mientras que del total que asisten a tiempo parcial predice correctamente al 89,7%.

De modo de lograr una mejor calidad predictiva, se trabajó con puntos de corte de 0,4 y 0,35. En el primer caso, del total de niños que asisten a tiempo completo el modelo predice correctamente al 52,9%, mientras que del total de niños que asisten a tiempo parcial la predicción correcta alcanza al 76,2%. Al considerar el punto de corte de 0,35, el modelo predice correctamente al 62,8% del total que van a tiempo completo, sin embargo, la predicción correcta de los que van a tiempo parcial se reduce al 62,7%.

Los resultados de la predicción en la ECH 09 con los distintos puntos de corte considerados son insatisfactorios, por tanto se optó por predecir a través del comando “uvis” del paquete estadístico STATA 11 creado para la imputación de datos faltantes. Para aplicarlo se construye una base de datos en la que la variable a imputar aparece con valores faltantes en las observaciones de la ECH 09 y con los valores observados en la ECHA 06. Cuenta también con las variables dependientes construidas en las dos encuestas.

Mediante la utilización de este comando, se estiman los coeficientes β y la varianza de los residuos estimando una regresión sobre los valores no faltantes de la variable “asistencia a centros privados de tiempo completo” (Y) con el vector completo de variables independientes (X). Con esto, se predicen los β ajustados para las observaciones no faltantes de la variable Y.

Luego, se sorteá aleatoriamente un valor σ^* de la distribución resultante del desvío estándar de los residuos. Posteriormente, se sorteá aleatoriamente un valor β^* de la distribución resultante de β , condicionada a σ^* , permitiendo así la incertidumbre en β . Se utiliza β^* para predecir los valores ajustados de β en las observaciones faltantes de la variable Y. Los valores imputados son directamente predichos con β^* , σ^* y las covarianzas.

Con este método, la predicción refleja que del total de niños entre 4 y 12 años que asisten a centros privados, el 40,1% asiste a tiempo completo, mientras que el 59,9% asiste a tiempo parcial. Estos resultados son similares a los datos extraídos de la ECHA 06, según los cuales la asistencia a centros privados es de 41,5% a tiempo completo y de 58,5% a tiempo parcial.

Anexo 4: Imputación de los costos de cuidado privado.

Los costos de los servicios de cuidado privado (servicio doméstico, primaria y preescolar privado) son fundamentales para la construcción de los costos esperados de cuidado para cada uno de los niños y por lo tanto para la estimación del ingreso neto del hogar. Dado que los costos que enfrentan los hogares son diferentes, dependiendo de las características del hogar y de los niños que potencialmente podrían utilizar servicios privados, éstos deben estimarse a nivel individual.

De acuerdo a la ENGIH, la proporción de los hogares con niños de 0 a 12 años que gasta en al menos un tipo de servicio de cuidado (educación preescolar, educación primaria, servicio doméstico⁴⁵) es de 21,7%⁴⁶ (Cuadro A4.1).

Cuadro A4.1: Porcentaje de hogares que gastan en cuidados por quintil según tipo de cuidado – País urbano, hogares con niños menores de 12 años y madres presente en el hogar, 2005-2006

Quintil	Preescolar	Primaria	Servicio Doméstico	Total
1	0.2%	0,0%	1.5%	1.7%
2	0,8%	1,0%	0.3%	2.0%
3	3.0%	2,2%	5.1%	9.8%
4	7,0%	10,0%	9.9%	24.5%
5	18,8%	27.9%	40.6%	63.1%
Total	6.4%	8.9%	12.3%	21.7%

Fuente: ENGIH

Desagregando por tipo de servicio, se observa que la proporción de hogares que gasta en educación preescolar y primaria es relativamente baja (6,4% y 8,9% respectivamente), mientras el porcentaje de hogares que contrata servicio doméstico asciende a 12,3%. Estas proporciones corresponden al total de hogares con niños entre 0 y 12 años, sin embargo, las cifras varían significativamente por quintiles de ingreso.

Cuadro A4.2: Gasto en pesos de diciembre 2009, por tipo de gasto – País urbano, hogares con niños menores de 12 años y madres presente en el hogar, 2005-2006

	Cantidad de niños	Media	Desvío estándar	Mínimo	Máximo
Preescolar	21,151	2,060	1,289	143	7,257
Primaria	33,177	3,700	4,167	47	43,199
Servicio Doméstico	59,745	1,649	1,428	66	9,755

Fuente: ENGIH

⁴⁵ En la ENGIH no es posible diferenciar si el gasto en servicio doméstico es por hora, semanal o mensual, por lo tanto se consideran todos los hogares que gastan en algún tipo de servicio doméstico.

⁴⁶ Todos los precios están actualizados a diciembre de 2009 por el rubro del IPC correspondiente. Se considera que el hogar gasta en preescolar si hay al menos un niño menor de 6 que asiste a un centro privado de educación preescolar. Se considera que el hogar gasta en primaria si hay al menos un niño entre 6 y 12 años que asiste a un centro privado de educación primaria.

En cuanto al gasto por niño, el más importante y también el más disperso es en educación primaria, con un gasto mensual promedio de 3.700 pesos de diciembre del 2009. Le sigue el gasto en educación preescolar, con un promedio mensual de 2.060 pesos y por último el gasto en servicio doméstico con 1.650 pesos en promedio.

Así como en el caso de las características de la asistencia de los niños entre 4 y 12 años, estos costos no se relevan en la ECH 09. Dado que se considera que los gastos individuales son una buena aproximación a los costos de cuidado que enfrentan los hogares, se utiliza la ENGIH para la estimación y posterior predicción en la ECH 09⁴⁷. De este modo, se actualizan los gastos registrados por los hogares por la variación del IPC correspondiente al artículo específico, tal como se muestra en el cuadro siguiente:

Cuadro A4.3: Actualización de los gastos en cuidado, según tipo de gasto

	Servicio doméstico	Preescolar	Primaria
Rubros de la ENGIH	"Servicio de coméstica con cama " "Servicio de doméstica sin cama " "Cuidado de los niños "	"Enseñanza primaria cuota mensual"	"Enseñanza primaria cuota mensual"
Artículo del IPC por el que se actualiza	"Servicio doméstico"	"Enseñanza preescolar"	"Enseñanza primaria"

Fuente: INE

El gasto por rubro se encuentra imputado como total para el hogar en la ENGIH. Sin embargo la estimación se realiza para los gastos por niño⁴⁸. Para obtenerlos, en cada uno de los servicios se dividen los totales entre la cantidad de niños que utilizan ese servicio en el hogar: en el caso de servicio doméstico, se divide el gasto total entre la cantidad de niños de 0 a 12 años; para preescolar se divide entre la cantidad de niños de 0 a 5 que declaren asistir a preescolar privado y que no tengan una beca total; para primaria el gasto total es dividido entre los niños de 6 a 12 años que declaren asistir a primaria privada y que no tengan una beca total. De este modo se obtiene una aproximación al gasto por niño del hogar en cada uno de los servicios.

Luego, se estima una curva de Engel para el logaritmo de los gastos por niño para cada uno de los servicios por separado utilizando un modelo Tobit, dado que el porcentaje de hogares que presentan valores positivos en estas variables nunca supera el 15%⁴⁹. Asimismo, en el caso del

⁴⁷ Se consideró alternativamente la posibilidad de imputar los costos en base a otras fuentes de información, tales como el Índice de Precios al Consumo. Dado que los servicios de cuidado considerados están incluidos dentro de los artículos relevados, se consideró la opción de imputar el costo promedio de los mismos en diciembre del 2009 para todos los hogares de la ECH 09.

Esta opción presenta varias limitaciones. En primer lugar, estos servicios son considerados bienes heterogéneos por lo que no se construye un promedio nacional para los mismos. Por otro lado, imputar un promedio implica considerar que todos los hogares enfrentan los mismos costos de cuidado. Esto último lleva a descartar esta alternativa de imputación.

Otras opciones, como imputar el laudo del servicio doméstico o el salario por hora promedio de quienes declaran trabajar en servicio doméstico en la ECH 09, presentan también este último problema.

⁴⁸ Se realizaron los modelos con diferentes especificaciones: gastos por niño, gasto total y porcentaje del gasto en el ingreso. En cada una de ellas se consideraron especificaciones alternativas estimando el gasto en cada uno de los servicios por separado, el gasto únicamente en instituciones, el gasto en servicio doméstico y el gasto total. La especificación escogida es la que presentada el mayor poder predictivo.

⁴⁹ Se debe notar que no se controla la estimación por sesgo de selección. Se realizó un la estimación utilizando el modelo bietápico de Heckman y el término de selección resulta no ser significativo.

servicio doméstico se realiza un modelo según región (Montevideo – Interior). Como variables explicativas se incluyen el ingreso y nivel educativo, la edad y cantidad de niños en el hogar, una dummy que indica si la madre trabaja, el sexo y edad del jefe de hogar, la presencia del padre en el hogar y una serie de dummies indicando el tipo de hogar. Los resultados de los modelos se presentan en el Cuadro A4.2

Cuadro A4.4: Resultados de la estimación del modelo Tobit para los gastos en servicios de cuidado

	Servicio doméstico Montevideo	Servicio doméstico Interior	Preescolar	Primaria
Logaritmo del ingreso per cápita	7,884*** (0,657)	8,892*** (0,795)	5,893*** -0.872	7,292*** -0.804
Nivel educativo del jefe de hogar	0,868** (0,419)			
Nivel educativo de la madre		2,472*** (0,432)	2,590*** (0,610)	1,915*** (0,512)
Cantidad de menores de 12 años en el hogar	1,344*** (0,513)			-0,49 (0,590)
Cantidad de niños menores de 3 años en el hogar		3,625*** (0,593)		
Cantidad de niños de 4 o 5 años en el hogar		3,177*** (0,734)		
Presencia de niños entre 0 y 3 años	-3,335** -1,518		3,014 -2,079	
Presencia de niños de 4 o 5 años	-1,483 -1,051		2,827** -1,278	
Presencia de niños entre 6 y 12 años	2,257** -1,118		-0,66 -1,037	
Edad del niño más pequeño del hogar	-0,919*** (0,215)		1,716*** (0,517)	-0,262* (0,157)
Madre trabaja	4,695*** (0,859)	7,093*** (0,986)		1,318 (0,913)
Edad del jefe de hogar	0,105** (0,0533)			
Sexo del jefe de hogar	1,550* (0,826)	1,198 -1,129	0,784 -1,325	
Presencia del padre en hogar				2,181* -1,271
Hogar extendido	-1,461 -1,322		-1,772 -2,034	
Hogar monoparental	3,170** -1,248	1,933 -1,616	0,184 -2,355	
Hogar compuesto	-0,781 -3,293		-2,369 -6,563	
Hogar extendido o compuesto		-0,562 -1,491		
Montevideo			4,190*** -1,071	3,132*** (0,911)
Constante	-84,16*** -6,852	-99,36*** -7,745	-76,74*** -8,776	-78,48*** -7,197
Sigma	6,287*** (0,363)	8,274*** (0,498)	9,624*** (0,694)	9,715*** (0,571)
Observaciones	968	2.675	1.511	2.132
Pseudo R2	0,2295	0,2199	0,1653	0,1751

Nota: * Significativo al 10%; ** Significativo al 5%; Significativo al 1%. Desvíos estándar entre paréntesis
Fuente: Estimaciones propias, ECH 09

En todos los casos, el ingreso y el nivel educativo resultan significativos y positivos en la explicación del gasto por niño. Esto se debe a que estos servicios son considerados bienes de lujo y consumidos principalmente por hogares con altos ingresos. Los gastos en servicios de cuidado en instituciones son mayores en Montevideo que en el Interior, lo que es un indicador tanto de los precios más altos como de la mayor disponibilidad de los mismos en la capital.

Por otro lado, la cantidad de niños en el hogar es significativa y positiva en el caso del servicio doméstico, tanto en Montevideo como en el Interior, pero es negativa y no significativa en el caso de Primaria, reflejando la existencia de economías de escala pronunciadas para el servicio doméstico que no se presentan en los otros servicios. Asimismo, la presencia de niños de 4 y 5 implica un aumento del gasto en preescolar, mientras que no resulta significativa la presencia de niños de 3 años o menos, indicando la menor preferencia de estos hogares por soluciones institucionales para los niños más chicos. Los resultados de los coeficientes asociados a la edad del niño más chico del hogar refuerzan esta idea: a medida que disminuye la edad del niño, se gasta menos en preescolar y más en servicio doméstico.

En el caso del servicio doméstico el coeficiente asociado al trabajo de la madre resulta positivo, indicando tanto la mayor necesidad de las madres trabajadoras por contratar este servicio como el aumento de los ingresos cuando la madre participa del mercado, lo que induce un mayor gasto.

Con respecto al tipo de hogar, los hogares extendidos y compuestos realizan gastos inferiores que los hogares biparentales, lo que puede explicarse por la presencia de otros miembros del hogar que pueden cuidar a los niños además de la madre. Los hogares monoparentales donde la principal, y generalmente única, cuidadora es la madre, gastan más en relación a los otros tipos de hogar.

Luego de la estimación, se realiza la predicción de los gastos en la ECH 09 para todos los niños que corresponden: servicio doméstico en los niños de 0 a 12, preescolar en los de 0 a 5 y primaria en los de 6 a 12⁵⁰. Al hacerlo una pequeña cantidad de observaciones resulta con gastos predichos extremadamente altos por lo que se opta por truncarlos:

⁵⁰ En la predicción se considera el componente determinístico, la inversa del ratio de Mills multiplicada por la estimación de σ y un shock aleatorio normal, μ : $Gasto\ predicho_i = X_i\beta + \sigma\lambda_i + \mu_i$

Cuadro A4.5: Predicción de los gastos en servicios de cuidado para todos los niños en la ECH 09 por tipo de gasto

		Observaciones	Media	Desvío estandar	Mínimo	Máximo	% de observaciones truncadas
Preescolar	Predicción	8,889	28,533	1,172,358	0.8	80,400,000	4.72%
	Predicción truncada	8,889	964	2,367	0.8	10,000	
Primaria	Predicción	11,822	2,292,191	247,000,000	1	26,800,000,000	3.55%
	Predicción truncada	11,822	1242	3,314	1	15,000	
Servicio doméstico - Montevideo	Predicción	9,130	4,713,554	409,000,000	0.3	39,100,000,000	4.60%
	Predicción truncada	9,130	907	2,734	0.3	12,000	
Servicio doméstico - Interior	Predicción	11,581	15,300,000	1,020,000,000	0.3	94,600,000,000	3.63%
	Predicción truncada	11,581	998	2,822	0.3	12,000	

Fuente: Estimaciones propias, ECH 09

La construcción del gasto esperado por niño requiere de los costos por hora de cada servicio, por lo que una vez que se predicen los gastos mensuales por niño en la ECH 09 se deben calcular los gastos por hora⁵¹. En el caso del servicio doméstico, se considera que las horas semanales de utilización equivalen al promedio de las horas trabajadas semanalmente por las personas que se declaran ocupadas en servicio doméstico (24,4 horas semanales). Para el costo de los servicios institucionales se consideran las horas promedio de utilización de estos servicios en los niños que lo utilizan (28,7 horas semanales). De este modo se obtienen los gastos por hora del servicio doméstico e instituciones para cada uno de los niños (Cuadro A4.4).

Cuadro A4.6: Costo por hora de Servicio doméstico e Instituciones

	Observaciones	Media	Desvío estandar	Mínimo	Máximo
Instituciones	20.678	9,06	23,83	0,01	121,55
Servicio Doméstico	20.678	9,09	26,47	0	114,33

Fuente: Estimaciones propias, ECH 09

⁵¹ En los datos originales no se cuenta con información sobre las horas de contratación de estos servicios. Por ello se estiman y predicen los gastos mensuales por niño.

Anexo 5: Cuadros adicionales de la Sección 6.1

Cuadro A5.1: Tasa de participación laboral de madres por edad tipo de hogar – Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.

	monoparentales	biparentales	extendido	compuesto	Total
No participa - desocupado	22.5%	37.9%	40.5%	48.0%	36.8%
Trabaja a tiempo parcial	27.4%	23.3%	20.0%	18.8%	23.0%
Trabaja a tiempo completo	50.1%	38.9%	39.6%	33.2%	40.3%
Total	100%	100%	100%	100%	100%

Fuente: Elaboración propia en base a la ECH 09

Cuadro A5.2: Tasa de participación laboral de madres por quintil de ingresos – Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.

	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 4	Quintil 5	Total
No participa - desocupado	62.28	52.03	38.38	24.72	15.23	36.77
Trabaja a tiempo parcial	22.98	21.84	21.42	23.96	24.31	22.97
Trabaja a tiempo completo	14.73	26.13	40.2	51.33	60.46	40.26
Total	100	100	100	100	100	100

Fuente: Elaboración propia en base a la ECH 09

Cuadro A5.3: Tasa de asistencia a centros de educativos por región, según edad – Niños de 4 a 12 años, Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.

Edad	Montevideo			Interior		
	Asiste	No Asiste	Total	Asiste	No Asiste	Total
4	87,0	13,0	100	88,6	11,4	100
5	95,8	4,2	100	98,1	1,9	100
6	98,5	1,5	100	99,0	1,0	100
7	98,6	1,4	100	99,0	1,0	100
8	98,1	1,9	100	99,3	0,8	100
9	99,3	0,7	100	98,7	1,3	100
10	99,2	0,8	100	99,4	0,6	100
11	99,3	0,8	100	99,1	0,9	100
12	98,4	1,6	100	98,1	1,9	100
Total	97,15	2,8	100	97,8	2,2	100

Fuente: Elaboración propia en base a la ECH 09

Cuadro A5.4: Tasa de asistencia a centros públicos y privados según región, por edad – Niños de 4 a 12 años, Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2006.

	Montevideo	Interior	Total
Tiempo parcial público	72,38	84,38	80,23
Tiempo parcial privado	11,79	5,19	7,47
Tiempo completo público	5,82	7,89	7,18
Tiempo completo privado	10,01	2,54	5,13
Total	100	100	100

Fuente: Elaborado en base a la ECHA 06 Trimestres 1 y 3

Cuadro A5.5: Tasa de asistencia según participación laboral de la madre, por edad – Niños de 4 a 12 años, total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.

Edad	No participa desocupado		Trabaja a tiempo parcial		Trabaja a tiempo completo	
	Asiste	No Asiste	Asiste	No Asiste	Asiste	No Asiste
4	85,4%	14,6%	86,69%	13,31%	90,89%	9,11%
5	95,19%	4,81%	99,37%	0,63%	97,65%	2,35%
6	98,45%	1,55%	98,97%	1,03%	99,05%	0,95%
7	98,87%	1,13%	98,62%	1,38%	98,93%	1,07%
8	98,84%	1,16%	99,3%	0,7%	98,31%	1,69%
9	99,05%	0,95%	99,04%	0,96%	98,87%	1,13%
10	99,73%	0,27%	99,13%	0,87%	99,04%	0,96%
11	98,80%	1,2%	99,46%	0,54%	99,32%	0,68%
12	97,88%	2,12%	97,8%	2,2%	98,89%	1,11%

Fuente: Elaborado en base a la ECH 09

Cuadro A5.6: Porcentaje de utilización se servicios de cuidado según tipo de servicio, por edad - total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.

Quintil	Preescolar	Primaria	Servicio Doméstico	Total
1	0.2%	0,0%	1.5%	1.7%
2	0,8%	1,0%	0.3%	2.0%
3	3.0%	2,2%	5.1%	9.8%
4	7,0%	10,0%	9.9%	24.5%
5	18,8%	27.9%	40.6%	63.1%
Total	6.4%	8.9%	12.3%	21.7%

Fuente: Elaborado en base a la ECH 09

Cuadro A5.7: Tasa de asistencia según participación laboral del padre y la madre, por nivel educativo del padre y madre – Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.

	Padres			Madres		
	No participa - desocupado	Trabaja a tiempo parcial	Trabaja a tiempo completo	No participa - desocupado	Trabaja a tiempo parcial	Trabaja a tiempo completo
Primaria	5,57%	11,09%	83,33%	49,92%	20,88%	29,2%
Ciclo Básico	2,87%	7,66%	89,47%	33,54%	21,59%	44,86%
Secundaria	1,92%	7,65%	90,43%	22,9%	23,96%	53,15%
Terciaria	1,44%	7,03%	91,53%	8,28%	31,97%	59,74%

Fuente: Elaborado en base a la ECH 09

Cuadro A5.8: Tasa de asistencia según participación laboral del padre y la madre, por nivel quintil – Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.

	Padres			Madres		
	No participa - desocupado	Trabaja a tiempo parcial	Trabaja a tiempo completo	No participa - desocupado	Trabaja a tiempo parcial	Trabaja a tiempo completo
Quintil 1	9,02%	24,14%	66,84%	62,28%	22,98%	14,73%
Quintil 2	5,15%	10,65%	84,2%	52,03%	21,84%	26,13%
Quintil 3	3,29%	6,99%	89,72%	38,38%	21,42%	40,2%
Quintil 4	3,24%	6,58%	90,17%	24,72%	23,96%	51,33%
Quintil 5	2,1%	5,43%	92,47%	15,23%	24,31%	60,46%

Fuente: Elaborado en base a la ECH 09

Cuadro A5.9: Condición de actividad economía de padres y madres no ocupados, por nivel quintil – Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.

	Padres	Madres
Desocupados buscan trabajo por primera	0,29%	1,59%
Desocupados propiamente dichos	45,32%	23,2%
Desocupados en seguro de paro	12,87%	0,56%
Inactivo, realiza quehaceres del hogar	10,82%	64,98%
Inactivo, estudiante	0,58%	3,38%
Inactivo, rentista	1,46%	0,92%
Inactivo, pensionista	4,09%	3,63%
Inactivo, jubilado	19,01%	0,49%
Inactivo, otro	5,56%	1,25%

Fuente: Elaborado en base a la ECH 09

Cuadro A5.10: Tasa de participación laboral de madres y mujeres – Total del país urbano, hogares con niños de 0 a 12 años y madre en el hogar, 2009.

	Madres	Mujeres
No participa - desocupado	36.77%	41.68%
Tiempo parcial	22.97%	20.20%
Tiempo completo	40.26%	38.11%

Fuente: Elaborado en base a la ECH 09

Anexo 6: Cuadros adicionales de la Sección 6.2.1

Cuadro A6.1: Resultados de la estimación del modelo de selección en dos etapas de Heckman para los padres de niños entre 0 y 12 años

	Ecuación salarial	Ecuación de participación
Montevideo	0,0896*** (0,0190)	-0.0719 (0,0528)
Cantidad de niños		-0.0231 (0,0282)
Terciaria	1,099*** (0,0374)	0,633*** (0,130)
Secundaria	0,596*** (0,0289)	0,439*** (0,0848)
Ciclo Básico	0,328*** (0,0291)	0,319*** (0,0834)
Ingreso del cónyuge		-0,0219*** (0,00639)
Edad del niño más chico		-0.000891 (0,00874)
Afro-descendiente	-0,226*** (0,0424)	
Edad	0,0545*** (0,0128)	0,157*** (0,0144)
Edad cuadrado	-0,000520*** (0,000165)	-0,00203*** (0,000165)
Constante	2,589*** (0,260)	-0,966*** (0,284)
lambda		-0,749** (0,300)
Observaciones		8,969
Observaciones no censuradas		8,597
Observaciones censuradas		342
Wald Chi2(7)		1731,47***

Fuente: Estimaciones propias en base a la ECH 09

Anexo 7: Estimaciones de las derivadas parciales de la función de utilidad

Cuadro A7.1: Resultado de la estimación de la derivada parcial de la función de utilidad respecto a las horas de asistencia a centros privados

Media	Desvío estándar	Positivos
-0.103	0.108	17%

Fuente: Estimaciones propias en base a la ECH 09

Cuadro A7.2: Resultado de la estimación de la derivada parcial de la función de utilidad respecto a las horas de asistencia a centros privados, según características de los hogares

	Media
Montevideo	-0.074
Interior	-0.126
Niño menor a 3	-0.070
Niño mayor a 3	-0.125
Presencia del padre	-0.096
No Presencia del padre	-0.120
Primario	-0.145
Ciclo Básico	-0.110
Secundario	-0.054
Terciario	0.002

Fuente: Estimaciones propias en base a la ECH 09

Cuadro A7.3: Resultado de la estimación de la derivada parcial de la función de utilidad respecto a las horas de asistencia a centros públicos

Media	Desvío estándar	Positivos
-0.038	0.147	56.80%

Fuente: Estimaciones propias en base a la ECH 09

Cuadro A7.4: Resultado de la estimación de la derivada parcial de la función de utilidad respecto a las horas de asistencia a centros públicos, según características de los hogares

	Media
Montevideo	-0.068
Interior	-0.012
Niño menor a 3	-0.037
Niño mayor a 3	-0.038
Presencia del padre	-0.044
No Presencia del padre	-0.021
Primario	0.019
Ciclo Basico	-0.036
Secundario	-0.095
Terciario	-0.178

Fuente: Estimaciones propias en base a la ECH 09

Cuadro A7.5: Resultado de la estimación de la derivada parcial de la función de utilidad respecto a las horas de cuidado maternal

Media	Desvío estándar	Positivos
-0.003	0.054	47.80%

Fuente: Estimaciones propias en base a la ECH 09

Cuadro A7.6: Resultado de la estimación de la derivada parcial de la función de utilidad respecto a las horas de cuidado maternal, según características de los hogares

	Media
Montevideo	-0.013
Interior	0.005
Niño menor a 3	0.020
Niño mayor a 3	-0.019
Presencia del padre	0.003
No Presencia del padre	-0.019
Primario	0.022
Ciclo Basico	-0.007
Secundario	-0.032
Terciario	-0.054

Fuente: Estimaciones propias en base a la ECH 09

Cuadro A7.7: Resultado de la estimación de la derivada parcial de la función de utilidad respecto al ingreso neto del hogar

Media	Desvío estándar	Positivos
0.000098	0.000096	88.2%

Fuente: Estimaciones propias en base a la ECH 09

Cuadro A7.8: Resultado de la estimación de la derivada parcial de la función de utilidad respecto a las horas de ocio de la madre

Media	Desvío estándar	Positivos
0.014	0.015	87.8%

Fuente: Estimaciones propias en base a la ECH 09

Anexo 8: Cuadros adicionales de la Sección 6.3

Cuadro 20: Tasa de participación laboral y tasa de utilización de servicios por región, según escenario

	Escenario actual	Línea de base	Escenario 1	Escenario 2	Escenario 3	Escenario 4
Tasa de participación laboral	63.20%	63.40%	63.40%	65.60%	67.70%	69.80%
Montevideo	66.80%	67.00%	67.00%	69.00%	70.70%	72.70%
Interior	60.20%	60.50%	60.50%	62.80%	65.20%	67.50%
Tasa de utilización de servicios de cuidado	79.60%	81.30%	81.30%	88.40%	81.30%	88.40%
Montevideo	79.10%	81.00%	81.10%	88.10%	81.10%	88.10%
Interior	79.90%	81.50%	81.50%	88.70%	81.50%	88.70%

Fuente: Estimaciones propias