



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
MAGISTER EN ECONOMIA**

**TESIS DE GRADO  
MAGISTER EN ECONOMIA**

**Albagli Cohen, Pinjas Mahir**

**Diciembre, 2014**



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
MAGISTER EN ECONOMIA**

**DESCANSO POSTNATAL: EFECTO EN HABILIDADES  
COGNITIVAS Y NO COGNITIVAS EN LA INFANCIA TEMPRANA**

**Pinjas Mahir Albagli Cohen**

Comisión

Constanza Fosco  
Tomás Rau

**Santiago, diciembre de 2014**

# Descanso postnatal: efecto en habilidades cognitivas y no cognitivas en la infancia temprana\*

Pinjas Albagli

29 de diciembre de 2014

## Resumen

Este trabajo estima el impacto del descanso postnatal en el desarrollo de habilidades cognitivas y no cognitivas en la infancia temprana usando datos de la Encuesta Longitudinal de la Primera Infancia, que incluye la duración efectiva del postnatal a nivel individual. Una reforma en 2011 extendió la duración del permiso postnatal en Chile, permitiendo una estrategia de identificación sencilla y transparente. Usando la elegibilidad de la reforma como instrumento, los resultados revelan ganancias significativas en habilidades cognitivas. El efecto estimado es heterogéneo, evidenciando patrones distintos según escolaridad de la madre y sexo del niño. No se encuentra evidencia de ganancias en habilidades no cognitivas para la muestra completa, aunque sí para varones. Este resultado es consistente con la evidencia encontrada por otros autores respecto de las diferencias de sexo en el retorno no cognitivo de los insumos parentales.

---

\*Tesis para optar al grado de Magíster en Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile. Agradezco especialmente al profesor Tomás Rau, por su invaluable guía y apoyo en este trabajo; a la profesora Constanza Fosco, por sus valiosos comentarios y sugerencias, y a mis compañeros en el Seminario de Tesis, por sus ideas y discusión. Quisiera agradecer también el apoyo de Marta Edwards, quien me recibió amablemente en su oficina para orientarme con respecto al TADI. Finalmente, agradezco a CONICYT por financiar mis estudios de postgrado a través de la Beca de Magíster Nacional. Cualquier error u omisión es de mi exclusiva responsabilidad. Comentarios y sugerencias a: [pmalbagl@uc.cl](mailto:pmalbagl@uc.cl).

# Índice

<b>I. Introducción</b>	<b>1</b>
<b>II. Literatura</b>	<b>4</b>
<b>III. La reforma</b>	<b>7</b>
<b>IV. Identificación</b>	<b>8</b>
IV.1. El parámetro identificado . . . . .	8
IV.2. Plausibilidad de los supuestos . . . . .	10
<b>V. Datos</b>	<b>12</b>
V.1. La ELPI . . . . .	12
V.2. El TADI . . . . .	13
V.3. Estadísticas descriptivas . . . . .	14
<b>VI. Estimación y resultados</b>	<b>16</b>
VI.1. Modelo a estimar . . . . .	16
VI.2. Resultados . . . . .	18
VI.3. Discusión . . . . .	23
<b>VII. Conclusión</b>	<b>30</b>
<b>A. Anexo 1</b>	<b>38</b>
<b>B. Anexo 2</b>	<b>41</b>

# I. Introducción

La educación es un tema recurrente en el debate sobre política pública. Existe una amplia literatura en economía que estudia el proceso de acumulación de capital humano, sus determinantes y su relación con la distribución del ingreso.<sup>1</sup> Actualmente, las agendas de investigación en varias disciplinas, incluyendo neurociencia, psicología del desarrollo y economía, ponen énfasis en las etapas tempranas del desarrollo.<sup>2</sup>

Este trabajo estudia el efecto causal de la duración del descanso postnatal en el desarrollo de habilidades cognitivas y no cognitivas en la infancia temprana. La motivación para estudiar el proceso de formación de habilidades en esta etapa surge de la literatura de capital humano, que en su fase inicial suponía una función de producción lineal (por ejemplo [Mincer 1958, 1974](#)). Esta especificación considera implícitamente las inversiones en distintos períodos como sustitutos perfectos. James Heckman y varios colaboradores extendieron el marco conceptual, incorporando importantes nociones que provienen de la neurociencia y la psicología del desarrollo, y relajando el supuesto de linealidad.

Esta nueva literatura introdujo dos conceptos fundamentales: la complementariedad dinámica, que se da cuando stocks de habilidades adquiridos en un período hacen más productiva la inversión en el periodo siguiente, y la auto-productividad, que ocurre cuando stocks altos de habilidad en un período generan stocks altos de habilidad en el período siguiente ([Cunha y Heckman, 2007](#)). La evidencia empírica apoya estas ideas, mostrando que los insumos parentales tienen mayor efecto sobre las habilidades cognitivas en las edades más tempranas del ciclo de vida, mientras que el efecto sobre las habilidades no cognitivas se concentra en edades tardías ([Cunha y Heckman, 2008](#); [Cunha et al., 2010](#)).

Durante los últimos años se ha generado un interés creciente por el desarrollo en la infancia temprana (ECD de aquí en adelante, por *early childhood development*) en el campo de la microeconomía aplicada. Por ejemplo, [Almond y Currie \(2011\)](#) comentan que en el año 2000 no había artículos de este tema en el *Journal of Political Economy*, el *Quarterly Journal of Economics* o el *American Economic Review* (excluyendo los *Papers and Proceedings*), pero desde 2005 ha habido cinco o seis por año, dando pie a una vasta literatura empírica.

---

<sup>1</sup> Por ejemplo [Mincer \(1958, 1974\)](#); [Ben-Porath \(1967\)](#); [Rosen \(1972\)](#); [Becker \(1975\)](#); [Willis y Rosen \(1979\)](#); [Willis \(1986\)](#); [Card \(1999, 2001\)](#); [Heckman et al. \(2006a\)](#).

<sup>2</sup> [Currie \(2001\)](#); [Cunha et al. \(2006\)](#); [Knudsen et al. \(2007\)](#); [Heckman \(2007\)](#); [Cunha y Heckman \(2007\)](#); [Cunha et al. \(2010\)](#); [Heckman et al. \(2013\)](#); [Heckman y Kautz \(2013\)](#).

La evidencia indica que las habilidades cognitivas y no cognitivas son determinantes de varios comportamientos como elección de escolaridad, crimen, salarios, empleo, matrimonio y embarazo adolescente, consumo de cigarrillo y marihuana, y participación en actividades ilegales (Heckman *et al.*, 2006b). Se ha documentado que las brechas de habilidad cognitiva se abren en etapas tempranas (Cunha *et al.*, 2006) y que estas habilidades son más importantes que las restricciones de liquidez en la determinación del acceso a la educación superior (Carneiro y Heckman, 2002).

Más aún, lo que ocurre en la infancia temprana (antes de los cinco años de edad) tiene importantes efectos de largo plazo en variables importantes como resultados del mercado laboral y salud (Almond y Currie, 2011). Se ha encontrado que intervenciones en ECD como *Perry Preschool Program* y *Head Start* tienen un impacto significativo en las variables ya mencionadas, medidas alrededor de los 20 y 40 años (Currie, 2001; Garcés *et al.*, 2002; Schweinhart *et al.*, 2005; Heckman *et al.*, 2010a,b, 2013). Con respecto a ECD en países en vías de desarrollo es menos lo que se sabe (Behrman y Urzúa, 2013), aunque hay varias evaluaciones de impacto (por ejemplo, Gertler *et al.* 2013 en Jamaica; Paxson y Schady 2007, 2010 en Ecuador; Ghuman *et al.* 2002 en Filipinas; Macours *et al.* 2012 en Nicaragua; Behrman *et al.* 2004 en Bolivia; Noboa y Urzúa 2012 y Sugg 2013 en Chile).

Todo esto sugiere que el tiempo que dedican las madres a cuidar y estimular a sus hijos podría ser un determinante importante de su nivel de desarrollo y, por ende, de los resultados que ellos obtendrán en el futuro, especialmente en el mercado laboral. Sin embargo, no basta con comparar los niveles de desarrollo promedio entre grupos expuestos a distintas duraciones del postnatal, pues se trata de una decisión de la madre. Es cierto que en el caso chileno la ley garantiza el derecho a una duración mínima, pero finalmente es la madre quien decide si toma o no lo que la ley le ofrece.<sup>3</sup> Es razonable esperar que esta decisión esté correlacionada con factores no observados usualmente por el investigador. Luego, cualquier estudio que no considere este hecho se expone a problemas de endogeneidad por variables omitidas y/o autoselección.

Como se detalla en las secciones III y IV, este trabajo se hace cargo de la endogeneidad de la duración del postnatal explotando una reforma que extendió la duración del permiso legal en Chile. Se utiliza la condición de “elegible para postnatal extendido” como instrumento para la duración del postnatal. El parámetro identificado es un promedio ponderado de los efectos

---

<sup>3</sup> La madre puede optar por renunciar al trabajo si desea extender su descanso postnatal más allá de lo que la ley garantiza, o el empleador podría estar dispuesto a ofrecer un permiso más largo si hay capital humano específico. Para un modelo económico de esta decisión, ver Klerman y Leibowitz (1997).

promedio locales en la subpoblación que es inducida por la reforma a extender su postnatal, a lo largo de una función de respuesta posiblemente no lineal.

Los datos, descritos con mayor profundidad en la sección [V](#), provienen de la segunda ronda de la Encuesta Longitudinal de la Primera Infancia del Centro de Microdatos de la Universidad de Chile. Como medida de desarrollo cognitivo y no cognitivo se utilizan los puntajes del Test de Aprendizaje y Desarrollo Infantil (TADI), una escala estandarizada construida en Chile por un equipo del Centro de Estudios de Desarrollo y Estimulación Psicosocial (CEDEP). Una ventaja del TADI es que fue construido considerando el contexto cultural chileno, haciéndolo adecuado para medir habilidades en esta población ([Edwards y Pardo, 2013](#)).

Algunas ventajas respecto de la literatura previa son las siguientes. Al observar la duración efectiva del postnatal y poder distinguir a las madres elegibles de las no elegibles, es posible estimar un efecto promedio local de la duración del postnatal en lugar del efecto promedio de la reforma (intención de tratar). Al estimar el efecto en el corto plazo se escapa de la posibilidad de confundir un efecto nulo de la reforma (producto de compensaciones en la inversión a través del tiempo) con el efecto de la duración del postnatal. Por último, la medida de habilidad no cognitiva utilizada es mejor que las anteriores en la literatura (medidas conductuales reportadas por los padres).

Los resultados de la estimación por mínimos cuadrados en dos etapas (2SLS de aquí en adelante) sugieren ganancias entre 0.15 y 0.2 desviaciones estándar en las áreas cognitiva, motricidad y lenguaje. No se encuentra evidencia de ganancias en el área socioemocional para la muestra completa, aunque al considerar sólo niños (varones) se estima un efecto de 0.13 desviaciones estándar (estadísticamente distinto de cero al 10 % de significancia). Esto es consistente con la evidencia con respecto a una diferencia de sexo en el retorno no cognitivo de los insumos parentales encontrada por otros autores ([Bertrand y Pan, 2013](#)).

Estas estimaciones tienen un orden de magnitud superior a las estimaciones obtenidas con mínimos cuadrados ordinarios (OLS de aquí en adelante). Esto es consistente con otros resultados en la literatura ([Villena y Ríos, 2012](#)) y con una hipótesis de causalidad reversa. Si las madres de los niños más desaventajados toman un postnatal más largo para compensar las diferencias en dotación inicial, el estimador OLS subestimaré el efecto del postnatal.

Los efectos son heterogéneos. Al realizar las estimaciones separando la muestra según escolaridad de la madre, se encuentra que el efecto es más fuerte cuando la madre tiene escolaridad baja. Al separar la muestra según el sexo del niño, se encuentra una diferencia (ya

mencionada) en la dimensión socioemocional. Al separar según ambas variables, se observa que cuando la madre tiene escolaridad baja los efectos se dan en las niñas (salvo por la dimensión socioemocional), mientras que cuando la madre tiene escolaridad alta ello ocurre en los niños (sólo para las dimensiones cognitiva y motricidad).

La estructura del trabajo es la siguiente. La sección [II](#) aborda la literatura previa respecto del efecto de la duración del descanso postnatal o el tiempo invertido por la madre en el desarrollo del niño. La sección [III](#) describe la reforma de extensión del postnatal. En la sección [IV](#) se detalla la estrategia de identificación. La sección [V](#) describe la base de datos y las variables utilizadas. La sección [VI](#) presenta y discute los resultados y los detalles de implementación de la estrategia de identificación. Finalmente, la sección [VII](#) presenta las conclusiones principales.

## II. Literatura

La literatura de capital humano apoya la idea de que la infancia temprana es una etapa fundamental en el proceso de desarrollo y lo que en ella ocurre tiene efectos importantes en el largo plazo, incluyendo variables relevantes para el análisis económico tradicional, como la distribución del ingreso. La pregunta que aborda este trabajo es un caso particular que no queda fuera de este marco. Por lo mismo, los economistas no han sido ajenos a este tema y hay una literatura que intenta estimar los efectos de corto y largo plazo del tiempo invertido por la madre.

Según [Villena y Ríos \(2012\)](#), a pesar de la importancia del tiempo que las madres pasan con sus hijos, la evidencia empírica disponible sobre su efecto causal en el desarrollo es escasa. Los resultados de esta literatura son mixtos: según [Bernal y Keane \(2010, 2011\)](#), alrededor de un tercio reporta efectos positivos, un tercio efectos negativos y el resto efectos ambiguos. Atribuyen estas diferencias a limitaciones de datos, las distintas especificaciones y métodos de estimación utilizados, y a la falta (o falla) de control por sesgo de selección. [Villena y Ríos \(2012\)](#) advierten que pocos estudios han reconocido la causalidad reversa entre el desarrollo de los niños y la provisión de cuidado maternal.

Por ejemplo, [Bernal \(2008\)](#) y [Bernal y Keane \(2010\)](#) estiman modelos estructurales y encuentran efectos negativos y grandes, estadísticamente significativos. En estos modelos la alternativa al cuidado maternal es dejar al niño en un centro de cuidado infantil. [Bernal y Keane \(2011\)](#) usan instrumentos provenientes de variaciones de política que afectaron la

decisión de trabajar o usar cuidado infantil. También encuentran un efecto negativo de usar cuidado infantil externo en lugar de tiempo maternal.<sup>4</sup>

Villena y Ríos (2012) critican esta literatura, indicando que las horas de trabajo maternal son una mala *proxy* del tiempo que la madre invierte en sus hijos. Hay algunos trabajos (revisados en Hsin 2009) que usan medidas de tiempo maternal directas y no encuentran efectos significativos, pero sus resultados deben interpretarse con cautela porque no toman en cuenta la endogeneidad de los insumos. Villena y Ríos también utilizan una medida directa proveniente de datos de tipo “diario de tiempo”, pero controlan la endogeneidad explotando la variación exógena del tiempo maternal generada por variables que capturan *shocks* exógenos a los costos y beneficios involucrados en la decisión de uso de tiempo de la madre: precio de servicios de cuidado infantil, precio del servicio doméstico, salario ofrecido a la madre y subsidios. Encuentran que las estimaciones LIML (*Limited Information Maximum Likelihood*) utilizando estos instrumentos son un orden de magnitud más grandes que las estimaciones OLS.

Este trabajo utiliza una fuente de variación exógena diferente a la de Villena y Ríos (2012), por lo que se obtiene un efecto promedio local (LATE de aquí en adelante, por *local average treatment effect*) para una localidad distinta. Aun así se obtiene un resultado similar, concluyendo que la estimación por OLS presenta un importante sesgo a la baja. La crítica respecto de la calidad como *proxy* de tiempo maternal es menos importante para la duración del postnatal estudiada en este trabajo, por el motivo que se expone a continuación.

Una diferencia importante entre Villena y Ríos (2012) y este trabajo es que ellos estudian niños en rangos etarios sustancialmente mayores.<sup>5</sup> Es razonable pensar que el tiempo fuera del mercado laboral no es una mala *proxy* del tiempo dedicado al cuidado del menor cuando este es recién nacido y durante sus primeros meses de vida. De hecho, la evidencia empírica sugiere que esto es así. Kimmel y Connelly (2007) estiman un modelo estructural de elección de tiempo con cuatro categorías (trabajo, ocio, producción en el hogar y cuidado infantil) y encuentran que el tiempo de cuidado infantil decrece con la edad del niño. Tener un niño de 0 a 2 años de edad aumenta el tiempo de cuidado infantil de las madres en los días de semana, reduciendo el tiempo en el trabajo y el ocio. El impacto de un niño adicional es decreciente en la edad del niño.

---

<sup>4</sup> Para más estimaciones, ver Blau y Grossberg (1992); Hill y O’Neill (1994); Neidell (2000); Waldfogel *et al.* (2002); Brooks-Gunn *et al.* (2002); Ruhm (2004); James-Burdumy (2005).

<sup>5</sup> Utilizan datos provenientes de la *Child Development Supplement*, una encuesta complementaria del *Panel Study of Income Dynamics* de los Estados Unidos. Se trata de un panel de niños que tenían entre 0 y 12 años en la primera ronda. Las rondas sucesivas se realizan en intervalos de cinco años.

Hay algunos trabajos recientes que utilizan reformas de postnatal para estimar el impacto del tiempo que dedica la madre a cuidar al niño sobre su desarrollo: Baker y Milligan (2010, 2011) en Canadá, Carneiro *et al.* (2015) en Noruega, Dustmann y Schönberg (2012) en Alemania, Liu y Skans (2010) en Suecia, Würtz (2010) en Dinamarca y Danzer y Lavy (2013) en Austria. Este trabajo estudia una reforma similar en un país en vías de desarrollo, Chile, con un contexto institucional y cultural bastante distinto al de los países europeos y Canadá.

La tabla 6 en el anexo 1 resume las variables dependientes, métodos de estimación y resultados de esta literatura. Algunos no encuentran efectos (Baker y Milligan 2010, Baker y Milligan 2011 en habilidades no cognitivas, Dustmann y Schönberg 2012, Liu y Skans 2010, Würtz 2010, Danzer y Lavy 2013), otros efectos positivos (Carneiro *et al.*, 2015) y algunos incluso efectos negativos (Baker y Milligan 2011 en dos medidas de habilidades cognitivas). Al analizar efectos heterogéneos, algunos encuentran un impacto positivo cuando la madre tiene escolaridad alta (Liu y Skans 2010, Danzer y Lavy 2013 para hombres) y otros, cuando la madre tiene escolaridad baja (Carneiro *et al.*, 2015).

Las estrategias de estimación varían entre un estudio y otro, pero la mayoría tiene una limitación común: los datos no permiten distinguir las madres elegibles de las no elegibles para la reforma. Es decir, pueden distinguir las cohortes de niños expuestas a la reforma, pero no saben quiénes son hijos de madres que efectivamente podían aprovecharla. Además, la mayoría no observa la duración efectiva del postnatal. Por ello estiman el efecto de la intención de tratar (ITT de aquí en adelante, por *intention to treat*), que es una medida del efecto de la reforma. Un ITT no es lo mismo que el efecto de la duración del postnatal. Una ventaja de este trabajo es que se cuenta con la duración efectiva del postnatal a nivel individual y esta variable sólo se recogió para madres elegibles para el permiso postnatal. Esto permite ir más allá del ITT y estimar un LATE.

Hay una variedad de variables dependientes utilizadas como medida de desarrollo en esta literatura, pero la mayoría (salvo Baker y Milligan 2010, 2011) se concentra en resultados de largo (o mediano) plazo. Würtz (2010) sugiere que si una reforma de postnatal tiene un impacto grande en el corto plazo, los padres de los niños afectados podrían relajar otras inversiones posteriores, haciendo desaparecer el efecto en el largo plazo. También podría haber compensación por parte de los padres de los niños que no son afectados por la reforma. En este punto es importante distinguir el efecto de la reforma del efecto del tiempo maternal. Si el argumento planteado por Würtz es correcto, se puede inferir que el efecto de largo plazo de la reforma es nulo, pero no se puede decir lo mismo respecto del efecto del tiempo maternal (requiere una condición de *ceteris paribus*, es decir controlar por las compensaciones). Este

trabajo se concentra en resultados de corto plazo, por lo que no está expuesto a esta potencial confusión.

La mayoría de estos trabajos estudian exclusivamente medidas de desarrollo cognitivo, dejando de lado las habilidades no cognitivas. Baker y Milligan (2010, 2011) utilizan medidas conductuales reportadas por los padres como *proxy* del stock de habilidades no cognitivas. Este tipo de variable está expuesto a un error de medida sistemático, pues los padres que pasan más tiempo con sus hijos tienen mayor probabilidad de observar hitos en su desarrollo y podrían tener una mejor idea del nivel alcanzado por el niño. Este trabajo, en cambio, utiliza el puntaje de un test estandarizado construido especialmente para medir el nivel de desarrollo y evaluar políticas públicas (Edwards y Pardo, 2013), lo que constituye un aporte importante a esta literatura.

Danzer y Lavy (2013) indican que las diferencias de resultados entre estos estudios pueden explicarse porque las reformas estudiadas afectan a los niños en etapas distintas y extienden el permiso postnatal en magnitudes distintas; las medidas de desarrollo utilizadas son distintas (corto plazo versus mediano o largo plazo); posibles efectos indirectos (por ejemplo a través del ingreso); distintas estrategias de estimación y precisión de los datos, y distintos contextos institucionales. El último punto es especialmente relevante para entender las diferencias de los efectos según educación de la madre, que se explican principalmente por diferencias en el tipo de cuidado infantil prevalente como sustituto del cuidado maternal (formal versus informal).

### III. La reforma

En esta sección se detalla brevemente en qué consiste la reforma estudiada. La Ley N<sup>o</sup> 20.545, publicada y vigente a partir del 17 de octubre de 2011, establece un permiso postnatal parental, adicional y en idénticas condiciones que el anterior, con duración de 12 semanas. Con esto la trabajadora puede acceder a un permiso pagado de hasta 24 semanas (6 meses). En resumen, el postnatal antiguo de 12 semanas fue extendido por 12 semanas adicionales.<sup>6</sup>

Con respecto a la retroactividad de esta ley, el primer artículo transitorio establece que quienes se encontraran haciendo uso de su permiso pre o postnatal al 17 de octubre de 2011 podrán hacer uso del postnatal parental. Quienes hayan terminado su permiso postnatal antes del 17 de octubre de 2011 también tendrán acceso al postnatal parental, hasta la fecha en que el menor haya cumplido 24 semanas de edad.

---

<sup>6</sup> Ley disponible en [www.bcn.cl](http://www.bcn.cl).

Esto significa que las madres de niños nacidos después del 2 de mayo de 2011 (24 semanas antes del 17 de octubre de 2011) pueden optar al postnatal extendido en alguna medida, la cual varía entre cero (para los niños nacidos el 2 de mayo) y 12 semanas completas (para los niños nacidos a partir del 17 de octubre).

Cabe destacar que la idea de legislar la extensión del postnatal es de larga data. En 1994 se inició un par de mociones para permitir el traspaso de semanas del prenatal al postnatal. En 2001<sup>7</sup> hubo una moción para legislar la extensión del postnatal, pero fue declarada inadmisibles en 2007 por modificar normas de seguridad social, que son de iniciativa exclusiva presidencial.<sup>8</sup> Por ejemplo, Aedo (2007) realizó una evaluación de las potenciales consecuencias de la extensión del postnatal varios años antes de la reforma.

El trámite legislativo se extendió por casi ocho meses. Comenzó el 28 de febrero de 2011 con un mensaje presidencial, que ingresó a su primer trámite constitucional el 15 de marzo de 2011. La ley fue promulgada el 6 de octubre de 2011 y publicada en el Diario Oficial el 17 de octubre de 2011. La tabla 5 en el anexo 1 presenta un resumen de los principales acontecimientos del trámite legislativo en orden cronológico.

Este trabajo explota las características de la reforma para identificar un promedio de los efectos causales en la subpoblación de niños cuyas madres cambiaron su decisión de duración del postnatal debido a la reforma, como se detalla en la sección siguiente.

## IV. Identificación

### IV.1. El parámetro identificado

Como se indicó en la introducción, la estimación por OLS de una ecuación como

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 S_i + \varepsilon_i \tag{1}$$

donde  $Y_i$  es el nivel de desarrollo cognitivo del niño  $i$  y  $S_i$  la duración del descanso postnatal que tomó su madre, está expuesta a un problema potencial de endogeneidad. Por ejemplo, podría

---

<sup>7</sup> Aproximadamente. En la historia de la ley se da cuenta del siguiente comentario del senador Mariano Ruiz-Esquide: “(...) Junto con otros parlamentarios que ya no están entre nosotros y a algunos Senadores y Diputados que empezaron a trabajar conmigo haré unos diez a doce años, trajimos un posible texto sobre la materia. Y me alegro de que después de tanto tiempo lo tengamos a la vista.” Como consta en la transcripción de la discusión en sala correspondiente al primer trámite constitucional, con fecha 19 de mayo de 2011, en la Historia de la Ley (disponible en [www.bcn.cl](http://www.bcn.cl)).

<sup>8</sup> Ver sitio web del Senado: [www.senado.cl](http://www.senado.cl)

haber causalidad reversa si las madres de niños con niveles de desarrollo cognitivo inferior al esperado para su edad (se podría pensar en niños con una dotación inicial de habilidades inferior a la media) toman un postnatal más extenso para compensar esta deficiencia. En tal caso se esperaría un sesgo a la baja en la estimación por OLS. Además, una ecuación como (1) impone un efecto tratamiento homogéneo y una función de respuesta lineal ( $\alpha_1$  es el mismo para todos los individuos y para diferencias entre distintas duraciones del postnatal).

La elegibilidad de la reforma está determinada por la distancia entre la fecha de nacimiento del niño y la fecha de entrada en vigencia de la ley. Es razonable pensar que esta variable se determina en forma exógena con respecto al proceso de formación de habilidades cognitivas y no cognitivas, y que la reforma inducirá a algunas madres a extender su descanso postnatal. Estas son las condiciones básicas que debe cumplir una variable instrumental en un marco de efectos constantes y función de respuesta lineal. La estrategia de identificación de este trabajo explota las características de la reforma para estimar el efecto causal de la duración del descanso postnatal en el desarrollo de habilidades cognitivas y no cognitivas, usando la elegibilidad como instrumento.

Los supuestos de un efecto homogéneo y linealidad de la función de respuesta podrían resultar muy restrictivos. [Imbens y Angrist \(1994\)](#) muestran que, en un marco de efectos heterogéneos y tratamiento binario, el estimador de variables instrumentales converge en probabilidad a un LATE en la subpoblación que cambia su estatus de tratamiento al cambiar el valor del instrumento. En el caso de este estudio hay una complejidad adicional: la intensidad del tratamiento (duración del postnatal) es variable; es decir, no se trata de un tratamiento binario. Para fijar ideas, se enmarca la discusión en la extensión al modelo causal de Rubin propuesta por [Angrist e Imbens \(1995\)](#).

Sean  $Y_{ji}$  el resultado potencial del niño  $i$  cuando su madre toma  $j$  semanas de postnatal, con  $j \in \{0, 1, 2, \dots, J\}$ ;  $Z_i \equiv 1[e_i < 6]$  donde  $e_i$  es la edad (en meses) del niño en octubre de 2011 y  $1[\cdot]$  es la función indicatriz; y  $S_{Z_i} \in \{0, 1, 2, \dots, J\}$  la cantidad de semanas de postnatal que toma la madre condicional en el valor de  $Z_i$ , es decir, el tratamiento potencial. Para cada niño en la muestra se observa el vector  $(Z_i, S_i, Y_i)$ , donde  $S_i = Z_i \cdot S_{1i} + (1 - Z_i) \cdot S_{0i}$  y  $Y_i = Y_{S_i}$ .<sup>9</sup>

[Angrist e Imbens \(1995\)](#) muestran que, bajo ciertos supuestos, el estimador 2SLS identifica un promedio ponderado de los efectos tratamiento unitarios a lo largo de una función de

---

<sup>9</sup> Se asume la existencia de un conjunto de  $Y_j$  para cada  $i$  y de un conjunto de  $S_Z$  para cada valor de  $Z$  y para cada  $i$ . También se asume que el conjunto de  $Y_j$  de un individuo es independiente de los resultados y estatus de tratamiento de otros individuos (este supuesto es conocido como SUTVA, por *stable unit treatment values*).

respuesta causal. Formalmente, bajo los siguientes supuestos<sup>10</sup>

$$\text{Independencia:} \quad (S_{0i}, S_{1i}, Y_{0i}, Y_{1i}, \dots, Y_{Ji}) \perp\!\!\!\perp Z_i \quad (2)$$

$$\text{Monotonicidad:} \quad \text{Con probabilidad 1, } S_{1i} \geq S_{0i} \forall i \text{ o } S_{1i} \leq S_{0i} \forall i \quad (3)$$

para el caso  $S_{1i} - S_{0i} \geq 0 \forall i$ , y si además se cumple  $Pr(S_{1i} \geq j > S_{0i}) > 0$  para algún  $j$ ,<sup>11</sup> se tiene

$$\frac{E[Y_i|Z_i = 1] - E[Y_i|Z_i = 0]}{E[S_i|Z_i = 1] - E[S_i|Z_i = 0]} = \sum_{j=1}^J \omega_j \cdot E[Y_{ji} - Y_{j-1,i} | S_{1i} \geq j > S_{0i}] \equiv \beta \quad (4)$$

donde

$$\omega_j \equiv \frac{Pr(S_{1i} \geq j > S_{0i})}{\sum_{l=1}^J Pr(S_{1i} \geq l > S_{0i})} \quad (5)$$

Ellos se refieren a  $\beta$  como la respuesta causal promedio (ACR, por *average causal response*). La ACR es un promedio ponderado de las respuestas causales a un cambio unitario en el tratamiento para los individuos cuyo estatus de tratamiento es afectado por el instrumento.<sup>12</sup> El ponderador  $\omega_j$  es la proporción de individuos que cambian su estatus de tratamiento desde menos de  $j$  unidades a  $j$  o más unidades, con respecto al total de individuos que cambian su estatus de tratamiento al cambiar el valor del instrumento.<sup>13</sup>

## IV.2. Plausibilidad de los supuestos

Si la elegibilidad de la reforma,  $Z_i$ , cumple los supuestos del teorema de Angrist e Imbens (1995), entonces la ACR correspondiente a este instrumento está identificada. Como se argumenta a continuación, no hay motivos para pensar que estos supuestos no se cumplan.

El supuesto (2) exige que  $Z_i$  sea independiente de la parte no observada de  $Y_i$ . Es difícil pensar que la distancia entre la fecha de nacimiento del niño y la fecha de vigencia de la ley pueda tener alguna relación con su desarrollo cognitivo, más allá de su efecto en la duración del postnatal. La independencia se rompería si, por ejemplo, la fecha fue escogida por los legisladores por algún motivo relacionado con el desarrollo de los niños. Sin embargo, la

<sup>10</sup> Cuando hay un vector  $X$  de variables de control, como en este trabajo, los supuestos deben cumplirse condicional en  $X$ .

<sup>11</sup> Esto equivale a que exista la primera etapa: el instrumento debe afectar el nivel de  $S$ .

<sup>12</sup> Para el caso con variables de control  $X$ , Angrist e Imbens muestran que el estimador 2SLS en un modelo saturado es un promedio ponderado de los estimadores 2SLS condicionales en  $X$ .

<sup>13</sup> Puede haber superposición: los individuos que cambian su tratamiento en más de una unidad aparecen más de una vez.

extensión y el carácter del trámite legislativo, junto a la prevalencia histórica de la idea de legislar sobre la materia, hacen pensar que ello no fue así.

Como se puede apreciar en la transcripción de la discusión en sala correspondiente al primer trámite constitucional, en la Historia de la Ley, la idea de extender el postnatal no generó controversia. La discusión se centró en otros detalles contenidos en el proyecto de ley inicial, como la cobertura, la duración del fuero maternal, las licencias por enfermedad del niño menor de un año, la distinción entre enfermedades graves y gravísimas, la posibilidad de traspasar semanas del prenatal al postnatal y el derecho a amamantamiento en el trabajo. El punto más controvertido fue el tope al subsidio de 30 unidades de fomento (UF) que establecía el proyecto. En las sesiones de las Comisiones de Trabajo y Previsión Social y de Salud, unidas, del Senado, se votó por eliminar la oración que establecía este tope. El proyecto de ley aprobado por estas comisiones y por la Comisión de Hacienda que entró a la discusión en sala no contemplaba tope para el subsidio (lo que lo dejaba por defecto en el valor vigente para el postnatal antiguo de 66 UF) y tampoco el mecanismo de financiamiento permanente dispuesto en el proyecto inicial.

Esto generó una acalorada discusión, pues al extenderse el tope del subsidio se genera un gasto adicional. La razón de la discordia es que el artículo 65 de la Constitución Política de la República establece que las materias de gasto son de iniciativa exclusiva del Presidente. Aun así, el proyecto fue aprobado en general y en particular en la sesión del 19 de mayo de 2011. Sin embargo, el día 20 de junio el Presidente envió un requerimiento de inconstitucionalidad al Tribunal Constitucional, el cual fue acogido por el organismo el día 30 de junio. El día 7 de julio el Tribunal Constitucional prorrogó el plazo para resolver. Finalmente, el día 2 de agosto el Tribunal Constitucional resolvió en favor del requerimiento del Ejecutivo. Este episodio produjo una dilatación del despacho de la ley que no guarda relación alguna con el desarrollo de los niños.<sup>14</sup>

Otro motivo por el que podría fallar la independencia tiene que ver con la manipulación de las fechas de nacimiento. Si algunas madres, anticipando la reforma, decidieron postergar su maternidad para beneficiarse del postnatal parental, y si estas madres (o sus hijos) tienen características sistemáticamente distintas que influyen en el desarrollo de los niños, entonces no se cumpliría (2). Sin embargo, la larga data de la idea de legislar con respecto a la extensión del postnatal y las características recién mencionadas del trámite legislativo hacen pensar que es difícil que tal manipulación haya ocurrido. Como evidencia anecdótica, la figura 1 en

---

<sup>14</sup> Posteriormente el Ejecutivo introdujo indicaciones que elevaron el tope del subsidio a 66 UF y ese es el tope vigente actualmente en la ley.

el anexo 1 muestra las tendencias de búsqueda de términos relacionados con la reforma en google. Los gráficos sugieren que el interés por la reforma se disparó después de su publicación en el Diario Oficial y que antes no existía interés. Esto es consistente con la idea de que no hubo manipulación de las fechas de nacimiento.

El supuesto de la primera etapa,  $\exists j$  tal que  $Pr(S_{1i} \geq j > S_{0i}) > 0$ , es plausible. La teoría microeconómica indica que una extensión del permiso postnatal legal reduce la cantidad de mujeres que renuncian para pasar más tiempo en casa y aumenta la cantidad de mujeres empleadas con permiso cuando tienen hijos. Es decir, la reforma debiera inducir a algunas mujeres a extender su postnatal (Klerman y Leibowitz, 1997).

La plausibilidad del supuesto de monotonicidad, (3), también surge de la teoría microeconómica, ya que la extensión del postnatal equivale a una ampliación del conjunto de posibilidades. Es posible que algunas madres no cambien su decisión al ampliarse su conjunto de posibilidades y que otras escojan una duración del postnatal que antes no era posible; pero sería irracional que una madre reduzca su descanso postnatal al tener más posibilidades, pues pudo haberlo hecho sin la reforma y no lo hizo. Las predicciones del modelo de Klerman y Leibowitz (1997) apoyan esta idea: no hay madres que reduzcan su postnatal cuando se impone un permiso legal más largo que el vigente.

Por estos motivos, la reforma del postnatal parental permite estimar el efecto causal del postnatal en el desarrollo de los niños utilizando la elegibilidad como instrumento. Las secciones siguientes describen los datos utilizados y los detalles de implementación de esta estrategia.

## V. Datos

### V.1. La ELPI

Los datos para la estimación provienen de la segunda ronda de la Encuesta Longitudinal de la Primera Infancia, un esfuerzo conjunto entre el Gobierno de Chile y el Centro de Microdatos de la Universidad de Chile. La encuesta cuenta con dos rondas: una en 2010 y otra en 2012. En la encuesta de 2012, además de los hogares encuestados en 2010, se incluyó una muestra adicional de niños más jóvenes. Específicamente, en la encuesta de 2010 hay alrededor de 15.000 niños nacidos entre el 1 de enero de 2006 y el 31 de agosto de 2009. La encuesta de 2012 incluye, además de estos niños, aproximadamente 3.000 niños nacidos entre el 1 de

septiembre de 2009 y el 31 de diciembre de 2011. En la muestra de 2010 las edades varían entre 7 y 58 meses, mientras que en la muestra de 2012 el rango es de 7 a 83 meses.

La encuesta incorpora una gran cantidad de información que se organiza en distintos módulos. En el caso de la ronda 2010 hay cuatro bases de datos: Hogar, Entrevistada, Cuidado Infantil y Evaluaciones. En la ronda 2012 son cinco; se suma la base Historia Laboral. Cada encuesta es identificada en forma única por un folio, pero dentro de cada base puede haber una o más observaciones por folio. Por ejemplo, en la base Evaluaciones se observa un niño por folio, mientras que en la base Hogar hay varios individuos por folio (los integrantes del hogar). Para realizar las estimaciones, fue necesario crear una nueva base de datos que contiene sólo una observación por folio.

Considerando la retroactividad de la reforma, hay niños que no se vieron expuestos a la extensión del postnatal y otros que sí. Se utiliza sólo la segunda ronda de la encuesta, porque los niños elegibles para el postnatal parental (aquellos con  $Z_i = 1$ ), por motivos evidentes, no fueron evaluados en la ronda 2010. Por ello, sólo es posible explotar la variación de corte transversal, dejando de lado la dimensión de panel de la ELPI.

## V.2. El TADI

La variable de resultado será el puntaje del Test de Aprendizaje y Desarrollo Infantil (TADI), una escala estandarizada que permite evaluar el desarrollo y el aprendizaje de niños entre los 3 meses y los 6 años de edad. La construcción de este test fue encabezada por un equipo de investigadores del Centro de Investigación Avanzada en Educación de la Universidad de Chile (CIAE) y del Centro de Estudios de Desarrollo y Estimulación Psicosocial (CEDEP), contando con la asesoría de un conjunto multidisciplinario de especialistas nacionales e internacionales (Edwards y Pardo, 2013).

La versión preliminar se basó en los Mapas para el Progreso del Aprendizaje para la Educación Parvularia, del Ministerio de Educación,<sup>15</sup> y una revisión exhaustiva del estado del arte en la literatura internacional. Esta versión fue sometida a un proceso que incluye validación cultural del contenido, estudio psicométrico, estandarización y estudios de validez.

El TADI mide el desarrollo en cuatro dimensiones: Cognición, Lenguaje, Motricidad y Socioemocionalidad. Cada una constituye una escala independiente, por lo que el TADI permite

---

<sup>15</sup> Que a su vez se basaron en los Early Learning Standards (Estados Unidos). La construcción de los Mapas fue responsabilidad de CEDEP.

evaluar el desarrollo de manera global utilizando el puntaje total, y en cada dimensión en forma separada, utilizando el puntaje correspondiente. En este trabajo se utilizan los puntajes en forma individual, estimando un modelo para cada dimensión del desarrollo.

La dimensión de Cognición evalúa atención, memoria, resolución de problemas, razonamiento lógico matemático, conocimiento del mundo e interés por aprender. La dimensión Lenguaje evalúa comprensión del lenguaje oral, expresión oral, iniciación a la escritura e iniciación a la lectura. La dimensión Motricidad evalúa motricidad fina y gruesa. Por último, la dimensión Socioemocionalidad evalúa independencia, cuidado de sí mismo, conocimiento y valoración de sí mismo, reconocimiento y expresión de sentimientos, interacción social, formación valórica, autorregulación y vínculo afectivo cercano.

El reactivo principal del test es la tarea solicitada al niño, pero también hay preguntas al cuidador y observación directa del comportamiento. El TADI se organiza en 13 tramos de edad. Los puntajes estandarizados indican la posición del niño con respecto a la distribución de puntajes para su tramo de edad. Por ejemplo, un puntaje de 50 para un niño de 3 meses se interpreta igual que un puntaje de 50 para un niño de 3 años. La distribución estandarizada tiene media  $\mu = 50$  y desviación estándar  $\sigma = 10$ .

Una ventaja de usar un test hecho en Chile es que recoge el contexto cultural, que es una variable importante a considerar al momento de medir desarrollo. Como ejemplo hipotético, supongamos que un test de desarrollo socioemocional fue diseñado y estandarizado con una muestra representativa del país A, donde un rasgo cultural predominante es la escasa efusividad de sus habitantes. Si se aplica este test para medir el desarrollo de los niños del país B, donde un rasgo cultural predominante es la alta efusividad de sus habitantes, se obtendrán puntajes sistemáticamente más altos que en A, pero esta diferencia de puntajes refleja diferencias culturales y no necesariamente de desarrollo socioemocional. Además, el TADI fue diseñado considerando diferencias culturales de pueblos indígenas, lo que permite a niños provenientes de estos pueblos expresar sus habilidades en igualdad de condiciones (el test fue sometido a una validación cultural del contenido).

### **V.3. Estadísticas descriptivas**

Si bien la segunda ronda de la ELPI cuenta con alrededor de 15,000 observaciones, no todas son útiles para el análisis de este trabajo. Las madres que no participaban en la fuerza laboral al inicio de su embarazo (que en todos los casos ocurrió más de un año antes de la

entrevista) no estaban cubiertas por los permisos de descanso pre y postnatal, por lo que no se les preguntó cuántas semanas de postnatal tomaron. La base Entrevistada (donde se registra la duración del postnatal) cuenta con 16,033 observaciones, de las cuales 11,211 no aplican para la pregunta de postnatal. Entre las que sí aplican se registran 458 no sabe/no responde. Descontando las madres que no aplican/no saben/no responden y después de unir las bases de datos, el tamaño muestral final es de 3,877.

Entre las madres para las que no aplica la pregunta de postnatal el, 60 % son inactivas. Del 40 % restante (ocupadas y cesantes), el 24 % son trabajadoras independientes al momento de la entrevista (las cesantes responden respecto del último trabajo desempeñado). En el grupo que contesta la pregunta de postnatal (todas activas) sólo el 0.8 % son trabajadoras independientes. Esto no afecta la validez interna, pero podría generar dudas con respecto de la validez externa de los resultados.<sup>16</sup> De hecho, como se mencionó en la sección II, esto en realidad constituye una ventaja con respecto a la literatura previa. Esta característica de la encuesta permite identificar a las madres elegibles para la reforma e ir más allá de un ITT.

La tabla 1 presenta estadísticas descriptivas de algunas características del niño, de su madre y de la composición del hogar para la muestra que contesta la pregunta de postnatal. Se observa que las medias y desviaciones estándar de los puntajes del TADI son cercanas a sus valores poblacionales. La edad promedio de los niños es de 4 años, porque la mayoría de ellos estaban en la ronda 2010 (el grupo con  $Z_i = 1$  es pequeño relativo al grupo con  $Z_i = 0$ ).

Llama la atención el rango de edades de las madres: el máximo es 72. Sin embargo, es la única observación con edad de la madre sobre 52 años y se trata de una madre adoptiva. Hay 10 hogares donde no hay una madre presente al momento de la entrevista.<sup>17</sup> El 79 % de las madres están ocupadas al momento de la entrevista, mientras que en los hogares con padre presente (72 %), el 96 % lo está. La mayoría de los hogares pertenece a zonas urbanas.

La mayoría de las madres son casadas (43 %) o convivientes (32 %). El 19 % de las madres son solteras. Un 5 % de las madres son estudiantes. El nivel de escolaridad de la madre se dividió en dos categorías: educación secundaria o menos, y más que educación secundaria.<sup>18</sup> Bajo

---

<sup>16</sup> Probablemente el grupo excluido del análisis difiere sistemáticamente del grupo estudiado en varias características, generando dudas respecto a la posibilidad de extrapolación de los resultados al resto de la población.

<sup>17</sup> No hay madre, pero sí se contesta la pregunta de postnatal. Podría deberse a que la madre falleció antes de la entrevista, abandonó el hogar o el niño fue adoptado en un hogar monoparental.

<sup>18</sup> Se escogió esta categorización para comparar los resultados del análisis de heterogeneidad (que se presenta en la sección VI) con los resultados de otros estudios. Hay variación en las categorizaciones utilizadas para la educación de la madre, pero varios estudios escogen una similar. Entre ellos Carneiro *et al.* (2015); Würtz (2010); Baker y Milligan (2011); Danzer y Lavy (2013), y Villena y Ríos (2012).

esta categorización, dos tercios de las madres tienen escolaridad baja y un tercio escolaridad alta.<sup>19</sup>

Tabla 1: Estadísticas Descriptivas

Variable	Obs.	Media	Desv. Est.	Mín.	Máx.
<b>Puntajes del niño en el TADI</b>					
Cognición	3,814	53.708	12.269	23	81
Lenguaje	3,820	52.923	12.04	23	81
Motricidad	3,811	54.019	12.93	23	81
Socioemocionalidad	3,821	52.869	11.979	23	81
<b>Características del niño</b>					
Edad del niño (meses)	3,877	48.863	18.246	7	83
Sexo (masculino)	3,877	.502	.5	0	1
Peso al nacer (kg.)	3,609	3.365	.48	2	4.98
Talla al nacer (cm.)	3,595	49.63	2.026	44	55
<b>Características de la madre</b>					
Edad de la madre (años)	3,867	33.314	6.222	16	71
Madre ocupada	3,867	.788	.409	0	1
Madre indígena	3,877	.075	.263	0	1
Madre casada	3,867	.427	.495	0	1
Madre conviviente	3,867	.315	.465	0	1
Madre viuda	3,867	.004	.064	0	1
Madre soltera	3,867	.191	.393	0	1
Madre separada	3,877	.062	.241	0	1
Madre estudiante	3,867	.053	.224	0	1
Madre con escolaridad baja	3,857	.668	.471	0	1
Madre con escolaridad alta	3,857	.332	.471	0	1
<b>Características del hogar</b>					
Área (urbana)	3,877	.937	.243	0	1
Presencia del padre	3,877	.721	.448	0	1
Padre ocupado	2,796	.961	.193	0	1
Ingreso per cápita (último mes)	3,868	164,920.8	176,101.2	14.143	2,000,000
Personas en el hogar	3,877	4.537	1.504	2	23

Fuente: cálculos propios con datos de la ELPI 2012.

## VI. Estimación y resultados

### VI.1. Modelo a estimar

En esta sección se detalla la estimación y se analizan los resultados. Se estima el siguiente modelo por 2SLS

$$S_i = X_i' \gamma + \delta Z_i + v_i \quad (6)$$

$$Y_i = X_i' \lambda + \phi S_i + u_i \quad (7)$$

<sup>19</sup> En el grupo de madres que no contesta la pregunta de postnatal, 85% tienen escolaridad baja. En la muestra completa (14,438 observaciones después de unir las bases de datos), el porcentaje de madres con escolaridad baja es 80%.

donde (6) es la primera etapa, (7) la segunda y  $X_i$  es un vector de variables de control (incluye constante) compuesto por la edad del niño y la de la madre, la cantidad de personas en el hogar e indicadores del nivel de educación más alto alcanzado por la madre, región, sexo del niño, área urbana, presencia del padre, madre ocupada, madre estudiante y estado civil de la madre.<sup>20</sup>

Si bien se especifica como un modelo causal lineal con efectos homogéneos, Angrist y Pischke (2009) indican que no es necesario tomar en serio estos supuestos, pues el estimador 2SLS provee un dispositivo para estimar la ACR, como se explicó en la sección IV.

Para facilitar la interpretación, se estandariza los puntajes del TADI restando la media y dividiendo por la desviación estándar, de modo que la variable de resultado es

$$Y_{id} = \frac{TADI_{id} - 50}{10} \quad (8)$$

donde  $d$  indexa dimensión del TADI.

En la base de datos no se observa la fecha de nacimiento de los niños, sino su edad en meses al momento de la entrevista. Tampoco se observa la fecha de la entrevista, por lo que no es posible determinar la distancia exacta entre la fecha de nacimiento del niño y la fecha de vigencia de la ley. Sin embargo, de acuerdo a la información del trabajo de campo de la ELPI, el proceso de levantamiento de datos se llevó a cabo durante el segundo semestre de 2012. Al suponer que todas las encuestas se realizaron en octubre, se induce un error de medida clásico, cuyas consecuencias han sido estudiadas (Wooldridge, 2010; Greene, 2012).

El instrumento utilizado se define de la siguiente manera

$$Z_i^* = 1[e_i^* < 18] \quad (9)$$

donde  $e_i^*$  es la edad del niño al momento de la entrevista. Bajo el supuesto de que todas las entrevistas ocurrieron en octubre de 2012, equivale a la edad del niño en esa fecha. Una edad menor a 18 meses en octubre de 2012 significa que el niño nació después de mayo de 2011. Estos son justamente los niños elegibles para el postnatal parental.

Dado que algunas entrevistas ocurrieron antes de octubre de 2012 y otras después, y que no hay ningún sesgo sistemático en el supuesto que hemos impuesto, el error de medida tiene

---

<sup>20</sup> El indicador de madre ocupada se refiere al estatus de la madre al momento de la entrevista. El momento de la entrevista no coincide con la etapa de embarazo. Es decir, si bien todas las madres consideradas estaban ocupadas en la época de embarazo (por eso son elegibles para el permiso postnatal), no necesariamente mantenían ese estatus al momento de ser entrevistadas.

las características del error clásico. Como se muestra en el anexo 2, esto no genera problemas en la estimación puntual por 2SLS. Por otro lado, se sabe que el error de medición generará sesgo de atenuación en la primera etapa, reduciendo la fuerza del instrumento. Sin embargo, los resultados presentados a continuación indican que, aun estando sujeto a error de medición, el instrumento no es débil.

Es importante señalar que se trata de un error de medición bastante acotado. Sabiendo que el levantamiento de datos ocurrió entre julio y diciembre de 2012, y que los niños nuevos de la ronda 2012 nacieron entre septiembre de 2009 y diciembre de 2011, es posible determinar con certeza que los que tenían menos de 13 meses al ser evaluados fueron cubiertos por la reforma, mientras que los que tenían más de 19 meses no fueron cubiertos. Sólo hay dudas con respecto a los niños que tenían entre 13 y 19 meses. Se trata de 223 niños, representando un 5,8 % de la muestra.

## VI.2. Resultados

La tabla 2 muestra los resultados de las estimaciones para cada dimensión del TADI.<sup>21</sup> En los tres paneles se omiten los coeficientes de los indicadores de educación y estado civil de la madre y de los indicadores de región. En el panel B se omite también el resto de los coeficientes, mostrando sólo el del instrumento excluido,  $Z$ .

Como punto de comparación, el panel A muestra los resultados obtenidos a partir de la estimación por OLS. El efecto estimado para todas las dimensiones del TADI es virtualmente cero (estimación puntual muy pequeña y no significativa a niveles convencionales). El panel C muestra los resultados obtenidos con 2SLS, que son varios órdenes de magnitud superiores a los obtenidos por OLS. Los efectos estimados son de 0.2 desviaciones estándar en la dimensión cognitiva, 0.16 en lenguaje y 0.19 en motricidad, todos estadísticamente significativos al 1 %. Para la dimensión socioemocional, el efecto no es estadísticamente significativo a niveles convencionales.

El panel B muestra los resultados de la primera etapa. El impacto estimado del instrumento sobre la duración del postnatal tiene el signo esperado y es consistente con la hipótesis de que la reforma indujo a algunas madres a extender su postnatal. Se estima un aumento de 2.6 semanas. Como sugieren Angrist y Pischke (2009), esto es importante. Si los coeficientes

---

<sup>21</sup> La cantidad de observaciones varía entre dimensiones del TADI por diferencias en la cantidad de observaciones sin puntajes.

estimados de la primera etapa son demasiado grandes o con el signo “equivocado”, tal vez el mecanismo conjeturado en la primera etapa no exista. Sin embargo, este resultado debe ser interpretado con cautela debido al sesgo de atenuación inducido por el error de medida en el instrumento; se podría pensar como una cota inferior. También se muestra el estadístico  $F$  del instrumento excluido en la primera etapa, que sobrepasa la regla de pulgar de 10 en las cuatro especificaciones, sugiriendo que el error de medición en este caso no causa problemas de instrumento débil.

En el caso de un modelo exactamente identificado (como este), el estadístico de [Cragg y Donald \(1993\)](#) permite testear si la medida efectiva del test de Wald con una medida nominal  $\alpha = 5\%$  es menor a  $10\%$ , utilizando los valores críticos tabulados por [Stock y Yogo \(2005\)](#).<sup>22</sup> El valor crítico para este caso es 16.38. Cuando hay sólo una variable endógena, el estadístico de Cragg y Donald es el estadístico  $F$  de la primera etapa de los instrumentos excluidos. Los resultados en el panel B de la tabla 2 indican que se rechaza la hipótesis nula de que la máxima medida efectiva (peor escenario) del test de Wald con medida nominal 0.05 es mayor que 0.1, para los cuatro modelos estimados. Esto confirma la noción de que el error de medida no causa problemas de instrumento débil en estas estimaciones.

La tabla 3 muestra los resultados de un análisis de heterogeneidad separando la muestra primero según escolaridad de la madre, luego según sexo del niño y, finalmente, según ambas variables. Estos resultados deben ser interpretados con cautela, especialmente los del panel C, pues la división en grupos implica grandes reducciones en el tamaño muestral.

El panel A, donde se separa según escolaridad de la madre, sugiere que los resultados son más fuertes cuando la escolaridad de la madre es baja, aunque en las dimensiones cognitiva y motricidad se mantienen estadísticamente significativos al  $10\%$  para el grupo con escolaridad alta.

El panel B, que muestra los resultados separando por sexo, sugiere que en las dimensiones cognitiva, motricidad y lenguaje no hay diferencias, al menos en cuanto a significancia. Los coeficientes estimados son más grandes para los niños que para las niñas, aunque los resultados para niños son estimados con menor precisión (los errores estándar son casi el doble). El efecto en la dimensión socioemocional pasa a ser estadísticamente significativo al  $10\%$  para los niños. Para las niñas el efecto estimado en esta dimensión es negativo, pero de magnitud muy pequeña y no es estadísticamente distinto de cero a niveles convencionales.

---

<sup>22</sup> Para modelos sobreidentificados (la cantidad de instrumentos es mayor que la de variables endógenas), este estadístico permite testear también la magnitud del sesgo de 2SLS relativo al sesgo de OLS.

Finalmente, en el panel C se separa por ambas variables. Las estimaciones para hijos de madres con escolaridad baja presentan un grado de imprecisión mayor que el resto. Los resultados sugieren que los efectos se dan principalmente en hijas de madres con educación baja, aunque para los hijos de madres con escolaridad alta se estiman impactos significativos al 10 % en las dimensiones cognitiva y motricidad. Esto sugiere patrones distintos según el sexo del niño. Al parecer, los varones se benefician más cuando su madre tiene educación alta y las niñas cuando ella tiene educación baja.

Tabla 2: Resultados

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Cognitiva	Lenguaje	Motricidad	Socioemocional
<b>Panel A: OLS</b>				
<i>S</i>	-0.00246 (0.00245)	0.000171 (0.00243)	0.00165 (0.00267)	0.00115 (0.00247)
Edad del niño (meses)	0.0116*** (0.00121)	0.00806*** (0.00120)	0.0140*** (0.00126)	0.00579*** (0.00111)
Edad de la madre (años)	0.000673 (0.00350)	-0.000356 (0.00353)	-0.00797** (0.00367)	-0.000180 (0.00335)
Sexo del niño (masculino)	-0.102*** (0.0386)	-0.219*** (0.0381)	-0.165*** (0.0411)	-0.266*** (0.0382)
Área (urbana)	0.0491 (0.0843)	0.0473 (0.0837)	-0.0895 (0.0929)	0.0774 (0.0862)
Presencia del padre	-0.287* (0.154)	-0.197 (0.141)	-0.0587 (0.163)	-0.107 (0.146)
Madre ocupada	0.0893* (0.0490)	-0.0745 (0.0482)	0.0690 (0.0514)	0.00671 (0.0472)
Personas en el hogar	-0.0209 (0.0129)	-0.0332*** (0.0125)	-0.0275** (0.0137)	-0.0345*** (0.0132)
Madre estudiante	-0.0119 (0.0944)	0.00232 (0.0901)	0.00428 (0.0962)	0.124 (0.0942)
Constante	-1.023*** (0.295)	-1.528*** (0.303)	-0.866*** (0.321)	-1.944*** (0.305)
Observaciones	3,795	3,801	3,792	3,802
<b>Panel B: Primera etapa</b>				
<i>Z</i>	2.549*** (0.589)	2.602*** (0.587)	2.628*** (0.587)	2.613*** (0.586)
<i>F</i> (instrumento excluido)	18.73	19.66	20.04	19.88
Observaciones	3,795	3,801	3,792	3,802
<b>Panel C: 2SLS</b>				
<i>S</i>	0.200*** (0.0548)	0.157*** (0.0474)	0.193*** (0.0521)	0.0503 (0.0329)
Edad del niño (meses)	0.0165*** (0.00238)	0.0119*** (0.00204)	0.0185*** (0.00229)	0.00698*** (0.00146)
Edad de la madre (años)	-0.00654 (0.00588)	-0.00569 (0.00510)	-0.0144** (0.00578)	-0.00185 (0.00364)
Sexo del niño (masculino)	-0.0449 (0.0658)	-0.168*** (0.0568)	-0.100 (0.0660)	-0.250*** (0.0416)
Área (urbana)	0.0337 (0.128)	0.0233 (0.110)	-0.120 (0.137)	0.0697 (0.0888)
Presencia del padre	-0.304 (0.230)	-0.212 (0.169)	-0.0765 (0.213)	-0.111 (0.152)
Madre ocupada	-0.0693 (0.0928)	-0.184** (0.0770)	-0.0645 (0.0904)	-0.0275 (0.0549)
Personas en el hogar	-0.0351* (0.0212)	-0.0447** (0.0182)	-0.0415* (0.0214)	-0.0383*** (0.0141)
Madre estudiante	0.234 (0.163)	0.192 (0.140)	0.236 (0.163)	0.184* (0.102)
Constante	-0.0134 (0.540)	-0.750 (0.480)	0.0831 (0.527)	-1.678*** (0.363)
Observaciones	3,795	3,801	3,792	3,802

Fuente: cálculos propios con datos de la ELPI 2012. Errores estándar robustos en paréntesis. \*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ . En el panel B sólo se muestra el coeficiente del instrumento excluido para ahorrar espacio. Regresores no incluidos en los paneles A y C: indicadores de región, estado civil de la madre y nivel de educación de la madre. *F*: estadístico *F* del instrumento excluido.

Tabla 3: Heterogeneidad

	(1) Cognitiva	(2) Lenguaje	(3) Motricidad	(4) Socioemocional
<b>Panel A: Escolaridad de la madre</b>				
Escolaridad baja:				
<i>S</i>	0.236*** (0.0775)	0.198*** (0.0661)	0.228*** (0.0721)	0.0495 (0.0399)
Observaciones	2,532	2,538	2,533	2,539
Escolaridad alta:				
<i>S</i>	0.150* (0.0802)	0.0926 (0.0729)	0.137* (0.0789)	0.0501 (0.0604)
Observaciones	1,263	1,263	1,259	1,263
<b>Panel B: sexo del niño</b>				
Niñas:				
<i>S</i>	0.142** (0.0582)	0.135** (0.0549)	0.121** (0.0505)	-0.00554 (0.0404)
Observaciones	1,889	1,892	1,887	1,891
Niños:				
<i>S</i>	0.286** (0.116)	0.193** (0.0900)	0.305** (0.123)	0.134* (0.0714)
Observaciones	1,906	1,909	1,905	1,911
<b>Panel C: Escolaridad de la madre y sexo del niño</b>				
Hijas de madres con escolaridad baja:				
<i>S</i>	0.147** (0.0656)	0.146** (0.0607)	0.152** (0.0611)	-0.00483 (0.0441)
Observaciones	1,271	1,274	1,270	1,273
Hijas de madres con escolaridad alta:				
<i>S</i>	0.160 (0.170)	0.0923 (0.140)	0.0563 (0.120)	-0.0158 (0.112)
Observaciones	618	618	617	618
Hijos de madres con escolaridad baja:				
<i>S</i>	0.470 (0.323)	0.337 (0.228)	0.432 (0.281)	0.189 (0.150)
Observaciones	1,261	1,264	1,263	1,266
Hijos de madres con escolaridad alta:				
<i>S</i>	0.152* (0.0888)	0.0693 (0.0780)	0.171* (0.101)	0.0567 (0.0720)
Observaciones	645	645	642	645

Fuente: cálculos propios con datos de la ELPI 2012. Errores estándar robustos en paréntesis. \*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ . Sólo se muestra el coeficiente de *S* para ahorrar espacio. Regresores no incluidos: indicadores de región, estado civil de la madre y nivel de educación de la madre.

### VI.3. Discusión

Los resultados presentados en la tabla 2 son consistentes con la hipótesis de causalidad reversa discutida en la sección IV. También son consistentes con lo encontrado por Villena y Ríos (2012). La estimación por OLS presenta un fuerte sesgo a la baja. Con respecto a la heterogeneidad según educación de la madre, los resultados son consistentes con los de Carneiro *et al.* (2015), en contraste con los resultados de Danzer y Lavy (2013) y Liu y Skans (2010). La reforma estudiada en este trabajo y la estudiada por Carneiro *et al.* (2015) afectan a los niños durante su primer año de vida, mientras que las estudiadas por Danzer y Lavy (2013) y Liu y Skans (2010) afectan a los niños durante el segundo año de vida. Esto, junto a diferencias en el tipo de cuidado infantil prevalente y el componente de subsidio de las reformas, podría explicar las diferencias en los resultados.

La estrategia de identificación más cercana a la de este trabajo es la de Baker y Milligan (2011), quienes utilizan como instrumento la elegibilidad de una reforma que extendió el permiso postnatal en Canadá. Los estadísticos  $F$  del instrumento excluido en su primera etapa se mueven entre 80 y 100 para los distintos modelos estimados, mientras los de este trabajo se centran en torno a 20. Esta diferencia puede explicarse en parte por el error de medición en el instrumento, pero ya se discutió que no hay problema de instrumento débil.<sup>23</sup>

A pesar de la similitud de las estrategias de identificación, los resultados de este trabajo contrastan con los de Baker y Milligan (2011). Ellos no encuentran efectos positivos en sus medidas de habilidad no cognitiva y encuentran efectos negativos en algunas de sus medidas de habilidad cognitiva. Sugieren que este contraste con el resto de la literatura puede deberse a que el desarrollo de los niños no es afectado monótonicamente por aumentos del cuidado maternal en diferentes edades durante el primer año de vida.

La edad en que se produce la separación del niño y la madre podría ser importante y tener un efecto distinto al de la duración del periodo de cuidado maternal. Los autores comentan que el desarrollo de la ansiedad ante extraños y la ansiedad ante la separación suelen observarse alrededor de los 6 a 8 meses, justamente el rango de edad que tienen los niños estudiados por ellos al momento de separarse de la madre y ser cuidados por un tercero. Esto podría explicar

---

<sup>23</sup> Como ya se indicó, Villena y Ríos (2012) también utilizan variables instrumentales, pero no tiene mucho sentido comparar sus resultados de la primera etapa porque sus instrumentos tienen una naturaleza distinta. El estadístico de Cragg y Donald para sus estimaciones se mueve en torno a 70 y las magnitudes y signos de los coeficientes de la primera etapa son consistentes con el mecanismo que sugieren que genera variación exógena del tiempo maternal.

la diferencia entre sus resultados y los de este trabajo, pues la reforma aquí estudiada induce una edad de separación anterior al desarrollo de estos tipos de ansiedad.

Con respecto al resultado de habilidades no cognitivas, este trabajo tampoco encuentra efecto para la muestra completa, pero sí para hombres. Al separar la muestra por sexo del niño, [Baker y Milligan \(2011\)](#) no encuentran efectos significativos en sus medidas de desarrollo no cognitivo. Además de la diferencia ya discutida en la edad de separación inducida por la reforma, hay al menos dos elementos que podrían estar detrás de este contraste en los resultados.

El primero es la exclusión de los hogares monoparentales en el análisis de [Baker y Milligan \(2011\)](#). Ellos excluyen este grupo para evitar confundir el efecto de la reforma de postnatal con cambios concurrentes en el sistema de beneficios fiscales por hijo que benefician desproporcionadamente a estos niños. Sin embargo, otra evidencia empírica sugiere que los hijos varones de madres solteras podrían ser los que obtienen mayores beneficios en habilidades no cognitivas al aumentar algún insumo parental ([Bertrand y Pan, 2013](#)).

El segundo es que ellos usan medidas conductuales reportadas por los padres y, como se discutió en la sección II, estas están expuestas a un error de medida sistemático. Este trabajo extiende el análisis de [Baker y Milligan \(2011\)](#) al utilizar una medida de habilidad no cognitiva construida rigurosamente para medir desarrollo y evaluar políticas públicas, mostrando que la duración del postnatal tiene un efecto significativo sobre el desarrollo socioemocional de los niños de sexo masculino durante los primeros seis meses de vida. Esto constituye un progreso sustancial en esta literatura.

Todos estos argumentos explican las diferencias de los resultados entre distintos estudios, pero queda una pregunta por responder: ¿qué determina los patrones de heterogeneidad observados en la tabla 3? Una forma natural de abordar esta pregunta es a través de los determinantes de la elección de tiempo de la madre que podrían variar entre grupos definidos por escolaridad de la madre y sexo del niño. Hay tres elementos centrales que deberían ser incluidos en un modelo estructural de esta decisión: las preferencias de la madre, la función de producción de capital humano del niño y la restricción presupuestaria de la madre/familia.<sup>24</sup>

Parece razonable suponer que las madres más educadas en promedio dispondrán de más recursos que las menos educadas. También es posible que las preferencias de las madres con

---

<sup>24</sup> También hay otros tipos de restricciones, por ejemplo, de disponibilidad de tiempo o institucionales como la legislación respecto al descanso postnatal, que en principio no varían según escolaridad de la madre o sexo del niño.

respecto a la “calidad” de sus hijos varíen dependiendo del sexo del niño, lo que podría estar determinado por elementos culturales. Por último, las funciones de producción de niños y niñas podrían diferir por motivos biológicos e incluso podrían tener sensibilidades distintas a insumos como el tiempo maternal.<sup>25</sup>

Para entender la diferencia de los efectos según la escolaridad de la madre reportada en el panel A de la tabla 3, se podría aplicar un argumento similar al de Danzer y Lavy. El tipo de cuidado infantil utilizado como sustituto del cuidado maternal depende, entre otras cosas, de la disponibilidad de recursos.<sup>26</sup> Con esto se espera que las madres más educadas sean más propensas a utilizar alternativas de cuidado formal como salas cuna o jardines infantiles, y las menos educadas sean más propensas a utilizar alternativas informales como cuidado por un familiar. En la medida que el cuidado infantil formal sea de mayor calidad que el informal,<sup>27</sup> una extensión del descanso postnatal tendrá un mayor impacto en los hijos de madres menos educadas, pues para ellos la sustitución de cuidado informal por cuidado maternal implica un cambio de calidad más grande.

Alternativamente, dentro de cada categoría de cuidado infantil la calidad del servicio utilizado depende de la disponibilidad de recursos. Con esto se espera que, entre las madres que utilizan cuidado formal, las más educadas accedan a un servicio de mayor calidad que las menos educadas.<sup>28</sup> Del mismo modo, si la correlación entre la educación de la madre y la de otros integrantes de su entorno es alta, el cuidado informal utilizado por las madres más educadas tenderá a ser de mayor calidad. Todo esto hace que el salto en calidad al sustituir cuidado por un tercero por cuidado maternal sea menos importante para los hijos de mujeres con educación alta.

La tabla 4 presenta evidencia consistente con este argumento. Las columnas 1 y 2 muestran la distribución de las respuestas a la pregunta “¿Quién cuidó la mayor parte del tiempo al

---

<sup>25</sup> Por ejemplo, hay evidencia de que los niños obtienen puntajes sistemáticamente más bajos que las niñas en pruebas de lectura en edades tempranas. También se documenta la aparición de una brecha en matemáticas, favoreciendo a los niños, durante los primeros años de educación primaria (Fryer y Levitt, 2010). Respecto de las habilidades no cognitivas, se ha documentado una brecha en favor de las niñas, cuya explicación principal parece ser una diferencia de sexo en el retorno a los insumos parentales (Bertrand y Pan, 2013).

<sup>26</sup> La demanda por cuidado formal es, en principio, una función del precio del cuidado formal, el precio de otras alternativas (como cuidado por un familiar), el ingreso y, potencialmente, la calidad del servicio.

<sup>27</sup> Es razonable que sea así. Se espera que los centros de cuidado infantil formal cuenten con personal profesionalmente entrenado para suministrar este servicio.

<sup>28</sup> Por ejemplo, privado versus público. Utilizando la distancia entre el hogar y el centro de administración central más cercano y (una *proxy* de) la matrícula por tipo de establecimiento como instrumentos, Sugg (2013) encuentra que asistir a un establecimiento de cuidado infantil público versus uno privado tiene un efecto negativo sobre habilidades cognitivas y no cognitivas, para niños de entre 2 y 5 años. No encuentra evidencia de que ello ocurra para niños de entre 6 meses y 2 años de edad, aunque en este caso sus instrumentos son débiles. Esto es consistente con la idea de que la calidad es inferior en el sector público.

niño entre los tres y los seis meses de vida?”, para los grupos de madres con alta y baja escolaridad respectivamente. La columna 3 muestra las diferencias de medias, junto con sus errores estándar. La tabla considera sólo a madres de niños con  $Z = 0$ . La idea es estudiar los patrones de cuidado infantil durante los segundos tres meses de vida en ausencia de la reforma.

Tabla 4: ¿Quién cuidó al niño la mayor parte del tiempo entre los 3 y los 6 meses?

Respuesta	Escolaridad Alta	Escolaridad Baja	Diferencia
Ud., no trabajaba antes de tenerlo	.2543 [1,278]	.2792 [2,575]	-0.0249 (0.0152)
Ud., dejó de trabajar para cuidarlo	.2441 [1,278]	.2501 [2,575]	-0.0060 (0.0148)
Ud., trabajaba en la casa	.0203 [1,278]	.0167 [2,575]	0.0036 (0.0045)
Ud., trabajaba medio tiempo	.0219 [1,278]	.0217 [2,575]	0.0002 (0.0050)
Ud., salía a trabajar con él	.0031 [1,278]	.0171 [2,575]	-0.0140*** (0.0038)
Ud., estaba con prenatal	.0031 [1,278]	.0012 [2,575]	0.0020 (0.0015)
Ud., estaba con postnatal	.0227 [1,278]	.0148 [2,575]	0.0079* (0.0045)
Ud., estaba con licencia por enfermedad del niño	.0133 [267]	.0171 [2,575]	-0.0038 (0.0043)
El padre	.0008 [1,278]	.0016 [2,575]	-0.0008 (0.0012)
Hermanos	0 [1,278]	.0004 [2,575]	-0.0004 (0.0006)
Hermanas	0 [1,278]	.0004 [2,575]	-0.0004 (0.0006)
Abuela	.025 [1,278]	.0416 [2,575]	-0.0165*** (0.0064)
Servicio doméstico	.0156 [1,278]	.0031 [2,575]	0.0125*** (0.0029)
Se quedaba solo en la casa	0 [1,278]	0 [2,575]	0 (0)
Vecinos	.0008 [1,278]	.0019 [2,575]	-0.0012 (0.0013)
Sala cuna	.0102 [1,278]	.0097 [2,575]	0.0005 (0.0034)
Jardín infantil	.1635 [1,278]	.1091 [2,575]	0.0544*** (0.0114)
Otro familiar	.0399 [1,278]	.0583 [2,575]	-0.0183** (0.0076)
Otra no familiar	.1612 [1,278]	.1561 [2,575]	0.0051 (0.0125)

Fuente: cálculos propios con datos de las rondas 2010 y 2012 de la ELPI. Tamaño muestral en paréntesis cuadrado y errores estándar en paréntesis redondo. Tercera columna: \*  $p < 0,1$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

Se observa que las madres menos educadas son más propensas a salir a trabajar con el niño, dejarlo con la abuela y dejarlo con otro familiar. Por otro lado, las madres más educadas son más propensas a utilizar el servicio doméstico y el jardín infantil. En general, las diferencias son pequeñas pero estadísticamente distintas de cero a niveles convencionales. Llama la atención la diferencia con respecto a la probabilidad de dejar al niño en el jardín infantil. Las madres

más educadas lo hacen con una probabilidad mayor en 5.4 puntos porcentuales. A su vez, las madres menos educadas dejan al niño con la abuela u otro familiar con una probabilidad mayor en 3.48 puntos porcentuales. Esto es consistente con la idea de que las madres más educadas son más propensas a utilizar alternativas de cuidado infantil formal y las menos educadas tienden a usar alternativas informales.

Por otra parte, el subsidio del permiso postnatal tiene un tope de 66 UF. Esto también podría explicar la heterogeneidad por escolaridad de la madre. El tope significa que, para madres con remuneración mensual inferior a 66 UF, el permiso postnatal es completamente pagado, mientras que para el resto la compensación es parcial. Las madres con educación alta pertenecen al segundo grupo con mayor probabilidad. La compensación parcial implica una reducción del ingreso del hogar y posiblemente del poder de negociación en la pareja, lo que podría llevar a una menor inversión en tiempo y bienes en el niño (Phipps y Burton, 1998). En esta línea, Dustmann y Schönberg (2012) plantean que el efecto de una extensión del postnatal pagado podría ser diferente al de una extensión del postnatal no pagado y encuentran evidencia de que en el último caso podría ser incluso negativo.

Es importante señalar que esta es sólo una de varias explicaciones posibles. Una explicación alternativa tiene que ver con el uso del tiempo de descanso postnatal. Es posible que las madres más educadas tengan un comportamiento distinto al resto en este ámbito. Por ejemplo, si ellas nunca dejan completamente el trabajo, utilizando el tiempo para trabajar desde el hogar, o si tienden a destinarlo más al ocio, entonces el incremento en la duración del postnatal no se traduce en un aumento del tiempo invertido en el niño para este grupo.

Otra forma de abordar la heterogeneidad de los efectos es a través de la composición del grupo de *compliers*, la subpoblación en la que está identificada la ACR. Si este grupo está compuesto desproporcionadamente por madres con educación baja (en un extremo, completamente), es plausible que la ACR para el grupo de madres con educación alta sea cero simplemente porque no hay *compliers*. Lamentablemente, no es posible identificar este grupo porque se define con respecto a los estatus de tratamiento potenciales, que no son observables.

Hay dos motivos por los que se espera encontrar menos *compliers* entre las mujeres con escolaridad alta. Primero, pensando en el modelo de Klerman y Leibowitz (1997), se espera que las mujeres más educadas tengan más poder de negociación o que el componente específico del capital humano sea más relevante en sus relaciones laborales, induciendo a sus empleadores a ofrecer permisos postnatales más generosos. Si este grupo accede en promedio a un postnatal

voluntario más extenso que el permiso legal (post reforma), entonces la reforma no tendría por qué inducir un cambio en su comportamiento.<sup>29</sup>

Segundo, es natural pensar que las madres más educadas tendrán salarios más altos y, por lo tanto, la probabilidad de que el tope implique una reducción de ingresos para ellas es más alta. Si la disminución de ingreso es suficientemente alta, estas madres podrían decidir no extender su descanso postnatal, por lo que su comportamiento no se vería afectado por la reforma.

Con respecto a las diferencias por sexo, el panel B de la tabla 3 muestra el que es quizás el resultado más interesante de este análisis, la diferencia en el efecto sobre el desarrollo socioemocional. Para los niños se estima un aumento de 0.13 desviaciones estándar significativo al 10 %, mientras que para las niñas se estima un coeficiente negativo, aunque no significativo a niveles convencionales. Este es un resultado novedoso pues, como ya se comentó, el efecto en habilidades no cognitivas ha recibido poca atención en la literatura, posiblemente por la disponibilidad de datos.

Este resultado reviste también una importancia de política pública, pues las habilidades no cognitivas son determinantes importantes de resultados en la vida adulta (Heckman *et al.*, 2006b). Por ejemplo, Heckman *et al.* (2013) encuentran que a pesar de que el efecto del *Perry Preschool Program* en IQ se desvaneció, el programa tiene efectos de largo plazo en resultados como educación, empleo, ingresos, matrimonio y participación en el crimen, que operan a través de una mejora en habilidades no cognitivas. Por otro lado, se ha documentado una brecha de sexo en habilidades no cognitivas que favorece a las niñas (tanto en nivel como en dispersión), que podría explicar las diferencias de sexo en el acceso a la universidad observadas en países como Estados Unidos (Becker *et al.*, 2010).

La explicación de esta diferencia entre niños y niñas posiblemente radica en diferencias de preferencias de las madres y diferencias en las funciones de producción por sexo. Baker y Milligan (2013) investigan diferencias en la inversión de tiempo parental según el sexo del niño y su relación con brechas en desempeño. Encuentran evidencia de que las preferencias por sexo aparecen en edades más avanzadas y la razón principal de las diferencias en inversión

---

<sup>29</sup> En la tabla 4 también se observa una diferencia positiva y significativa al 10% en la proporción de madres que estaban con postnatal entre los 3 y 6 meses de vida del niño. Es posible que estas madres estén mal clasificadas debido al error de medida del instrumento (si el verdadero valor de  $Z$  es 1, no deberían ser consideradas en la tabla). Si ello no fuera así, una probabilidad más alta de usar postnatal entre los 3 y los 6 meses cuando el postnatal legal era de 3 meses es consistente con la idea de que las madres más educadas tienden a acceder a permisos voluntarios más generosos que el permiso legal.

temprana es una diferencia en el costo del tiempo invertido, condicional en las (potenciales) diferencias en funciones de producción.

Por otro lado, [Bertrand y Pan \(2013\)](#) encuentran evidencia de que el desarrollo no cognitivo de los niños es más sensible a los insumos parentales que el de las niñas. Su conclusión de que una mayor inversión de tiempo parental podría ser extremadamente beneficiosa para el desarrollo no cognitivo de los niños es consistente con los resultados encontrados en este trabajo. Todo esto sugiere que la explicación del efecto en el área socioemocional encontrado para los niños está relacionada principalmente con diferencias en las funciones de producción, más que en las preferencias de las madres, aunque estas también podrían jugar un rol importante.

La tabla 3 también indica que la relación entre los efectos y la educación de la madre difiere según el sexo del niño. Las niñas parecen beneficiarse sólo cuando la madre tiene escolaridad baja, mientras que los niños se benefician en las dimensiones cognitiva y motricidad sólo cuando la madre tiene escolaridad alta. Esto también podría tener una explicación en la interacción de las preferencias de la madre y las funciones de producción.

En resumen, es difícil desentrañar estos patrones sin añadir estructura. Una teoría más detallada de este tipo de decisiones proveería una guía útil, pero el desarrollo de un modelo estructural escapa a los límites de este trabajo.

Un último comentario interesante tiene relación con la discusión pública en torno al permiso postnatal en Chile. Como se puede apreciar en la transcripción de las discusiones en sala (Historia de la Ley, [www.bcn.cl](http://www.bcn.cl)), la discusión se centró en torno a los costos de la reforma. Para evaluar una reforma como esta es necesario considerar todos los costos y beneficios involucrados, una tarea difícil. Este trabajo muestra que hay ganancias importantes en habilidades cognitivas en general y en habilidades no cognitivas para varones, lo que podría traducirse en beneficios importantes en el largo plazo.

Por otro lado, los datos de la Superintendencia de Seguridad Social indican que durante el primer año de funcionamiento del postnatal parental se observa una disminución de 63.4% en el gasto mensual por subsidio por enfermedad grave del niño menor de un año, y una disminución de 57.9% en la cantidad de licencias por enfermedad grave del niño menor de un año. Estas disminuciones aumentan a 93,4% y 94.1% respectivamente al considerar sólo a niños con edad igual o inferior a 168 días, que son los afectados por la reforma (Informe del Subsidio por Permiso Postnatal Parental, [www.suseso.cl](http://www.suseso.cl)). Esto podría compensar los costos por concepto del subsidio maternal, aunque debe ser interpretado con cautela, pues no se trata necesariamente del efecto causal de la reforma.

## VII. Conclusión

Este trabajo ha estimado el efecto causal de la duración del postnatal explotando la variación exógena generada por una reforma que extendió el permiso legal y afectó en forma distinta a los niños nacidos antes y después de su entrada en vigencia. Las estimaciones presentan un alto grado de validez interna gracias a esta estrategia de identificación y los resultados permiten extraer tres grandes conclusiones.

En primer lugar, el efecto causal de la duración del postnatal parece ser positivo en las áreas cognitiva, motora y lenguaje, al menos para los hijos de madres que cambian su decisión de postnatal cuando se amplía el conjunto de posibilidades (recordar que el parámetro identificado es un LATE). Este es un parámetro interesante desde la perspectiva de la política pública, pues se trata del efecto para los niños que son afectados por reformas al permiso legal.

Los efectos estimados en estas tres dimensiones, entre 15 % y 20 % de la desviación estándar, son económica y estadísticamente significativos. Para la dimensión socioemocional no se encuentra evidencia de un efecto positivo en la muestra completa. Esto sugiere que la duración del postnatal es más importante en el desarrollo de habilidades cognitivas que en el de habilidades no cognitivas, consistente con la evidencia empírica mencionada en la introducción respecto de la maleabilidad de las habilidades a través del ciclo de vida (Cunha y Heckman, 2008; Cunha *et al.*, 2010). Aún así, se encuentra un efecto positivo en habilidades no cognitivas para hombres. Esto es consistente con lo encontrado por Bertrand y Pan (2013) con respecto a las diferencias de sexo en el retorno no cognitivo a los insumos parentales.

En segundo lugar, los coeficientes estimados por 2SLS son varios órdenes de magnitud más grandes que los estimados por OLS. Esto deja en evidencia la endogeneidad inherente a la decisión de la duración del postnatal, que debe ser controlada para obtener estimaciones consistentes del efecto de interés. Una estimación ingenua por OLS llevaría a la conclusión errónea de que no hay efectos, cuando sí los hay.

Más aún, este resultado es consistente con la hipótesis de que las madres de niños con niveles de desarrollo inferior al esperado para su edad tienden a invertir más tiempo en ellos para compensar esta deficiencia, generando un problema de causalidad reversa en las estimaciones por OLS.

Por último, los efectos estimados son altamente heterogéneos. Se evidencian diferencias según escolaridad de la madre, con patrones distintos según el sexo del niño. Esto hace que

sea muy importante la interpretación del efecto estimado como un LATE. El marco de efectos homogéneos simplemente no es adecuado.

Entender los patrones de heterogeneidad documentados en este trabajo requiere una teoría más detallada de la decisión de inversión de tiempo maternal y acumulación de capital humano del niño. Una línea de investigación interesante sería la construcción de un modelo microeconómico que considere las preferencias de la madre con respecto al nivel de capital humano de sus hijos, las funciones de producción de capital humano (incorporando las nociones introducidas por [Cunha y Heckman 2007](#)) y otras restricciones. Este modelo tendría que incorporar también la noción de capital humano específico en las relaciones laborales de las madres, como en [Klerman y Leibowitz \(1997\)](#), y permitir algún grado de heterogeneidad en los elementos discutidos en la sección [VI](#) de este trabajo.

## Referencias

- Aedo, C. (2007). Evaluación económica de la prolongación del postnatal. *Revista Chilena de Pediatría*, 78(1):10–50.
- Almond, D. y Currie, J. (2011). Human capital development before age five. En Ashenfelter, O. y Card, D., editores, *Handbook of Labor Economics*, volumen 4, pp. 1315–1486.
- Angrist, J. D. e Imbens, G. W. (1995). Two-stage least squares estimation of average causal effects in models with variable treatment intensity. *Journal of the American Statistical Association*, 90(430):431–442.
- Angrist, J. D. y Pischke, J.-S. (2009). *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- Baker, M. y Milligan, K. S. (2010). Evidence from maternity leave expansions of the impact of maternal care on early child development. *Journal of Human Resources*, 45(1).
- Baker, M. y Milligan, K. S. (2011). Maternity leave and children's cognitive and behavioral development. NBER Working Paper No. 17105 (Revised August 2014).
- Baker, M. y Milligan, K. S. (2013). Boy-girl differences in parental time investments: Evidence from three countries. NBER Working Paper No. 18893.
- Becker, G. S. (1975). *Human Capital*. University of Chicago Press, 2<sup>a</sup> edición.
- Becker, G. S., Hubbard, W. H. J., y Murphy, K. M. (2010). The market for college graduates and the worldwide boom in higher education of women. *The American Economic Review*, 100(2):229–233.
- Behrman, J. R., Cheng, Y., y Todd, P. E. (2004). Evaluating preschool programs when length of exposure to the program varies: A nonparametric approach. *Review of Economics and Statistics*, 86(1):108–32.
- Behrman, J. R. y Urzúa, S. S. (2013). Economic perspectives on some important dimensions of early childhood development in developing countries. En Britto, P. R., Engle, P. L., y Super, C. M., editores, *Handbook of Early Childhood Development Research and Its Impact on Global Policy*.
- Ben-Porath, Y. (1967). The production of human capital and the life cycle of earnings. *Journal of Political Economy*, 75(4):352–365.

- Bernal, R. (2008). The effect of maternal employment and child care on children's cognitive development. *International Economic Review*, 69(4):1173–1209.
- Bernal, R. y Keane, M. P. (2010). Quasi-structural estimation of a model of childcare choices and child cognitive ability production. *Journal of Econometrics*, 156(1):164–189.
- Bernal, R. y Keane, M. P. (2011). Child care choices and children's cognitive achievement: The case of single mothers. *Journal of Labor Economics*, 29(3):459–512.
- Bertrand, M. y Pan, J. (2013). The trouble with boys: Social influences and the gender gap in disruptive behavior. *American Economic Journal: Applied Economics*, 5(1):32–64.
- Blau, F. D. y Grossberg, A. J. (1992). Maternal labor supply and children's cognitive development. *Review of Economics and Statistics*, 74(3):474–481.
- Brooks-Gunn, J., Han, W.-J., y Waldfogel, J. (2002). Maternal employment and child cognitive outcomes in the first three years of life: The NICHD study of early child care. *Child Development*, 73(4):1052–1072.
- Card, D. (1999). The causal effect of education on earnings. En Ashenfelter, O. y Card, D., editores, *Handbook of Labor Economics*, volumen 3, pp. 1801–1863.
- Card, D. (2001). Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems. *Econometrica*, 69(5):1127–1160.
- Carneiro, P. y Heckman, J. J. (2002). The evidence on credit constraints in post-secondary schooling. *The Economic Journal*, 112(482):705–734.
- Carneiro, P., Løken, K. V., y Salvanes, K. G. (2015). A flying start? maternity leave benefits and long run outcomes of children. *Journal of Political Economy*. Forthcoming.
- Cragg, J. G. y Donald, S. G. (1993). Testing identifiability and specification in instrumental variable models. *Econometric Theory*, 9(2):222–240.
- Cunha, F. y Heckman, J. J. (2007). The technology of skill formation. *The American Economic Review*, 97(2):31–47.
- Cunha, F. y Heckman, J. J. (2008). Formulating, identifying and estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. *The Journal of Human Resources*, 43(4):738–782.

- Cunha, F., Heckman, J. J., Lochner, L. J., y Masterov, D. V. (2006). Interpreting the evidence on life cycle skill formation. En Hanushek, E. A. y Welch, F., editores, *Handbook of the Economics of Education*, volumen 1, pp. 697–812.
- Cunha, F., Heckman, J. J., y Schennach, S. M. (2010). Estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. *Econometrica*, 78(3):883–931.
- Currie, J. (2001). Early childhood education programs. *The Journal of Economic Perspectives*, 15(2):213–238.
- Danzer, N. y Lavy, V. (2013). Parental leave and childrens schooling outcomes: Quasi-experimental evidence from a large parental leave reform. NBER Working Paper No. 19452.
- Dustmann, C. y Schönberg, U. (2012). Expansions in maternity leave coverage and childrens long-term outcomes. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(3):190224.
- Edwards, M. y Pardo, M. (2013). *Test de Aprendizaje y Desarrollo Infantil: Manual del Examinador*. Universidad de Chile.
- Fryer, R. G. y Levitt, S. D. (2010). An empirical analysis of the gender gap in mathematics. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(2):210–240.
- Garcés, E., Thomas, D., y Currie, J. (2002). Longer-term effects of head start. *American Economic Review*, 92(4):999–1012.
- Gertler, P., Heckman, J. J., Pinto, R., Zanolini, A., Vermeersch, C., Walker, S., Chang, S. M., y Grantham-McGregor, S. (2013). Labor market returns to early childhood stimulation: a 20-year followup to an experimental intervention in Jamaica. NBER Working Paper No. 19185.
- Ghuman, S., Behrman, J. R., Borja, J. B., Gultiano, S., y King, E. M. (2002). Family background, service providers, and early childhood development in the Philippines: Proxies and interactions. *Economic Development and Cultural Change*, 54(1):129–164.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis*. Prentice Hall, 7<sup>a</sup> edición.
- Heckman, J. J. (2007). The economics, technology and neuroscience of human capability formation. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 104(33):13250–13255.
- Heckman, J. J. y Kautz, T. (2013). Fostering and measuring skills: Interventions that improve character and cognition. NBER Working Paper No. 19656.

- Heckman, J. J., Lochner, L. J., y Todd, P. E. (2006a). Earnings functions, rates of return and treatment effects: The Mincer equation and beyond. En Hanushek, E. A. y Welch, F., editores, *Handbook of the Economics of Education*, volumen 1, pp. 307–458.
- Heckman, J. J., Moon, S. H., Pinto, R., Savelyev, P. A., y Yavitz, A. (2010a). Analyzing social experiments as implemented: A reexamination of the evidence from the HighScope Perry Preschool Program. *Quantitative Economics*, 1(1):1–46.
- Heckman, J. J., Moon, S. H., Pinto, R., Savelyev, P. A., y Yavitz, A. (2010b). The rate of return to the HighScope Perry Preschool Program. *Journal of Public Economics*, 94(1-2):114–128.
- Heckman, J. J., Pinto, R., y Savelyev, P. A. (2013). Understanding the mechanisms through which an influential early childhood program boosted adult outcomes. *American Economic Review*, 103(6):2052–2086.
- Heckman, J. J., Stixrud, J., y Urzua, S. (2006b). The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior. *Journal of Labor Economics*, 24(3):411–482.
- Hill, M. A. y O’Neill, J. (1994). Family endowments and the achievement of young children with special reference to the underclass. *Journal of Human Resources*, 29(4):1064–1100.
- Hsin, A. (2009). Parent’s time with children: Does time matter for children’s cognitive achievement? *Social Indicators Research*, 93(1):123–126.
- Imbens, G. W. y Angrist, J. D. (1994). Identification and estimation of local average treatment effects. *Econometrica*, 62(2):467–475.
- James-Burdumy, S. (2005). The effect of maternal labor force participation on child development. *Journal of Labor Economics*, 23(1):177–211.
- Kimmel, J. y Connelly, R. (2007). Mother’s time choices: Caregiving, leisure, home production, and paid work. *Journal of Human Resources*, 42(3):643–681.
- Klerman, J. A. y Leibowitz, A. (1997). Labor supply effects of state maternity leave legislation. En Blau, F. D. y Ehrenberg, R. G., editores, *Gender and Family Issues in the Workplace*, capítulo 3, pp. 65–85. Russell Sage Foundation.
- Knudsen, E. I., Heckman, J. J., Cameron, J. L., y Shonkoff, J. P. (2007). Economic, neurobiological, and behavioral perspectives on building america’s future workforce. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 103(27):10155–10162.

- Liu, Q. y Skans, O. N. (2010). The duration of paid parental leave and children's scholastic performance. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 10(1).
- Macours, K., Schady, N., y Vakis, R. (2012). Cash transfers, behavioral changes, and cognitive development in early childhood: Evidence from a randomized experiment. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(2):247–273.
- Mincer, J. (1958). Investment in human capital and personal income distribution. *Journal of Political Economy*, 66:281–302.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. NBER, Columbia University Press.
- Neidell, M. J. (2000). Early parental time investments in children's human capital development: Effects of time in the first year on cognitive outcomes. UCLA Working Paper N<sup>o</sup> 806.
- Noboa, G. y Urzúa, S. S. (2012). The effect of participation in public childcare centers: Evidence from Chile. *Journal of Human Capital*, 6(1):1–34.
- Paxson, C. y Schady, N. (2007). Cognitive development among young children in Ecuador: The roles of wealth, health, and parenting. *Journal of Human Resources*, 42(1):49–84.
- Paxson, C. y Schady, N. (2010). Does money matter? the effects of cash transfers on child development in rural Ecuador. *Economic Development and Cultural Change*, 59(1):187–229.
- Phipps, S. A. y Burton, P. S. (1998). What's mine is yours? the influence of male and female incomes on patterns of household expenditure. *Economica, New Series*, 65(260):599–613.
- Rosen, S. (1972). Learning and experience in the labor market. *Journal of Human Resources*, 7(3):326–342.
- Ruhm, C. J. (2004). Parental employment and child cognitive development. *Journal of Human Resources*, 7(1):155–192.
- Schweinhart, L. J., Montie, J., Xiang, Z., Barnett, W. S., Belfield, C. R., y Nores, M. (2005). *Lifetime Effects: The High/Scope Perry Preschool Study Through Age 40*. High/Scope Press.
- Stock, J. H. y Yogo, M. (2005). Testing for weak instruments in linear IV regression. En Andrews, D. W. K. y Stock, J. H., editores, *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas J. Rothenberg*, capítulo 5, pp. 80–108. Cambridge University Press.

- Sugg, D. (2013). Habilidades en la primera infancia y tipo de establecimiento educativo: Evidencia para Chile. Tesis de Magíster en Economía, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Villena, B. y Ríos, C. (2012). Causal effects of maternal time-investment on children's cognitive outcomes. Working Paper N° 285, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile.
- Waldfogel, J., Han, W.-J., y Brooks-Gunn, J. (2002). The effects of early maternal employment on child cognitive development. *Demography*, 39(2):369–392.
- Willis, R. J. (1986). Wage determinants: A survey and reinterpretation of human capital earnings functions. En Hanushek, E. A. y Welch, F., editores, *Handbook of Labor Economics*, volumen 1, pp. 525–602.
- Willis, R. J. y Rosen, S. (1979). Education and self selection. *Journal of Political Economy*, 87(5):S7–S36.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, 2<sup>a</sup> edición.
- Würtz, A. (2010). Increasing the length of parents' birth-related leave: The effect on children's long-term educational outcomes. *Labour Economics*, 17:190224.

## A. Anexo 1

Tabla 5: Resumen trámite Legislativo Ley 20.545

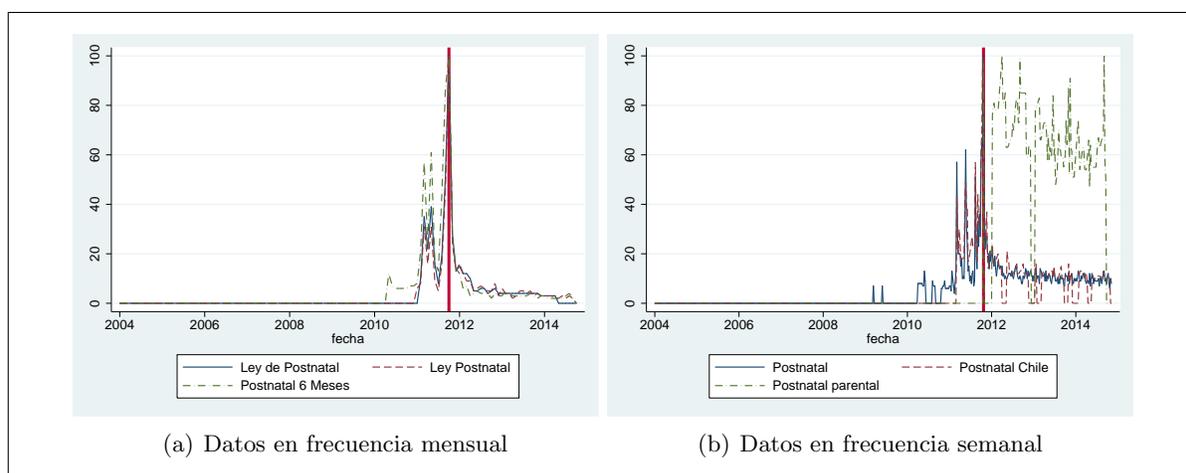
Fecha	Subetapa	Etapas
15/03/2011	Ingreso de proyecto.	Primer trámite constitucional / Senado
15/03/2011	Oficio N°292/SEC/11 a la Corte Suprema.	Primer trámite constitucional / Senado
15/03/2011	Cuenta de proyecto. Pasa a Comisión de Trabajo y Previsión Social y a Comisión de Hacienda. Se remite el proyecto a la Corte Suprema.	Primer trámite constitucional / Senado
15/03/2011	La Sala acuerda que este proyecto sea conocido por las Comisiones de Trabajo y Previsión Social y de Salud unidas. Luego deberá ser conocido por la Comisión de Hacienda.	Primer trámite constitucional / Senado
15/03/2011	Cuenta del Mensaje 2-359 que hace presente la urgencia Simple.	Primer trámite constitucional / Senado
19/04/2011	Cuenta del Mensaje 100-359 que retira y hace presente la urgencia Suma.	Primer trámite constitucional / Senado
20/04/2011	Cuenta del Mensaje 130-359 que retira y hace presente la urgencia Simple.	Primer trámite constitucional / Senado
03/05/2011	Cuenta oficio N° 76-2011 de la Corte Suprema.	Primer trámite constitucional / Senado
04/05/2011	Cuenta del Mensaje 185-359 que retira y hace presente la urgencia Suma.	Primer trámite constitucional / Senado
19/05/2011	Oficio de ley a Cámara Revisora.	Primer trámite constitucional / Senado
19/05/2011	Primer informe de comisión de Hacienda. CERTIFICADO DE COMISIÓN.	Primer trámite constitucional / Senado
19/05/2011	Primer informe de comisión de Trabajo y Previsión Social y Salud, unidas. Pasa a Comisión de Hacienda. CERTIFICADO DE COMISIÓN.	Primer trámite constitucional / Senado
19/05/2011	Discusión general. Aprobado en general y particular a la vez.	Primer trámite constitucional / Senado
19/05/2011	Cuenta de primer informe de comisión.	Primer trámite constitucional / Senado
30/05/2011	Primer informe de comisión de Trabajo y Previsión Social y Salud, unidas. de Hacienda.	Primer trámite constitucional / Senado
31/05/2011	Primer informe de comisión de Hacienda.	Primer trámite constitucional / Senado
31/05/2011	Cuenta de primer informe de comisión.	Primer trámite constitucional / Senado
31/05/2011	Cuenta de proyecto. Pasa a Comisión de Trabajo y Seguridad Social y a Comisión de Hacienda.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
04/07/2011	Oficio N° 6242 del Tribunal Constitucional.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
05/07/2011	Cuenta oficio N° 6242 del Tribunal Constitucional.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
12/07/2011	Cuenta oficio N° 6280 del Tribunal Constitucional.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
19/07/2011	Cuenta oficio N° 6302 del Tribunal Constitucional.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
21/07/2011	Cuenta oficio N° 6330 del Tribunal Constitucional.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
02/08/2011	Cuenta oficio N° 6343 del Tribunal Constitucional, comunica sentencia.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
03/08/2011	Cuenta oficio N° 6410 del Tribunal Constitucional. Pone en conocimiento requerimiento de S.E. El Presidente de la Rep.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
09/08/2011	Oficio N°118/2011. Oficio de la Comisión de Salud, por el cual solicita el acuerdo de la Sala, para que le sea remitido el proyecto, una vez informado por la Comisión de Trabajo.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
17/08/2011	Oficio N°163-359. S.E. el Presidente de la República por el cual formula indicaciones al proyecto.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
17/08/2011	Cuenta del Mensaje 342-359 que hace presente la urgencia Suma.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
06/09/2011	Primer informe de comisión de Trabajo y Seguridad Social. Pasa a Comisión de Hacienda.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
06/09/2011	Cuenta del Mensaje 370-359 que hace presente la urgencia Suma.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
07/09/2011	Oficio N°179-359. Oficio de S.E. el Presidente de la República por el cual retira y formula nuevas indicaciones al proyecto.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
12/09/2011	Cuenta de primer informe de comisión.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
13/09/2011	Primer informe de comisión de Hacienda.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
13/09/2011	Cuenta de primer informe de comisión.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
14/09/2011	Discusión general. Aprobado en general y particular con modificaciones.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
14/09/2011	Oficio N°9714. Oficio Modificaciones a Cámara de origen.	Segundo trámite constitucional / C.Diputados
27/09/2011	Cuenta del Mensaje 398-359 que retira y hace presente la urgencia Discusión inmediata.	Tercer trámite constitucional / Senado
27/09/2011	Cuenta oficio con modificaciones de Cámara Revisora. Pasa a Comisión de Trabajo y Previsión Social y Salud, unidas.	Tercer trámite constitucional / Senado
28/09/2011	Oficio rechazo modificaciones a Cámara Revisora.	Tercer trámite constitucional / Senado
28/09/2011	Informe de comisión de Trabajo y Previsión Social.	Tercer trámite constitucional / Senado
28/09/2011	Discusión única. Rechazadas las modificaciones.	Tercer trámite constitucional / Senado
28/09/2011	Cuenta informe de comisión.	Tercer trámite constitucional / Senado

Continúa en la página siguiente

Continuación de la página anterior

Fecha	Subetapa	Etapa
29/09/2011	Oficio integrantes de Comisión Mixta.	Comisión Mixta por rechazo de modificaciones / C.Diputados
29/09/2011	Discusión informe de Comisión Mixta. Aprobado.	Disc. informe C.Mixta por rechazo de modif. C. Revisora / C.Diputados
29/09/2011	Oficio aprobación de informe de Comisión Mixta a C.de Origen.	Disc. informe C.Mixta por rechazo de modif. C. Revisora / C.Diputados
29/09/2011	Oficio aprobación de informe de Comisión Mixta a C. Revisora.	Disc. informe C.Mixta por rechazo de modif. en C. Origen / Senado
29/09/2011	Informe de Comisión Mixta Comisión Mixta para Boletín Nº 7526-13.	Comisión Mixta por rechazo de modificaciones / Senado
29/09/2011	Discusión informe de Comisión Mixta. Aprobado.	Disc. informe C.Mixta por rechazo de modif. en C. Origen / Senado
29/09/2011	Cuenta oficio rechazo a modificaciones.	Comisión Mixta por rechazo de modificaciones / C.Diputados
29/09/2011	Cuenta informe Comisión Mixta.	Disc. informe C.Mixta por rechazo de modif. en C. Origen / Senado
29/09/2011	Cuenta oficio aprobación de informe de Comisión Mixta.	Disc. informe C.Mixta por rechazo de modif. C. Revisora / C.Diputados
30/09/2011	Oficio de ley al Ejecutivo.	Trámite finalización en Cámara de Origen / Senado
04/10/2011	Cuenta oficio aprobación de informe de Comisión Mixta.	Trámite finalización en Cámara de Origen / Senado

Fuente: Tramitación de proyectos en sitio web del Senado, [www.senado.cl](http://www.senado.cl)



**Figura 1:** Tendencias de búsqueda en Google

La tabla 5 es una transcripción de la información disponible en la sección de Tramitación de Proyectos del sitio web del Senado ([www.senado.cl](http://www.senado.cl)) y da cuenta de los hitos importantes en el trámite legislativo de la Ley 20.545. La figura 1 muestra la evolución del interés por términos de búsqueda relacionados con esta ley en Google para el periodo enero 2004 - octubre 2014. Los datos provienen de Tendencias de búsqueda de Google ([www.google.com/trends](http://www.google.com/trends)). Para algunos términos de búsqueda los datos se entregan en frecuencia mensual (panel (a)) y para otros en frecuencia semanal (panel (b)). En ambos paneles se señala la entrada en vigencia de la ley con una línea vertical gruesa. Estos gráficos indican que el interés por la reforma se disparó al momento de aprobarse la ley, o con muy poca anticipación, lo que sugiere que no hubo manipulación de las fechas de nacimiento en torno a la fecha de la reforma.

Tabla 6: Resumen literatura

Estudio	VARIABLES Dependientes	Método de Estimación	Resultados
Baker & Milligan (2010)	Medidas de temperamento y desarrollo social/motor reportadas por los padres. Niños entre 7 y 24 meses	Regresiones OLS con efectos fijos por año de nacimiento	Efectos pequeños y no significativos
Baker & Milligan (2011)	Peabody Picture Vocabulary Test-revised (PPVT), Know Your Numbers, "Who am I?" y medidas conductuales reportadas por los padres. Niños de 4 y 5 años	VARIABLES instrumentales: reforma. Incluye madres elegibles y no elegibles porque no se pueden distinguir.	Efecto negativo y significativo en PPVT y Who am I?. Efecto positivo y marginalmente significativo en Know Your Numbers. No se encuentra efecto en medidas conductuales.
Carneiro, Løken & Salvanes (2010)	Tasas de deserción escolar, acceso a la universidad e ingresos a los 30 años	<i>Regression discontinuity design</i> (RD) no paramétrico y <i>RD-difference-in-differences</i> (DID)	Reducción de deserción y aumento de salario a los 30 años. Efecto más fuerte cuando la madre tiene educación baja
Dustmann & Schönberg (2012)	Analizan tres reformas. En la primera salarios y escolaridad a los 29 años. Segunda: probabilidad de graduación del <i>track</i> académico. Tercera: <i>School track</i> escogido a los 14 años	DID	No hay efectos significativos para las primeras dos reformas. Efecto negativo en la tercera reforma.
Liu & Nordstrom Skans (2010)	Medidas de desempeño escolar a los 16 años	Similar a Baker & Milligan (2010)	No se encuentra efecto significativo para la muestra completa, pero positivo y significativo para madres con educación alta
Würtz (2010)	Acceso, terminación y promedio de notas en educación secundaria	RD	No encuentra efecto significativo. Resultados no cambian al separar la muestra por educación de la madre o sexo del niño
Danzer & Lavy (2013)	Puntajes en prueba PISA a los 15 años	RD-DID	No se encuentra efecto para la muestra completa. Efecto positivo y significativo para hijos (varones) de madres con escolaridad alta.

## B. Anexo 2

A continuación, se muestra que el estimador de variables instrumentales sigue siendo consistente en presencia de error de medición clásico en el instrumento. Por simplicidad se asume un modelo con una variable endógena, un instrumento y sin interceptos.

Sea el siguiente modelo lineal

$$y_i = \beta x_i + u_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (10)$$

$$x_i = \pi z_i + v_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (11)$$

$$z_i^* = z_i + \omega_i, \quad i = 1, \dots, n \quad (12)$$

donde  $y_i$  es el resultado de interés,  $x_i$  el regresor endógeno y  $z_i$  el instrumento. En lugar de  $z_i$ , se observa  $z_i^*$ . El error de medición es clásico, es decir  $\omega_i \sim N(0, \sigma_\omega^2)$  y es independiente del resto de las variables en el modelo.

El límite en probabilidad del estimador de variables instrumentales es

$$\text{plim } \hat{\beta}_{IV} = \text{plim } \frac{\sum_{i=1}^n z_i^* y_i}{\sum_{i=1}^n z_i^* x_i} \quad (13)$$

$$= \beta \left[ \frac{\text{plim } \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z_i + \omega_i) x_i}{\text{plim } \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z_i + \omega_i) x_i} \right] + \frac{\text{plim } \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i u_i + \text{plim } \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \omega_i u_i}{\text{plim } \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i x_i + \text{plim } \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \omega_i x_i} \quad (14)$$

$$= \beta \quad (15)$$

donde la segunda igualdad se obtiene al reemplazar (10) y (12) en (13) más un poco de álgebra y la tercera igualdad es producto de la validez del instrumento y la naturaleza clásica del error de medición.<sup>30</sup> El resultado en (15) indica que el error de medición en el instrumento no genera problemas de inconsistencia en la estimación puntual.<sup>31</sup>

<sup>30</sup> La validez del instrumento implica que  $\text{plim } \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i x_i \neq 0$  y  $\text{plim } \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_i u_i = 0$ . La naturaleza del error de medición implica que  $\text{plim } \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \omega_i u_i = \text{plim } \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \omega_i x_i = 0$ .

<sup>31</sup> Si bien en este ejemplo se impuso un modelo causal lineal con efectos homogéneos, la conclusión sigue siendo válida en un marco de efectos heterogéneos. En el caso de un instrumento binario, el parámetro que aquí hemos llamado  $\beta$  sigue siendo  $\frac{E[y_i | z_i=1] - E[y_i | z_i=0]}{E[x_i | z_i=1] - E[x_i | z_i=0]}$ . Lo que cambia es la interpretación: con efectos heterogéneos  $\beta$  es la ACR de Angrist e Imbens (1995).