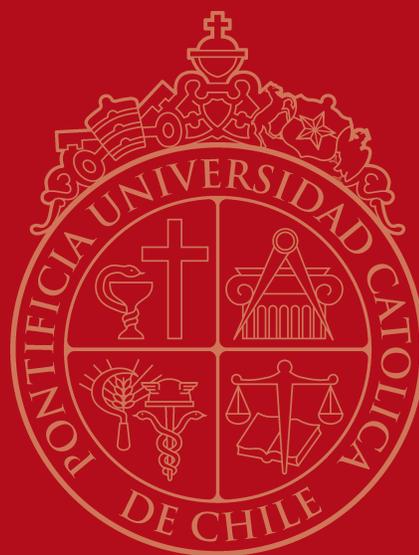


I N S T I T U T O D E E C O N O M Í A



T E S I S d e M A G Í S T E R

2017

Riesgo Moral en las Licencias Médicas por Enfermedades de los Hijos en Chile:
Lecciones del Postnatal y la Circular 2727

Sarita Undurraga

www.economia.puc.cl



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA

TESIS DE GRADO
MAGISTER EN ECONOMIA

Unduraga Alessandri, Sarita

Julio, 2017



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

**RIESGO MORAL EN LAS LICENCIAS MÉDICAS POR
ENFERMEDADES DE LOS HIJOS EN CHILE:
LECCIONES DEL POSTNATAL Y LA CIRCULAR 2727**

Sarita Unduraga Alessandri

Comisión:

Claudio Sapelli
Gert Wagner

Santiago, julio de 2017

Riesgo moral en las licencias médicas por enfermedades de los hijos en Chile: Lecciones del postnatal y la circular 2727 ¹

Sarita Unduraga

Julio 2017

Resumen

Este trabajo estudia el crecimiento de la licencia por Enfermedad Grave del Niño Menor en Chile, usando dos medidas que se implementaron el año 2011, la extensión del postnatal y la circular 2727, como instrumentos para estudiar las razones del uso de la licencia y los efectos del riesgo moral que genera su diseño. La principal dificultad que se enfrenta, es que las reformas pueden haber afectado tanto los incentivos de las madres como la salud de los hijos. En este contexto, se estudia la magnitud de los efectos sobre la salud, para entender qué parte de los cambios se explica por esta razón y qué parte por un cambio en los incentivos. Primero se estudia el efecto de ambas reformas sobre la probabilidad de que una madre pida una licencia por la enfermedad de su hijo y después se busca el efecto de la extensión del postnatal sobre la salud de los niños. El trabajo concluye que, a pesar de que la extensión del postnatal y la circular generaron una disminución en las licencias por Enfermedad Grave del Niño Menor, no es esperable que esta se deba a una mejora en la salud y, por lo tanto, es posible que se revierta en el tiempo, ya que la mayor causa del alto uso es el riesgo moral en el diseño de las licencias.

¹Tesis para optar al grado de Magíster en Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile. Agradezco a los profesores del Seminario de Tesis de Magíster Claudio Sapelli y Gert Wagner, por su guía e ideas durante el desarrollo de la Tesis. Quiero agradecer también la ayuda y buena disposición de Andrés Barrios y Francisco Garcés. Comentarios y sugerencias a: sundurraga1@uc.cl.

Índice

1	Introducción	5
2	Instituciones y las reformas	7
2.1	Licencias médicas por Enfermedad Grave del Niño Menor de un Año	7
2.2	Circular 2727 de la Superintendencia de Seguridad Social	8
2.3	Postnatal parental	8
3	Diseño de las licencias por EGNM: problemas de riesgo moral e incentivos	9
4	Revisión de la literatura	12
5	Licencias médicas y efectos del postnatal parental y la circular 2727	15
5.1	Datos	16
5.1.1	Estadísticas descriptivas	16
5.2	Efectos sobre la probabilidad de que una madre pida una licencia	20
5.2.1	Estrategia de identificación	20
5.2.2	Supuestos necesarios	20
5.2.3	Plausibilidad de los supuestos	20
5.2.4	Estimaciones del efecto sobre la probabilidad de pedir una licencia	22
5.2.5	Resultados del efecto sobre la probabilidad de pedir una licencia	22
6	Efectos del postnatal parental en la salud	26
6.1	Datos	26
6.1.1	Estadísticas descriptivas	26
6.2	Diferencias-en-diferencias	28
6.2.1	Estrategia de identificación	28
6.2.2	Supuestos necesarios	28
6.2.3	Plausibilidad de los supuestos	28
6.2.4	Estimaciones diferencias-en-diferencias	29
6.2.5	Algunos problemas en la estimación	30
6.2.6	Resultados diferencias-en-diferencias	31
6.3	Variables instrumentales	35
6.3.1	Estrategia de identificación	35
6.3.2	Supuestos necesarios	35
6.3.3	Plausibilidad de los supuestos	36
6.3.4	Estimaciones variables instrumentales	37
6.3.5	Resultados variables instrumentales	37
7	Discusión	40
8	Conclusiones	42
9	Referencias	44
10	Anexos	47
10.1	Anexo 1: Línea de tiempo reformas	47
10.2	Anexo 2: Comparación de la distribución de licencias para niños entre 6 y 12 meses.	47
10.2.1	Diagramas de caja	47
10.2.2	Test de diferencia de medias y Test de Mann-Whitney	48
10.3	Anexo 3: Porcentaje de licencias correspondiente a enfermedades	48
10.4	Anexo 4: Características cotizantes de las isapres, antes y después del postnatal parental	50
10.5	Anexo 5: Tendencias diferencias-en-diferencias	50
10.6	Anexo 6: Cambio en las características de las madres antes y después del postnatal parental	52

1 Introducción

El riesgo moral en los seguros de salud es un tema que ha sido ampliamente estudiado en economía y se han encontrado altos costos asociados a él, lo que hace que sea importante considerarlo en el diseño de políticas públicas. La licencia por Enfermedad Grave del Niño Menor de un Año en Chile, es un seguro de salud en que se ha observado un crecimiento significativo los últimos años, generando altos costos para el país. Por esto, es relevante estudiar las razones que están causando su uso creciente y analizar en qué medida se debe a los efectos del riesgo moral.

Las licencias por Enfermedad Grave del Niño Menor de un Año, desde ahora en adelante EGNM, fueron en aumento en las últimas décadas, pasando de 12 días en promedio por madre el año 1991, a 86 días en promedio el año 2010. Además, hay factores que hacen dudar de un posible abuso de algunas usuarias. El año 2010, el 57% de las licencias por EGNM emitidas fue por diagnóstico de reflujo gastroesofágico, una enfermedad difícil de verificar, mientras que la evidencia internacional muestra un 8-12% de prevalencia de esa enfermedad en los niños menores de un año. (Centro de Epidemiología y Políticas de Salud Pública, Universidad del Desarrollo)

El crecimiento de las licencias por EGNM es preocupante por varias razones. Por un lado, el hecho de que las mujeres con hijos menores de un año se ausenten en promedio varios días del trabajo, crea un costo de continuidad para los empleadores y desincentiva el empleo femenino; por otro lado, el pago de las licencias tiene un costo monetario que es financiado en un 100% por el Estado. Hay que considerar, además, que estas licencias son un subsidio creciente en el nivel de ingreso y al que solo pueden acceder las trabajadoras formales, un pequeño subgrupo de la población. Según los cálculos de Rodríguez, Tokman y Larraín (2004), los dos quintiles más ricos de la población reciben el 80% de los recursos totales de este subsidio.

Hay dos razones que podrían explicar el crecimiento de licencias por EGNM: o la salud de los niños en Chile es cada vez peor, o existe una demanda de las madres por tiempo con sus hijos que las hace pedir licencias incluso cuando los niños no están enfermos. Buscando controlar esta situación, el año 2011 se tomaron dos medidas: el 29 de abril la Superintendencia de Seguridad Social emitió la circular 2727, haciendo más difícil la falsificación de la enfermedad del reflujo gastroesofágico y el 17 de octubre el postnatal fue extendido de 12 a 24 semanas de licencia.

En el caso de la circular 2727, esta podría reducir las licencias por el canal de eliminar las licencias por diagnóstico de reflujo que eran falsas, pero podría también tener un efecto sustitución, haciendo que aumenten las licencias por otros diagnósticos. La extensión del postnatal, en cambio, podría disminuir la emisión de licencias por los dos canales planteados, ya que al darles más tiempo a las madres con sus hijos, satisface parte de esa demanda que se estaba buscando satisfacer mediante licencias y, además, a través del aumento en el tiempo de lactancia materna y cuidado maternal, podría estar mejorando la salud de los niños.

Después de la entrada en vigencia de las dos medidas, las licencias bajaron considerablemente; sin embargo, la preocupación volvió a surgir porque, posterior a la gran disminución del año 2012, estas volvieron a subir. Entre el año 2013 y el 2015 el uso de licencias médicas por EGNM ha aumentado en un 33%, con una tendencia similar a la que tenía en la década de 1990, lo que hace dudar de la eficacia de las medidas tomadas para controlar el problema (como se cita en Olivares, 2016).

El objetivo de esta tesis es intentar dar una respuesta a la interrogante sobre el crecimiento de la licencia en Chile, usando las dos medidas tomadas el año 2011, como instrumentos para entender las razones que lo explican. La principal dificultad que se enfrenta, es que las reformas pueden haber afectado los dos canales que podrían explicar el alto uso de las licencias; por un lado, modifican los incentivos a abusar del sistema y, por otro lado, el postnatal puede haber afectado también la salud de los niños. En ese contexto, se estudiarán los efectos en la salud, para entender qué parte de los cambios se explica por una mejora en salud de los niños y qué parte se explica por cambios en los incentivos. Primero se estudiará el efecto de ambas reformas sobre la probabilidad

de que una madre pida una licencia por la enfermedad de su hijo y después se buscará el efecto causal de la extensión del postnatal sobre la salud de los niños.

Usando datos de dos isapres, se estimó que la circular 2727 generó una disminución significativa de un 19.8% en la probabilidad de que una madre solicite una licencia en el período previo a la extensión del postnatal. Sin embargo, al analizar el efecto que tuvo en diferentes enfermedades, se puede ver que existió efecto sustitución, ya que, aunque disminuyó la probabilidad de que una madre pida una licencia por reflujo, aumentó la probabilidad de que pida una licencia por otros diagnósticos.

Dado que la extensión del postnatal prácticamente eliminó las licencias para niños entre 3 y 6 meses de edad, se estudió su efecto sobre las licencias de los niños entre 6 y 12 meses de edad, encontrando que entre los años 2008 y 2014 la circular disminuyó la probabilidad de petición de una licencia en un 12.6%, y la extensión del postnatal en un 4.1%.

En cuanto a la salud, los resultados sugieren que la extensión del postnatal generó un efecto positivo, disminuyendo la probabilidad de que el resfrío o gripe y la bronquitis sean las enfermedades más graves que enfrenten los niños antes de los 18 meses de edad. Sin embargo, la mejora en salud no parece ser suficiente para esperar una disminución significativa en la petición de licencias por EGNM por este canal.

El trabajo concluye que, a pesar de que la extensión del postnatal generó una disminución en las licencias por EGNM, no es esperable que esta se deba a una mejora en la salud y, por lo tanto, es posible que se revierta en el tiempo. La conclusión es que la razón principal del alto uso está en el riesgo moral que genera el diseño de las licencias, ya que, en primer lugar, las usuarias no deben cargar con ninguno de los costos, recibiendo el 100% del salario y las cotizaciones en su ausencia, y en segundo lugar, las entidades encargadas de fiscalizar las licencias no son las que las financian y por lo tanto no tienen incentivos a hacerlo de la mejor manera posible.

Se hace necesario aclarar que este trabajo no busca negar el valor y la necesidad de las licencias por EGNM. Al decir que el problema del uso no se va a solucionar mientras se mantenga el diseño actual, no se sugiere un diseño que no les permita a las madres que trabajan estar con sus hijos cuando se enferman, sino que se busquen medidas que focalicen el gasto del subsidio en las personas que lo necesitan y liberen recursos para otras necesidades que no están siendo satisfechas.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la segunda sección se describe el funcionamiento de las licencias médicas por EGNM y las dos reformas en estudio. En la tercera sección se describe el diseño actual de las licencias por EGNM, describiendo el problema de riesgo moral e incentivos. En la cuarta sección, se hace una revisión de la literatura sobre el tema. En la quinta sección se estudian los efectos de las reformas analizando el número y la distribución de licencias antes y después de los cambios y se estiman los efectos de las dos medidas sobre la probabilidad de que una madre pida una licencia. En la sexta sección se estiman los efectos de la extensión del postnatal sobre la salud de los niños, primero con el método de diferencias-en-diferencias y después con el método de variables instrumentales. Finalmente, en la séptima sección se discuten los resultados y la octava sección contiene las conclusiones de la tesis.

2 Instituciones y las reformas

2.1 Licencias médicas por Enfermedad Grave del Niño Menor de un Año

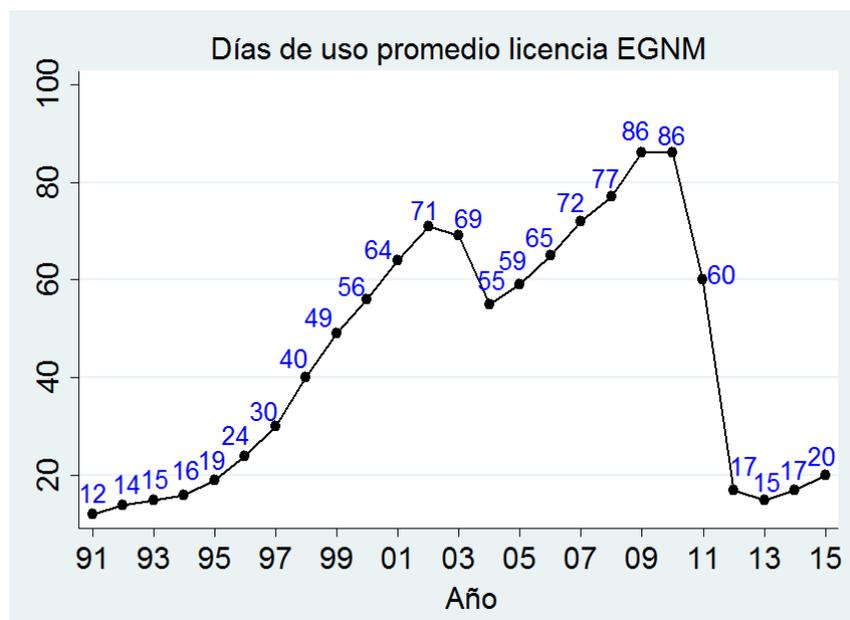
La licencia médica por EGNM es un Subsidio por Incapacidad Laboral, que se diferencia de las licencias por enfermedad común o curativa por la forma de financiamiento.

Las licencias por enfermedad común o curativa se financian con cargo a la cotización obligatoria del trabajador para el Régimen de Prestaciones de Salud. En el caso de los subsidios por reposo Maternal Pre y Postnatal y por EGNM, son financiados con cargo al Fondo Único de Prestaciones Familiares y Subsidios de cesantía, constituido por aportes fiscales. El pago se hace de acorde al sueldo de la beneficiaria, con un tope de 66 UF. (Superintendencia de Seguridad Social, 2010)

Las mujeres que están afiliadas a FONASA deben presentar la licencia médica directamente a la Comisión de Medicina Preventiva e Invalidez (COMPIN). Las mujeres que están afiliadas a una isapre en cambio, deben presentar la licencia en su isapre. Solo en el caso de que la isapre rechace la licencia pueden acercarse a una COMPIN para que ellos decidan directamente si aprueban la licencia.

La entidad que debe pronunciarse respecto de la licencia médica en cada caso, es decir, la isapre o COMPIN, debe emitir una resolución que apruebe, rechace, reduzca o amplíe el período de reposo. En cuanto a la Superintendencia de Seguridad Social, esta cumple la función de vigilar y juzgar la gestión de las isapres y las COMPIN en su labor de autorización de licencias (Superintendencia de Seguridad Social, 2015).

El gráfico a continuación muestra, para las licencias médicas por EGNM, la evolución de la tasa de incapacidad laboral o días de uso promedio por madre, entre los años 1991 y 2015. La tasa de incapacidad laboral se define como el cociente entre el número de días de licencia por EGNM pagados y el total de mujeres cotizantes en edad fértil. Se puede ver el aumento explosivo ocurrido entre los años 1991 y 2010, y la caída a partir del año 2011.



Fuente: Elaboración propia en base a datos Altura Management (2016)

Figura 1: Días de uso promedio de la licencia por EGNM por madre entre los años 1991 y 2015

2.2 Circular 2727 de la Superintendencia de Seguridad Social

El 29 de marzo del año 2011 la Superintendencia de Seguridad Social emitió la circular 2727², la que imparte instrucciones a las COMPIN e isapres sobre los criterios, antecedentes y fundamentos que deben considerarse al momento de aprobar o rechazar una licencia por EGNM por diagnóstico de reflujo gastroesofágico.

La circular explica que existe una diferencia entre el Reflujo Gastroesofágico Fisiológico y la Enfermedad por Reflujo Gastroesofágico; la primera es de carácter fisiológico, madurativo y, por lo tanto, no constituye una patología y no amerita una licencia médica. Por su parte, la Enfermedad por Reflujo Gastroesofágico sí produce repercusiones en el desarrollo del niño y justifica la autorización de licencias médicas.

Para comprobar que el niño sufre de Enfermedad por Reflujo Gastroesofágico, la circular establece que se debe exigir una fotocopia del cuaderno de control de niño sano que incluya la curva pondoestatural o el carnet de control de niño sano. Si a juicio del médico contralor la situación médica del menor lo amerita, se podrá otorgar la licencia con estos antecedentes; en caso contrario, el médico contralor deberá exigir informe de un gastroenterólogo infantil que indique los fundamentos del diagnóstico.

La circular aclara también que la exigencia de radiografías es innecesaria para el otorgamiento de las licencias y que, en caso de dificultad de acceso a un especialista, se deberá tener la flexibilidad de aceptar el informe de un médico no especialista junto con la justificación de la razón de la dificultad de acceso al especialista.

La entrada en vigencia de la circular generó desaprobación tanto de madres como de algunos médicos por las negaciones de las licencias y por el sometimiento de niños a exámenes invasivos para acreditar la enfermedad. Esto llevó a la Superintendencia de Seguridad Social a publicar la circular 2768 el 9 de septiembre de 2011, la que modificó el contenido de la circular 2727 para evitar malas interpretaciones de los médicos contralores y dejó de exigir la existencia de trastorno del peso y estatura para la aprobación de la licencia.

2.3 Postnatal parental

A partir del 17 de octubre de 2011 empezó a regir el permiso postnatal parental, el que tiene una duración de 12 semanas adicionales a las 12 semanas del descanso postnatal antiguo.

Sin embargo, este afectó también a algunas mujeres cuyos hijos nacieron antes del 17 de octubre de 2011, ya que las mujeres que habían terminado su permiso postnatal antes de esa fecha pero cuyos hijos tenían menos de 24 semanas de edad, tuvieron acceso al postnatal parental hasta el momento en que sus hijos cumplieron 24 semanas. De esta manera el postnatal parental afectó en alguna medida a las madres de los hijos nacidos a partir del 2 de mayo del 2011, que son las madres a cuyos hijos les faltaba un día para cumplir las 24 semanas el 17 de octubre de 2011.

En las 12 semanas del postnatal parental, la trabajadora recibe un subsidio cuya base de cálculo es la misma que la del descanso de maternidad. Sin embargo, la trabajadora puede elegir reincorporarse al trabajo después del descanso maternal con el sistema de media jornada, caso en el cual el postnatal parental dura 18 semanas en vez de 12. En este caso, recibirá la mitad del subsidio que le hubiese correspondido tomando el postnatal con jornada completa.

El caso en que la mujer decide usar el reintegro parcial es el único caso donde puede existir el uso de licencias médicas por EGNM en forma simultánea al descanso postnatal. Sin embargo, hay que tener en cuenta que hasta la fecha el uso del postnatal con el sistema de media jornada ha sido muy bajo. En promedio, solo un 1.4% de las mujeres ha usado la modalidad de jornada parcial entre los años 2012 y 2014 (Superintendencia de Seguridad Social, 2015).

²En los anexos se presenta una línea del tiempo con las reformas.

3 Diseño de las licencias por EGNM: problemas de riesgo moral e incentivos

El riesgo moral ha sido ampliamente estudiado por la literatura y hay dos aplicaciones comunes: el mercado laboral y los seguros. En el mercado laboral, el empleador no observa el nivel de esfuerzo del empleado y, por lo tanto, debe inducirlo a realizar el nivel de esfuerzo que a él le conviene mediante un sueldo contingente en los resultados. En los seguros, las aseguradoras no observan el nivel de esfuerzo que realiza el asegurado para evitar que ocurra el siniestro, por lo que deben diseñar contratos de cobertura incompleta que logren que el individuo haga un uso conveniente del seguro. (Vial y Zurita, 2011)

Se ha estudiado que el diseño de las licencias por EGNM genera riesgo moral en las dos aplicaciones comunes y se ha planteado que el problema de su alto uso se debe a un diseño inadecuado del seguro, que no genera los incentivos para un uso óptimo. (Aedo, Bastías y Sapelli, 1999; Rodríguez y Tokman, 2003; Delgado, Hirmas y Prieto, 2011.) A continuación, se describirán las dos dimensiones en las que se encuentra presente el riesgo moral.

i) Las entidades que deben fiscalizar las licencias no son las que las financian

En el caso de las licencias médicas por EGNM, para las personas afiliadas a FONASA, la entidad encargada de otorgar las licencias son las COMPIN y para las personas afiliadas a una isapre, es esta la que decide si aprueba o rechaza las licencias. En ambos casos las licencias se financian con el Fondo Único de Prestaciones Familiares y Subsidios de cesantía, constituido por aportes fiscales. Es decir, que las entidades encargadas de fiscalizar y otorgar las licencias no son las que pagan y, por lo tanto, no soportan las consecuencias del esfuerzo realizado en la fiscalización.

En el caso de las licencias médicas comunes o curativas, para las personas afiliadas al sistema isapre, esta es la entidad encargada de tramitar y de financiar las licencias. En el sistema FONASA, hay dos entidades que tramitan las licencias: las Cajas de Compensación de Asignación Familiar (CCAF) para los trabajadores de empresas afiliadas a alguna CCAF y los Servicios de Salud para los trabajadores de empresas que no se encuentran afiliadas a estas. En ambos casos, es FONASA el que financia las licencias y, si existe un déficit, este es cubierto con recursos fiscales, ya que las licencias médicas son un gasto legalmente excedible. Por lo tanto, para las licencias curativas solo en el caso de las personas afiliadas a FONASA existe el problema de que la entidad que fiscaliza no es la misma que la que paga.

En el diseño del sistema recién descrito, cuando la entidad que financia es distinta de la que fiscaliza, se genera un problema de riesgo moral, ya que la entidad fiscalizadora puede realizar distintos niveles de esfuerzo que no son observables por la entidad que financia y, sin embargo, las consecuencias son soportadas por esta entidad. Para las isapres y las COMPIN la fiscalización de las licencias por EGNM solo genera costos, es su función fiscalizar la tramitación de las licencias sin que las consecuencias de esta les afecte. El hecho de que la fiscalización se haga de manera correcta no les beneficia, ya que no son ellas las que deben financiar los excesos en caso de un error en la asignación de una licencia.

Ante este problema de riesgo moral, se esperaría que los incentivos estuviesen puestos de manera tal que a la entidad fiscalizadora le convenga hacer el esfuerzo que a la entidad financiadora le conviene que la entidad fiscalizadora haga. Pero no es así; hay un problema de riesgo moral en que no se están creando las condiciones para que exista compatibilidad de incentivos, es decir, que se incentive a las isapres y COMPIN para que fiscalicen de manera óptima, optimizando así el gasto fiscal en el pago de las licencias.

En Chile, la tasa de reducción y de rechazo de las licencias por EGNM es cercana a un 6%, mientras que para las licencias curativas es mayor al 12% (Delgado, Hirmas y Prieto, 2011). Esto puede tener una estrecha relación con el hecho de que las licencias por EGNM son financiadas con

impuestos generales sin carga para las trabajadoras ni para las isapres ni FONASA, mientras que las licencias curativas son financiadas con cargo a las isapres y FONASA.

ii) Las licencias por EGNM se asemejan a un seguro de cobertura completa

El riesgo moral, en el caso de seguros, se presenta cuando el esfuerzo del asegurado afecta la probabilidad de ocurrencia del siniestro o el monto del gasto a reembolsar por la compañía de seguros. Por esa razón, los seguros de cobertura completa son muy caros y, dependiendo de la aversión al riesgo del asegurado y de la probabilidad con la que ocurre el siniestro, por lo general los agentes eligen seguros cuya cobertura no es completa. Esto significa que la compañía de seguros crea un contrato en el que el asegurado tenga que pagar una parte de la pérdida en caso de siniestro; así, la situación del asegurado es peor en el caso en que ocurre el siniestro que cuando no ocurre y va a esforzarse por tratar de evitar que ocurra.

En el caso de las licencias médicas comunes o curativas, aunque su nombre legal es Subsidio por Incapacidad Laboral, en términos económicos no corresponden a un subsidio sino a un seguro. Esto porque se financian con la prima y la mantención del sueldo y las cotizaciones corresponden a la indemnización. En cambio, en el caso del subsidio por reposo maternal y las licencias por EGNM, económicamente sí corresponden a un subsidio, ya que son financiadas con fondos fiscales y no existe el pago de una prima (Tokman, Rodríguez y Larraín, 2004).

Sin embargo, al ser las licencias por EGNM un subsidio condicional en la ocurrencia de un evento y cuyo monto depende del sueldo de la beneficiaria, se comparará con un seguro de cobertura completa, ya que, en caso de siniestro, la usuaria recibe el 100% del monto de la pérdida, es decir, de su salario y sus cotizaciones. Esto hace que la situación monetaria de la usuaria sea la misma al usar o no el seguro y la utilidad sea probablemente mayor al usarlo, ya que le permite estar con su hijo. De esta manera, el uso del seguro genera solo beneficios para la usuaria sin que incurra en mayores costos, haciendo que se llegue a un uso mayor al óptimo.

Ante esta situación de riesgo moral, parecería útil comparar el diseño de las licencias por EGNM con los usados en el resto del mundo, para ver cómo es manejado el problema en otras partes; sin embargo, esto no es posible porque Chile es uno de los pocos países que ofrece licencias para los padres por la enfermedad del hijo (OIT, 2010). Según lo estudiado por Tokman, Rodríguez y Larraín (2004), Suecia es el único país además de Chile que ofrece este tipo de licencias, en cuyo caso las beneficiarias no reciben el 100% del sueldo y el seguro es financiado con cotizaciones de la seguridad social y no con fondos fiscales.

En cuanto a la comparación internacional de la licencia materna, Chile está ubicado dentro de los países con un descanso pre y postnatal más largo y además es de los pocos en que la madre recibe el 100% del sueldo sin tope. La Organización Internacional del Trabajo sugiere una licencia maternal mínima de 14 semanas, lo que en el año 2010 era cumplido por aproximadamente el 51% de los países del mundo (OIT, 2010).

Aedo, Bastías y Sapelli (1999) estudian cómo el diseño de la licencia influye en los niveles de uso en las licencias curativas, encontrando que países con grados de morbilidad similares pueden tener tasas de ausentismo muy diferentes. Esto sugiere que el diseño del seguro y la forma en que opera son determinantes importantes de su uso. En general, los países en que los períodos de carencia son largos y/o parte del financiamiento y administración de las licencias están a cargo de los empleadores, parecen asociarse a menores niveles de ausentismo. Rodríguez y Tokman (2003) muestran, a modo de ejemplo, el caso de Suecia, donde en 1991 se bajó el porcentaje de reembolso en las licencias médicas, resultando en una disminución del 23% en la solicitud de licencias.

Tal como lo plantean Rodríguez y Tokman (2003) y Tokman, Rodríguez y Larraín (2004), el sistema genera también problemas de incentivos perversos en las acciones de más agentes involucrados en el uso de licencias médicas. Específicamente, se discutirán los incentivos de las partes involucradas en las licencias por EGNM.

(i) La trabajadora tiene incentivos a pedir la licencia mientras más indispensable sea su presencia para el cuidado del hijo, mientras mayor sea su preferencia por tiempo de ocio con su hijo, menor la pérdida de habilidad y acumulación de trabajo en su ausencia, menores los costos de reputación por ausentarse del trabajo, menores los costos monetarios y de tiempo de conseguirla y mayores los beneficios monetarios de esta, es decir, el porcentaje del salario y cotizaciones que recibe. Todos estos factores inciden en que la madre decida pedir una licencia, tanto cuando el hijo está enfermo como cuando no lo está. Algunos de estos factores dependen de la trabajadora en particular y del lugar en que trabaja, pero el beneficio monetario es de un 100% del sueldo con tope de 66 UF para todas, lo que, como se mencionó, es bastante generoso en comparación con el resto del mundo donde el seguro casi no existe,.

(ii) El médico tiene incentivos a entregar la licencia, ya que, ante asimetría de información, por ejemplo, por la subjetividad de los síntomas, el escenario en que el niño está con su madre es siempre mejor en términos de salud. Además, al médico no le conviene que por oponerse a otorgar la licencia el cliente se vaya donde otro médico que sí se las dé. Esta teoría parece confirmarse al observar que las enfermedades de difícil verificación son bastante recurrentes en la petición de licencias, ya que, en estas, los médicos enfrentan una mayor asimetría de información y, por lo tanto, es más probable que otorguen la licencia. Aedo, Bastías y Sapelli (1999) encuentran que en las licencias curativas el año 1998, los diagnósticos de trastornos mentales y enfermedades osteomusculares, ambas de difícil verificación, ocupan los primeros lugares en el sistema FONASA y las isapres que estudian. Lo mismo sucede con la enfermedad del reflujo gastroesofágico en las licencias por EGNM.

(iii) El empleador incurre en costos de continuidad del trabajo ante la ausencia del trabajador; sin embargo, a diferencia de otras partes del mundo, no tiene que pagar ningún porcentaje de las remuneraciones ni imposiciones del trabajador que se ausenta. El costo que genera para el empleador la ausencia del trabajador va a depender del trabajo específico que realiza la madre y la dificultad que signifique su reemplazo.

Las dos medidas que se estudiarán en la tesis, la extensión del postnatal y la emisión de la circular 2727, deberían disminuir el uso de licencias médicas, pero ninguna de las dos va a solucionar el problema del uso excesivo, porque no eliminan el problema de riesgo moral. La extensión del postnatal debiese satisfacer parte de la demanda por tiempo de las madres con sus hijos y la creación de la circular 2727 hace más costoso conseguir las licencias, sin embargo, ninguna de las dos medidas elimina los incentivos que genera el diseño institucional a pedir las licencias incluso en ausencia de su necesidad.

Hay razones que sugieren que parte del uso de licencias por EGNM es excesivo. Entre ellas, se encuentra que el aumento sostenido del uso de licencias por EGNM no corresponde con las cifras de mortalidad o morbilidad en este grupo de la población (Delgado, Hirmas y Prieto, 2011). Otra razón es la inconsistencia entre los diagnósticos por los cuales son solicitadas las licencias por EGNM y la prevalencia de dichas enfermedades. El caso emblemático es el de reflujo gastroesofágico, en donde, como se mencionó, según la petición de licencias el porcentaje de niños que presentarían este problema en Chile sería significativamente mayor a las tasas en el resto del mundo (Delgado, Hirmas y Prieto, 2011).

Otro aspecto que hace dudar del uso fundamentado de las licencias es que, aunque en promedio los ingresos de las familias que cotizan en isapres son casi el doble que los de las que cotizan en FONASA, en función de la intensidad de uso de licencias por EGNM, los niños de familias cotizantes en isapres se estarían enfermando significativamente más que los niños de familias que cotizan en FONASA. Esto se contradice con la evidencia nacional e internacional que muestra una correlación negativa entre nivel de ingreso y morbilidad infantil (Rodríguez y Tokman, 2003). Por último, aproximadamente el 70% de las licencias por EGNM son solicitadas los días inmediatamente posteriores al final del descanso postnatal, lo que significaría que los niños se enferman más cuando la madre se dedica a su cuidado que cuando la madre está trabajando (Rodríguez y Tokman, 2003).

4 Revisión de la literatura

Para entender el alto uso de las licencias por EGNM en Chile, es necesario contextualizarlo en el problema de riesgo moral que enfrentan todas las personas encargadas de diseñar este tipo de contratos. El problema de riesgo moral en los seguros de salud ha sido ampliamente estudiado (Heaney y Riedel, 1970; Scitovsky y Snyder, 1972; Beck, 1974 y Scheffler 1984) y se han encontrado costos importantes asociados al fenómeno, haciendo que sea importante tomarlo en cuenta al momento de diseñar políticas.

Cuando el copago del seguro médico es bajo, la persona no enfrenta el verdadero costo que tiene la prestación, lo que genera incentivos a que cambie su comportamiento, haciendo que se llegue a un uso mayor al óptimo. Para solucionar este problema, por lo general los seguros de salud intentan disminuir los incentivos del usuario a utilizar el seguro, diseñando contratos de cobertura incompleta y licencias médicas que no devuelven la totalidad del salario o tienen días de carencia.

Se ha estudiado que el nivel de compensación que recibe el usuario de una licencia médica tiene efectos directos sobre los niveles de uso (Doherty, 1979) y sobre su duración (Fenn, 1981; Meyer, Viscusi y Durbin, 1995; Galizzi y Boden, 2003). Las estimaciones muestran que mayores niveles de reposición del salario llevan a una mayor duración de las licencias médicas, aunque las elasticidades estimadas varían bastante entre los estudios.

Henrekson y Persson (2004) encuentran, además, que las mujeres son más sensibles a cambios en los niveles de compensación de las licencias. Primoff (1997) encuentra que la presencia de hijos menores a seis años aumenta la probabilidad de que una mujer falte al trabajo y la duración de la ausencia.

Por estas razones, el diseño de la licencia por EGNM es un determinante fundamental de su uso. Como se mencionó anteriormente, la licencia por EGNM se asemeja a un seguro de cobertura completa, ya que la usuaria recibe el total de su salario y cotizaciones al ausentarse al trabajo. Sin embargo, la compensación monetaria no es el único factor a considerar; también hay un costo monetario y de tiempo de obtener la licencia, el costo de la discontinuación del trabajo, la depreciación de las habilidades, costos de reputación, etc.

Existen algunos estudios del uso de licencias médicas en Chile. Mesa y Kaempffer (2004) enfatizan la importancia de quiénes son los que fiscalizan y financian cada tipo de licencia en Chile para comprender sus tasas de uso. Tokman, Rodríguez y Larraín (2004) plantean que no será eficiente solo incrementar los recursos destinados a la fiscalización, sino que es indispensable rectificar los incentivos que genera el diseño institucional. Aedo, Bastías y Sapelli (1999), como ya se mencionó, concluyen que el problema en Chile está en el diseño inadecuado del seguro.

Con respecto a los estudios sobre el uso de licencias médicas por EGNM, estos han sido hechos para los períodos anteriores a las reformas efectuadas el año 2011. A pesar de que el uso de licencias médicas por EGNM anterior a las reformas no es el objetivo de este estudio, las razones que explican su alto uso y el aumento previo al año 2011, probablemente tengan una alta relación con las razones que explican el aumento que se está observando en la actualidad.

Rodríguez y Tokman (2003) plantean la hipótesis de un abuso en el uso de licencias por EGNM causado por los incentivos que genera su diseño. Dicen que, para que disminuya el problema de riesgo moral, es necesario generar los incentivos correctos en los actores involucrados, haciendo que todos carguen con parte del costo de las licencias mal otorgadas. Pezoa (2010) hace un estudio de la evolución de licencias por EGNM entre los años 2001 y 2009, estimando que mientras que el subsidio por Reposo Maternal creció un 64.7% en el período, el subsidio por EGNM creció en un 121.3%.

Delgado, Hirmas y Prieto (2011) analizan el aumento significativo de las licencias por EGNM en el período 2004-2008. Dado que no hay cambios en la natalidad ni en la morbilidad infantil que

puedan explicarlo, plantean tres posibles razones que podrían explicar este fenómeno: a) hay un aumento de enfermedades específicas que afectan a los menores de un año; b) el subsidio se está usando para extender la lactancia materna o el reposo maternal; c) el diseño actual del subsidio permite que existan incentivos para un sobreuso. Concluyen que hay un mal uso de las licencias en un porcentaje de las usuarias y proponen la extensión del postnatal como una posible solución al problema.

Una amenaza a la identificación de los efectos de las reformas sobre las licencias por EGNM es el hecho de que los cambios en su uso pueden deberse en parte a mejoras en la salud de los niños y no necesariamente a los cambios en los incentivos. Un postnatal más largo podría aumentar el período de lactancia materna y cuidado maternal, mejorando la salud de los niños y, a su vez, si es que el postnatal más largo disminuye la incidencia de reflujo gastroesofágico, los efectos de la circular 2727 sobre las licencias serían menores a lo estimado. Es por esto que se quiere estudiar los efectos de corto plazo que ha tenido el postnatal parental sobre la salud de los niños menores a un año en Chile, tratando de distinguir en qué medida fueron las mejoras en salud las que explican la caída en el uso de las licencias posterior a las reformas.

Existe literatura económica sobre los efectos del descanso pre y postnatal sobre diferentes resultados de los niños. En general, los estudios están enfocados en los efectos de largo plazo de que las madres trabajen los primeros años de vida de los niños, la evidencia de los efectos sobre la salud de corto plazo es más reducida.

Usando datos agregados, Ruhm (2000) estudia los efectos de las licencias maternas pagadas en 16 países europeos, encontrando que, cuando las licencias maternas son más generosas, las tasas de mortalidad infantil en el país son menores. En la misma línea, Tanaka (2005) estudia los efectos de las licencias maternas en los países de la OCDE, analizando el efecto de las extensiones del período pre y post natal sobre el peso de los niños al nacer y la mortalidad infantil. Al igual que Ruhm, encuentra efectos significativos de las semanas de licencia pagada sobre la mortalidad infantil, pero cuando la licencia no es pagada, el comportamiento de los padres varía y no encuentra efectos sobre la salud. Encuentra efectos significativos en el peso del niño al nacer, pero estos no estarían explicando completamente los efectos sobre la mortalidad infantil, lo que sugiere que hay más efectos positivos sobre la salud.

El estudio sobre la salud usando datos individuales tiene el desafío de resolver el problema de selección, ya que las madres que deciden volver antes al trabajo probablemente son diferentes de las que prefieren quedarse con sus hijos y postergar la reincorporación al trabajo. Berger, Hill, y Waldfogel (2005) buscan solucionar este problema usando un método de matching por propensity score. Sus resultados sugieren que los niños cuyas madres tienen un postnatal de 12 semanas o menos reciben menos lactancia materna y tienen una menor probabilidad de recibir los chequeos médicos regulares y vacunas.

Rossin (2011) estudia los efectos de la extensión de la licencia maternal no pagada en Estados Unidos usando un método de diferencias-en-diferencias. Encuentra efectos pequeños sobre el peso del niño al nacer, una disminución en la probabilidad de nacimiento prematuro y una disminución significativa en la mortalidad de los niños de madres casadas y con educación superior.

Baker y Milligan (2008), usando el método de diferencias-en-diferencias, estudian los efectos de la extensión del postnatal en Canadá, que pasó de 25 a 50 semanas de beneficios. Encuentran un aumento significativo en la duración de la lactancia materna y evidencia de efectos beneficiosos en la incidencia de algunas enfermedades en los niños entre 7 y 12 meses, como asma, alergia y condiciones crónicas. Belfield y Kelly (2012), usando un modelo de ecuaciones simultáneas y propensity score, encuentran que la lactancia materna disminuye la probabilidad de que el niño tenga obesidad.

Existe un gran número de estudios médicos y estadísticos sobre los efectos de la lactancia materna sobre la salud de los niños. Ip et al. (2007) encuentran que la lactancia materna está asociada a una reducción en el riesgo de que el niño contraiga otitis media, gastroenteritis, infecciones del

tracto respiratorio bajo, dermatitis, asma, obesidad y diabetes, entre otras. Díaz-Gómez et al. (2000) encuentran que la extensión de la lactancia materna tiene beneficios de un menor riesgo de enfermedades como diarrea, infecciones respiratorias, otitis, gastroenteritis, meningitis, infección urinaria, asma, obesidad y enfermedades alérgicas, entre otras. Ball et al. (1999) encuentran una disminución en enfermedades del tracto respiratorio bajo, otitis media y enfermedades gastrointestinales.

5 Licencias médicas y efectos del postnatal parental y la circular 2727

En esta sección se analizarán los efectos que tuvieron la circular 2727 y el postnatal parental sobre la petición de licencias médicas por EGNM, para así poder entender cuáles son las razones que están explicando su alto uso. Como se ha mencionado anteriormente, hay dos razones que podrían explicar el uso creciente de licencias: un problema de salud de los niños o que el diseño de las licencias hace que las madres las usen como una forma de poder quedarse cuidando a sus hijos menores de un año.

Hay dos efectos esperados de la implementación del postnatal parental sobre las licencias por EGNM. El efecto directo es la caída de las licencias para niños entre 3 y 6 meses, ya que ahora en ese período las madres van a estar en postnatal y no van a necesitar pedir licencias. El año 2008, previo a las reformas, el 68% de las licencias emitidas por EGNM correspondían a ese período. (Centro de Epidemiología y Políticas de Salud Pública, Universidad del Desarrollo). El único caso en que pueden seguir existiendo licencias para niños menores a 6 meses es cuando las madres eligen el descanso postnatal con la modalidad de jornada parcial, lo que como se explicó, ha sucedido en pocos casos.

Un segundo efecto, menos directo, es el efecto que podría tener sobre las licencias de los niños entre 6 y 12 meses de edad, el que podría ser explicado mediante dos hipótesis. Por un lado, un postnatal más largo debiese satisfacer, al menos en parte, la demanda de las madres por tiempo con sus hijos, haciendo disminuir la petición de licencias que era motivada por razones de tiempo con los hijos. Por otro lado, debiese aumentar el período de lactancia materna y disminuir el período de cuidado no maternal, lo que podría producir una mejora en la salud de los niños y, a su vez, llevar a una disminución en la petición de licencias

La caída de licencias por EGNM explicada por la eliminación de las licencias entre los 3-6 meses de los niños, muestra simplemente un cambio en la forma de entrega de los subsidios del gobierno; antes se entregaban mediante licencias y ahora se entregan como subsidio por postnatal. Sin embargo, el análisis del efecto sobre las licencias de los niños entre 6 y 12 meses permite entender si una de las causas que está explicando el alto uso de licencias es una demanda de las madres por tiempo con sus hijos que no se alcanzaba a satisfacer con el postnatal de 3 meses.

Con respecto a la aplicación de la circular 2727, si es que efectivamente un porcentaje de las licencias que se pedían por diagnóstico de reflujo eran pedidas sin que el niño estuviera enfermo, el efecto esperado sería una disminución en el uso de licencias por reflujo. Hay dos efectos esperados de la circular; un efecto cantidad que hace más costosa la obtención de licencias y, por lo tanto, debería disminuir su uso, pero también un efecto sustitución que aumenta el costo relativo de las licencias por reflujo en relación a las licencias por otros diagnósticos y puede hacer que bajen las primeras, pero aumenten las segundas.

Se esperaría que las madres cuya demanda por tiempo con sus hijos las llevaba a pedir licencias por reflujo sin que sus hijos estuvieran enfermos, sustituyeran ahora las licencias por reflujo por otros diagnósticos de difícil verificación. Hay que considerar que, aunque la circular busca corregir la ineficiencia generada por la entrega de licencias médicas a madres cuyos hijos no están enfermos, esta podría generar nuevas ineficiencias, ya que se corre el riesgo de que madres cuyos hijos sí se encuentran enfermos no consigan licencias médicas. Además, aumenta el costo por parte de las madres de demostrar la enfermedad de sus hijos y aumenta el costo de fiscalización.

Para estudiar los efectos de las reformas en estudio sobre el uso de licencias médicas por EGNM, primero se hará un análisis estadístico que permitirá ver cómo las reformas afectaron el comportamiento de las madres, comparando la distribución de las licencias a lo largo de la edad del niño. En segundo lugar, se estudiará cómo las dos medidas tomadas para disminuir el uso de licencias inciden en la probabilidad de que una madre cotizante de las isapres Banmédica o Vida Tres solicite

una licencia por EGNM.

5.1 Datos

Se usarán los datos publicados por la Superintendencia de Seguridad Social sobre la emisión mensual de licencias por EGNM, el número de días pagados y el monto pagado para los años 2011, 2012, 2013, 2014 y 2015. Esto permite hacer un análisis de la evolución del número de licencias, del número de días y del gasto, pero no permite diferenciar el tramo de edad del niño en que se solicitaron las licencias, ni la enfermedad diagnosticada.

Es por esto, que para poder hacer un análisis más específico, ante la falta de datos nacionales, se usarán datos de las Isapre Banmédica y Vida Tres. Para estas isapres se cuenta con datos de todas las licencias por EGNM solicitadas entre el año 2009 y el año 2015. En total, son 30.715 personas las que podían pedir licencias en este período y 18.800 las que lo hicieron. Los datos incluyen la fecha de las licencias por EGNM emitidas mensualmente, la fecha de nacimiento del niño y la enfermedad diagnosticada.

Se debe tener en cuenta que al trabajar con datos de dos isapres en específico, la validez externa de los resultados va a verse afectada. Las conclusiones que se puedan obtener no van a ser necesariamente representativas de toda la población, pero sí pueden dar una idea de una porción importante de ella. Para entender la población que se está representando, el año 2015, el 39.6% de las licencias por EGNM iniciadas correspondió a mujeres afiliadas a una isapre, el 17.1% a mujeres afiliadas a FONASA y el 43.4% a mujeres afiliadas a una Caja de Compensación de Asignación Familiar. Específicamente las isapres Banmédica y Vida Tres representaron el 20.3% de las licencias iniciadas por EGNM por mujeres afiliadas a una isapre, y el 8% de las licencias iniciadas en el país para cualquier tipo de entidad pagadora.

5.1.1 Estadísticas descriptivas

a) Datos Superintendencia de Seguridad Social

En la Tabla 1 se observan para cada año el número total de licencias por EGNM iniciadas³, el número total de días pagados y el gasto total por concepto de licencias por EGNM.⁴ Se puede ver una disminución significativa en las licencias iniciadas, los días pagados y el gasto total en el año 2012. En las tres variables, además, se ve un aumento a partir del año 2014.

Tabla 1: Estadísticas nacionales licencias por EGNM 2011-2015

Año	Licencias iniciadas	Días pagados	Gasto (MM\$2015)
2011	221,751	4,420,080	78,590
2012	100,428	1,179,995	22,820
2013	104,589	1,105,807	22,866
2014	120,163	1,345,810	28,053
2015	135,568	1,629,060	35,522

Fuente: Elaboración propia en base a datos Superintendencia de Seguridad Social

Aunque este trabajo se centrará en la disminución en las licencias iniciadas, hay que notar que también existió una fuerte caída en los días pagados. Al calcular la duración media de la licencia, medida como el cociente entre los días pagados y las licencias iniciadas, esta bajó de 19.9 días a

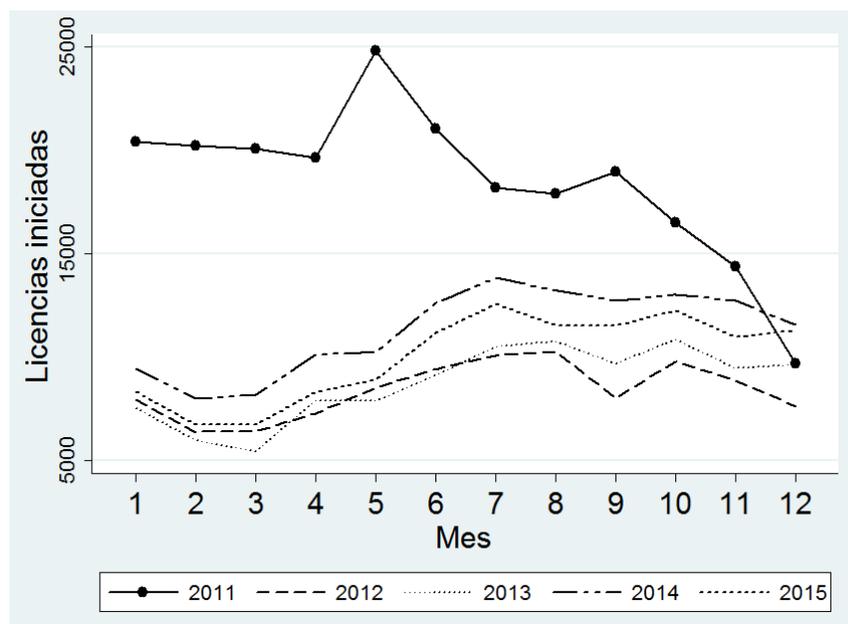
³Las licencias iniciadas consideran la primera licencia otorgada a un trabajador, considerando dentro del mismo subsidio las prórrogas de esa licencia.

⁴Los valores del gasto total se ajustaron según el IPC para hacerlos comparables y se encuentran en los pesos correspondientes a diciembre del año 2015.

11.7 días entre el año 2011 y 2012. A pesar de que queda pendiente un estudio más profundo de lo que puede haber causado esa disminución, las reformas en estudio podrían explicarlo mediante los mismos canales ya planteados.

El postnatal parental, al mejorar la salud de los niños y satisfacer parte de la demanda de las madres por tiempo con sus hijos, debiese llevar a una disminución en la duración de las licencias. En cuanto a la circular, si es que había madres que pedían licencias por reflujo sin que sus hijos estuviesen enfermos, dependiendo de los diagnósticos que se usen para sustituir las licencias por reflujo, eso debería influir en la duración de las licencias, ya que esta debiese depender en gran medida del diagnóstico de la licencia.

En la figura 2 se observa el número de licencias por EGNM iniciadas por año, lo que entrega algunas pistas sobre los efectos de las reformas en el uso de licencias. Lo primero que llama la atención es la gran caída en el número de licencias iniciadas a partir del año 2012, después de la aplicación de ambas medidas. En segundo lugar, al mirar el año 2011, se puede observar una caída del número de licencias a partir del mes de mayo, lo que podría deberse a la aplicación de la circular, ya que en ningún otro año la pendiente es negativa ese mes; al contrario, los otros años la pendiente es positiva entre mayo y julio. También se puede observar una caída en las licencias iniciadas el año 2011 a partir del mes de septiembre, la que se intensifica en octubre y noviembre. Esto llama la atención porque la pendiente entre septiembre y octubre es positiva los otros años, lo que podría estar reflejando los primeros efectos del cambio en la ley del postnatal. Por último, cabe mencionar que se observa bastante estacionalidad en el uso de licencias, siendo enero, febrero y marzo meses de bajo uso y en los meses de invierno se observa un uso mayor.



Fuente: Elaboración propia datos Superintendencia de Seguridad Social

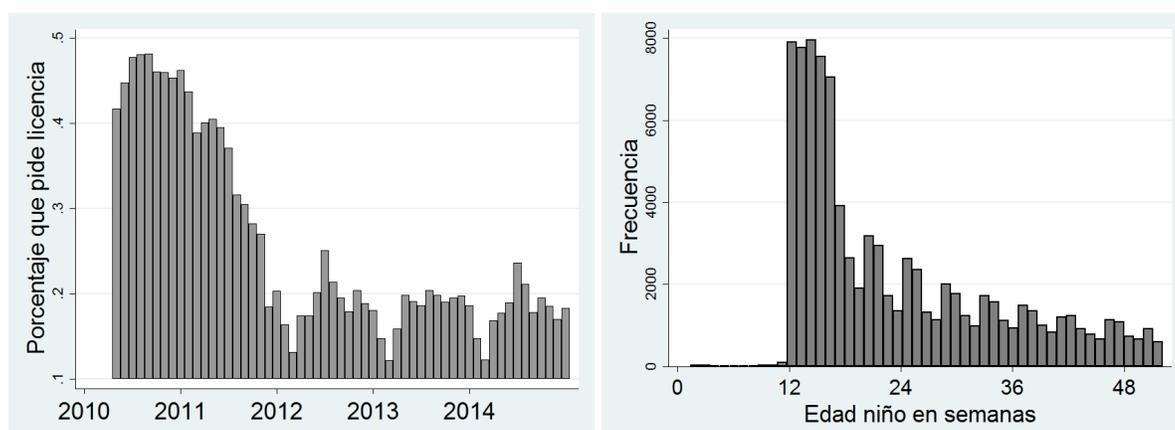
Figura 2: Número de licencias iniciadas por año

b) Datos isapres Banmédica y Vida Tres

Para poder hacer comparable la petición de licencias antes y después de las reformas, se calculó el número de licencias solicitadas al mes, como porcentaje del número total de madres que podrían

haber solicitado una licencia. Si se compara solo el número de licencias solicitadas, es lógico que después del postnatal parental el número haya disminuido, ya que como las madres están más meses en postnatal, son menos los meses en que pueden pedir licencias. De esta manera, se intentará aislar la caída provocada por la disminución de los meses en que las madres pueden pedir licencias, de la caída provocada por otros efectos menos directos de las reformas. Además, se debe considerar que el número de nacimientos es variable según el mes y el año, lo que influye en la solicitud de licencias.

En la figura 3. a) se presenta el porcentaje mensual de madres que pide licencia, sobre el total de madres que podían pedir licencia. Para construir el total de madres que podrían pedir licencia cada mes, se usó la fecha de los partos de las cotizantes y se calculó el período en que cada una podía pedir una licencia, considerando que a partir de los nacimientos de mayo de 2011 ya no son 3 meses de postnatal, sino que hay un período en que la duración es variable hasta que se llega a los 6 meses.



(a) Porcentaje de madres que piden licencia por EGNM sobre el total de madres con acceso a pedir licencias. (b) Distribución de licencias antes de la extensión del postnatal.

Figura 3

Fuente: Elaboración propia datos isapres

Se puede ver que a partir del año 2012 hubo una caída considerable en el porcentaje de madres que pide licencia. Esto sería evidencia de que las reformas sí han sido efectivas en disminuir el uso de licencias, ya sea por una mejora en la salud de los niños, por la restricción en el uso de licencias por reflujo o por la satisfacción de la demanda de las madres por tiempo con sus hijos. Además, el gráfico muestra la estacionalidad de las licencias, siendo en general febrero un mes de baja petición de licencias y mayo uno de alta petición.

Para poder entender mejor el comportamiento de las madres en el uso de licencias, se estudiará también su distribución a lo largo de la edad del niño. La tabla 2 muestra para cada año la mediana de la edad de los niños en el momento en que la madre solicita la licencia. Como era de esperarse, la mediana subió después de la extensión del postnatal, ya que prácticamente se eliminaron las licencias para niños entre 3 y 6 meses.

La figura 3. b) muestra la distribución de las licencias por EGNM solicitadas a lo largo de las semanas de edad del niño antes de la extensión del postnatal, entre enero de 2009 y septiembre de 2011. Se puede ver una acumulación de la petición de licencias en las 12 semanas de edad de los niños, justo después del término del descanso postnatal y luego se ve una tendencia a disminuir a medida que el niño crece. Por argumentos de salud, no se justifica que los niños se enfermen más justo en el período siguiente al postnatal de las madres, después de que probablemente hayan recibido cuidado maternal y lactancia materna. Esto apoyaría la hipótesis de que una de las razones que podrían explicar el alto uso de las licencias en Chile es que las madres las usan para alargar el postnatal. (Delgado, Hirmas y Prieto, 2011).

Tabla 2: Mediana de la edad del niño en semanas al momento de pedir la licencia

Año	Mediana
2008	20.3
2009	20.8
2010	20.3
2011	20.3
2012	30.7
2013	30.8
2014	30.4
2015	30.0

Fuente: Elab. propia datos isapres

Para ver si hay un cambio en la distribución de las licencias que no sea explicado simplemente por la desaparición de las licencias de los niños entre 3 y 6 meses, se hará el experimento estadístico de eliminar las licencias de los niños de este tramo de edad, previo a la extensión del postnatal. Esto permitirá comparar la distribución de las licencias entre los 6 y 12 meses de edad de los niños antes y después de la extensión del postnatal.

Por razones de salud, con un descanso postnatal más largo, se esperaría que las licencias entre los 6 y 12 meses de edad disminuyeran o, en el peor de los casos, si es que la extensión del período de lactancia materna y cuidado maternal no tuviese ningún efecto sobre la salud de los niños, deberían permanecer igual. Un aumento en el número de licencias entre 6 y 12 meses o un cambio significativo en su distribución, después de la extensión del postnatal, sería evidencia de que no es solo la salud de los niños lo que está explicando la petición de licencias, sino otras razones.

En la figura 4, se compara la distribución de las licencias de los niños entre los 6 y 12 meses de edad, antes y después de la entrada en vigencia del postnatal parental. La figura 3. a) muestra la distribución antes del postnatal parental y la figura 3. b) muestra la distribución después del postnatal parental

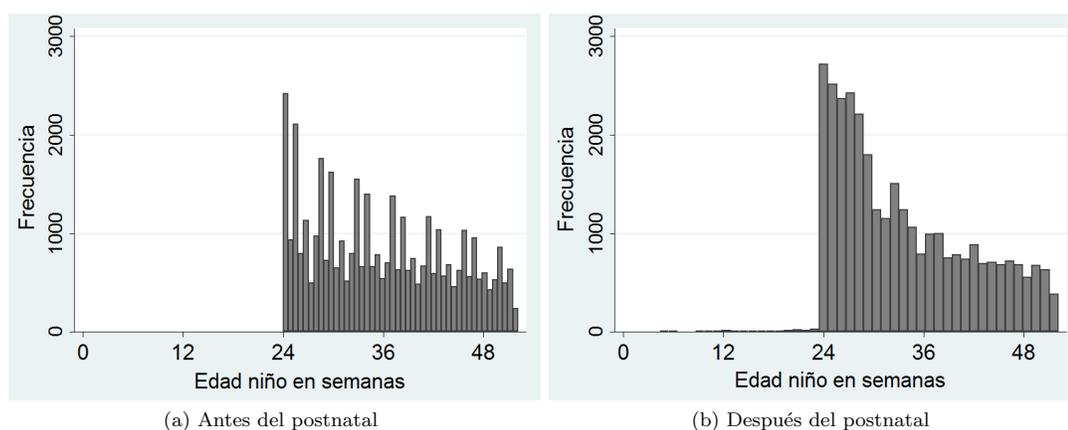


Figura 4: Distribución de licencias de los niños entre los 6 y 12 meses de edad

Fuente: Elaboración propia datos isapres

En la distribución de licencias posterior al postnatal parental, se sigue viendo una acumulación inmediatamente después del término del descanso postnatal y luego se ve cierta tendencia a disminuir a medida que el niño crece. Al compararlo con la distribución de las licencias previo al

postnatal parental, la distribución no parece ser la misma, no se observa una acumulación tan pronunciada en torno a las 24 semanas del niño. En los anexos se presentan los diagramas de caja que representan la distribución de las licencias antes y después del postnatal parental, permitiendo distinguir con mayor claridad el cambio en la distribución de las licencias.

Para testear formalmente si la distribución de licencias de niños entre 6 y 12 meses de edad cambió antes y después de la extensión del postnatal, se realizó un test de diferencia de medias. La media de la edad del niño previo al postnatal parental era de 8,71 semanas y después del postnatal parental de 8,36 semanas, siendo esta una diferencia estadísticamente significativa. Este permitió concluir que la diferencia de medias es significativamente distinta de cero y significativamente mayor a cero, es decir, que la media de edad del niño en las licencias entre 6 y 12 meses bajó después de la implementación del postnatal parental. También se realizó el test no paramétrico de Mann-Whitney, que permite comparar la distribución de dos muestras independientes. Los resultados permiten rechazar la hipótesis nula de que las dos distribuciones son iguales. En los anexos se presentan los resultados de los dos test.

5.2 Efectos sobre la probabilidad de que una madre pida una licencia

5.2.1 Estrategia de identificación

En esta sección se buscará estimar cómo las dos medidas tomadas para disminuir el uso de licencias inciden en la probabilidad de que una madre cotizante de las isapres Banmédica o Vida Tres solicite una licencia por EGNM.

Para estimar el cambio en la probabilidad de solicitar una licencia antes y después de las reformas se estimó la siguiente ecuación:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 C_{it} + \beta_2 P_{it} + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

donde Y_{it} es una dummy que toma el valor de 1 cuando la madre i pide una licencia en el período t y toma el valor de 0 si es que no la pide.

C_{it} es una dummy que toma el valor de 1 si es un período posterior a la implementación de la circular y P_{it} es una dummy que toma el valor de 1 si es después de la extensión del postnatal

λ_t son efectos fijos por el año en que se emitió la licencia

También se incluirán efectos fijos por el mes de la emisión de la licencia, controlando por algún tipo de estacionalidad en la demanda de licencias.

5.2.2 Supuestos necesarios

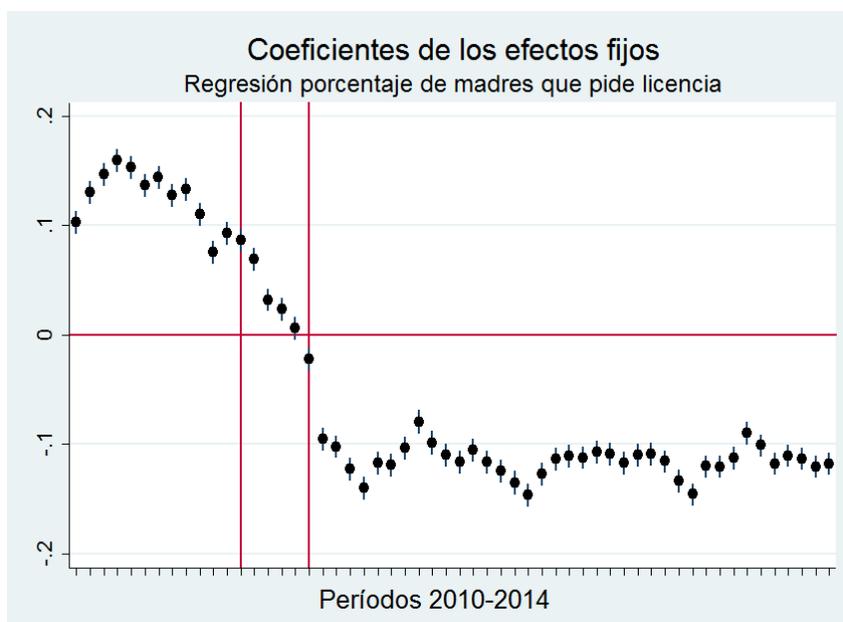
Para que la estimación identifique un efecto causal, es necesario que no haya ocurrido ningún otro cambio en el período en estudio que pueda estar afectando la probabilidad de que las madres pidan una licencia. Se necesita que los cambios hayan ocurrido en el momento de las reformas y no antes, para que la estimación no esté capturando una tendencia previa.

5.2.3 Plausibilidad de los supuestos

No es fácil demostrar que los cambios ocurrieron en el momento de las reformas y no capturaron ninguna tendencia anterior. Para intentar testearlo, se hizo la regresión del porcentaje de madres que pidió al menos una licencia cada período y se puso efectos fijos para cada período a excepción del período justo anterior a la implementación de la circular 2727. De esta manera, el coeficiente del efecto fijo de cada período muestra la diferencia entre el porcentaje de madres que pidió licencias

ese período y el período justo anterior a la reforma.

A continuación, se presenta el gráfico que muestra los coeficientes de los efectos fijos de la regresión recién explicada. Las líneas verticales muestran los períodos inmediatamente anteriores a la aplicación de las reformas. En el eje y se observa el valor de los coeficientes, donde el 0 representa el período justo anterior a la implementación de la circular, período en el cual el porcentaje de madres que pidió al menos una licencia fue de 0,2063.



Fuente: Elaboración propia datos isapres

Figura 5: Coeficientes de los efectos fijos de la regresión del porcentaje de madres que pide una licencia cada período

Para interpretar el gráfico, surge la dificultad de que, dado que se cuenta con pocos datos sobre la emisión de licencias previo al cambio de la reforma y que la petición de licencias tiene un efecto estacional fuerte, no se puede distinguir con certeza si la caída que se ve previa al cambio en la licencia 2727 se debe solo a la estacionalidad de las licencias o a otra razón.

Se observa que antes de la aplicación de la circular hubo cierta caída en el porcentaje de madres que pedía licencias, pero esto se puede justificar porque las caídas corresponden a los meses de enero y febrero, meses para los cuales todos los años cae la petición de licencias, para luego comenzar a subir en marzo, abril y mayo, cuando, después de la aplicación de la circular, el porcentaje bajó.

El gráfico permite ver un primer cambio en la tendencia al aplicar la circular 2727 y luego una disminución importante en el porcentaje de uso después de la extensión del postnatal.

La otra posible amenaza a la credibilidad de las estimaciones es que hayan ocurrido más cambios en el período, además de las dos reformas. Para intentar chequearlo, se compararon las características de las personas de las isapres antes y después de las reformas, ya que si la composición hubiese cambiado significativamente, eso podría hacer que los cambios encontrados en la petición de licencias se debieran a razones distintas a las reformas. Para testear esto, se hizo un

balancing test, en que se estimó el efecto de las reformas sobre tres características de las madres: la permanencia en la isapre, la renta imponible y el número de cargas.

En los anexos se presentan los resultados de las estimaciones, los que permiten concluir que, con respecto a la permanencia de tiempo de la madre en la isapre al momento de pedir la licencia, esta no cambia en ninguna de las dos isapres antes y después de las reformas. Esto podría indicar que no hubo un cambio en la frecuencia de movimientos entre isapres o movimientos de FONASA a isapre y viceversa, motivados por las reformas. El número de cargas que tienen las madres al momento de pedir la licencia, tampoco se ve afectado por las reformas.

Con respecto a la renta imponible, esta no cambia en la Isapre Vida Tres, pero sí hay un cambio en la Isapre Banmédica después de la implementación de las reformas. La renta imponible aumenta para las madres cotizantes de la Isapre Banmédica, un hecho que hace dudar sobre un posible cambio en la composición de las madres de la isapre que podría estar afectando las estimaciones. Habría que extender esta investigación y comprobar si efectivamente los supuestos son satisfechos.

5.2.4 Estimaciones del efecto sobre la probabilidad de pedir una licencia

Para poder estimar los cambios en la probabilidad de que una madre pida una licencia, se creó una base de datos que contiene para cada mujer cotizante, que fue madre en el período en estudio, los meses en que ella podía pedir licencia por EGNM. En cada mes se observa un 1 si es que efectivamente pidió una licencia ese mes y un 0 si es que no lo hizo.

Se estudiarán las licencias solicitadas entre enero del año 2009 y diciembre del año 2014, y el análisis se hará sobre las licencias solicitadas, las que no son necesariamente iguales a las licencias efectivamente otorgadas, porque lo que se quiere estudiar es el efecto que tuvieron las reformas sobre el comportamiento de las madres y de los médicos que otorgan las licencias.

5.2.5 Resultados del efecto sobre la probabilidad de pedir una licencia

La diferencia entre las fechas de la entrada en vigencia de la circular 2727 y el postnatal parental, permiten identificar un período en que solo la circular estaba presente. En el caso de la circular, los primeros efectos debiesen verse a principios de abril, después de que fue emitida el 29 de marzo de 2011 y debió difundirse a todas las isapres y COMPIN. En el caso del postnatal parental, los primeros efectos sobre la petición de licencias debiesen verse inmediatamente después de su entrada en vigencia el 17 de octubre de 2011, porque, dada la retroactividad de la reforma, las mujeres cuyos hijos tenían menos de 6 meses de edad a la fecha de su implementación, tuvieron tiempo extra de postnatal, tiempo en el cual si no se hubiese hecho la reforma, podrían haber pedido licencias por EGNM.

De esta manera, si se conservan solo las licencias solicitadas antes del 17 de octubre de 2011, se tiene una caída en las licencias que es explicada exclusivamente por la circular. En la tabla a continuación, se muestran los resultados de la estimación del efecto de la circular 2727 sobre la probabilidad que una madre pida una licencia antes de la extensión del postnatal. En este caso se usan efectos fijos por mes de emisión de la licencia controlando por la estacionalidad en la petición de licencias, pero no se usan efectos fijos por año, ya que, como se están considerando solo 3 años y para el año 2011 la reforma está casi siempre activa, si se pusieran efectos fijos por año, estos podrían llevarse gran parte del efecto de la reforma. Se encuentra que la probabilidad de que la madre pida una licencia disminuye en un 19.8%.

Tabla 3: Efectos de la circular 2727 sobre la probabilidad de que una madre pida una licencia previo al postnatal parental

Variables	(1) madre pide licencia
Circular	-0.198*** (0.00551)
Constante	0.244*** (0.00416)
Observaciones	141,437
R ²	0.025
F(12, 141422)	234.69
Prob > F	0.0000
Errores estándar entre paréntesis	
*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1	

Para el análisis de los efectos del postnatal parental sobre la petición de licencias, como ya se mencionó, se hace necesario distinguir entre el efecto que este produce en las licencias de niños entre 3 y 6 meses, las que prácticamente elimina, y una posible disminución en las licencias entre 6 y 12 meses, la que dejaría en evidencia una mejora en la salud o que parte de la petición de licencias, previas a la reforma, se debían a la necesidad de tiempo con los hijos.

En la tabla a continuación, se muestran los resultados de la estimación del efecto de ambas medidas: la circular 2727 y el postnatal parental, sobre la probabilidad de que una madre pida una licencia entre enero del 2009 y diciembre del 2014. La primera columna muestra el efecto sobre las licencias para cualquier edad del niño y la segunda, el efecto sobre el período entre los 6 y los 12 meses de edad del niño.

Tabla 4: Efecto de la circular 2727 y el postnatal parental sobre la probabilidad de que una madre pida una licencia

Variables	(1) pide licencia	(2) pide licencia
Circular	-0.156*** (0.00446)	-0.126*** (0.00550)
Postnatal	-0.127*** (0.00610)	-0.0407*** (0.00687)
Constante	0.318*** (0.00394)	0.263*** (0.00503)
Observaciones	263,644	189,497
R ²	0.047	0.023
F(13, 189478)	260.10	134.83
Prob > F	0.0000	0.0000
Errores estándar entre paréntesis		
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

Como era de esperarse, el efecto de la implementación del postnatal parental es mayor al incluir todas las edades del niño, sin embargo, al incluir solo las licencias entre los 6 y los 12 meses de edad, todavía se ve un efecto negativo del postnatal parental, afirmando las hipótesis expuestas anteriormente.

Con respecto a los efectos de la circular 2727, si esta se aplicó de la manera adecuada en las COMPIN e isapres y se asume que todas las personas cuyos hijos están enfermos tienen acceso a conseguir las pruebas que se exigen para demostrarlo, entonces su efecto debiese ser eliminar todas las licencias falsas por diagnóstico de reflujo. De esta manera, las licencias por reflujo posteriores a la circular debiesen ser el verdadero número de niños con reflujo gastroesofágico.

En la tabla a continuación, se presenta el porcentaje de gente que pide licencias por diagnóstico de reflujo cada año. Se puede ver que el efecto en la disminución de licencias por esta enfermedad, aunque empieza el año 2011 con la emisión de la circular, se acentúa el año 2012, cuando las mujeres que tuvieron el postnatal más largo, terminaron su postnatal.

Tabla 5: Porcentaje de las licencias por diagnóstico de reflujo en Isapre Banmédica y Vida Tres

Año	Porcentaje
2008	58.37%
2009	58.14%
2010	59.41%
2011	42.56%
2012	8.47%
2013	5.58%
2014	5.57%
2015	5.88%

Fuente: Elab.propia datos isapres

El hecho de que la disminución de licencias por reflujo se intensifique después del postnatal parental, podría explicarse con las dos hipótesis planteadas sobre los efectos del postnatal parental sobre las licencias por EGNM. Si el postnatal más largo satisface parte de la demanda que llevaba a las madres a pedir licencias en ausencia de enfermedad, este debiese disminuir las licencias por reflujo, al ser este diagnóstico uno de difícil verificación. No obstante, la caída podría explicarse también por la hipótesis de que el mayor período de postnatal podría disminuir la incidencia de reflujo en los niños por una mayor duración de la lactancia materna y del cuidado maternal.

Para entender mejor el efecto de la circular y el postnatal sobre la petición de licencias por reflujo y tratar de distinguir si sus efectos se deben solo a la mejora en la salud o también a la satisfacción de demanda por tiempo, se compararán los efectos de la circular sobre la petición de licencias por reflujo con los que genera sobre la petición de licencias por las enfermedades en las que se encuentra una mayor evidencia de efectos positivos de la lactancia materna: otitis y gastroenteritis. (Ball et al.,1999)

La tabla a continuación muestra los resultados de la circular y del postnatal parental sobre la probabilidad de que una madre pida una licencia por reflujo, otitis y gastroenteritis.

Se encuentra que la circular afecta negativamente a la probabilidad de emitir una licencia por reflujo; sin embargo, afecta positivamente a la probabilidad de emitir una licencia por gastroenteritis u otitis. Es decir, que a pesar de que son las enfermedades que más debiesen disminuir por la mejora en salud provocada por la extensión del postnatal, tienen un efecto positivo de la circular.

Esto podría ser evidencia de un efecto sustitución de licencias falsas creado por la circular; es decir, que al hacerse más difícil conseguir una licencia falsa por diagnóstico de reflujo, la gente pida licencias por otros diagnósticos, ya que no hay otras razones por las que podríamos creer que aumentó la incidencia de otitis o gastroenteritis en los niños menores de un año. En los anexos se presentan los gráficos mostrando la evolución de la petición de licencias de las tres enfermedades, donde se puede apreciar claramente que la petición de licencias por otitis y gastroenteritis aumentó

Tabla 6: **Probabilidad de pedir una licencia por diferentes enfermedades**

Variables	(1) reflujo	(2) otitis	(3) gastroenteritis
Circular	-0.115*** (0.00219)	0.000609* (0.000358)	0.00356*** (0.000721)
Postnatal	-0.0592*** (0.00211)	0.000706** (0.000344)	0.00143** (0.000694)
Constante	0.166*** (0.00211)	-0.000127 (0.000344)	0.00439*** (0.000694)
Observaciones	381,925	381,925	381,925

Errores estándar entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

a partir del año 2011 después de la aplicación de las reformas en estudio.

Resumiendo los resultados encontrados de los efectos de las reformas sobre la probabilidad de que una madre pida una licencia, se tiene que, previo a la extensión del postnatal, la circular 2727 genera una disminución de un 19.8% y, al mirar el período completo, la disminución es de un 15.6% en todas las edades del niño y de un 12.6% entre los 6 y los 12 meses de edad del niño.

Con respecto a la entrada en vigencia del postnatal de 6 meses, esto generó una disminución de un 12.7% en la probabilidad de petición de una licencia por EGNM en cualquier edad del niño y de un 4.1% al considerar solo los niños entre 6 y 12 meses de edad.

Al estudiar los efectos de una posible sustitución de licencias por diagnóstico de reflujo por licencias por otro tipo de enfermedad, se tiene que, aunque la circular 2727 disminuyó la probabilidad de petición de licencia por diagnóstico de reflujo, aumentó la probabilidad de petición de licencias por otitis y gastroenteritis, enfermedades que, según los estudios médicos debiesen haber tenido una disminución en su incidencia dada por la extensión del postnatal.

6 Efectos del postnatal parental en la salud

En esta sección se estimarán los efectos que tuvo el postnatal parental sobre la salud de los niños. Esto es relevante en el estudio de las licencias por EGNM, porque permite distinguir en qué medida son los problemas de riesgo moral los que están generando el alto uso de licencias y en qué medida es la salud de los niños. Si hay efectos importantes sobre la salud de los niños, esto implicaría que los efectos del riesgo moral estarían siendo sobreestimados, ya que las reformas no estarían cambiando solo los incentivos de las madres a pedir licencias, sino también la necesidad de usarlas. Esto tiene consecuencias importantes para la política pública, porque si el alto uso de licencias se debe a un problema de salud, no hay que crear más circulares sino preocuparse de mejorar la salud.

Al mirar los resultados hay que considerar que si, previo a la reforma, las madres estaban extendiendo su postnatal mediante el uso de licencias, cualquier efecto encontrado sería una cota inferior para el verdadero efecto de la extensión del postnatal en la salud de los niños.

6.1 Datos

Se usará la base de datos de la Encuesta Longitudinal de la Primera Infancia (ELPI) 2012, la que fue realizada por el Centro de Microdatos del Departamento de Economía de la Universidad de Chile. La primera ronda de la encuesta fue encargada por el Ministerio de Educación y se aplicó el año 2010, y la segunda ronda, por el Ministerio del Trabajo y Previsión Social y se aplicó el año 2012.

El objetivo de esta encuesta es recoger información sobre el desarrollo físico y socioemocional de los niños seleccionados, además de información sociodemográfica de todos los participantes del hogar, incluyendo la situación laboral de las madres previamente, durante y posteriormente al nacimiento de sus hijos.

La encuesta de 2010 cuenta con datos de alrededor de 15.000 niños nacidos entre el 1 de enero de 2006 y el 31 de agosto de 2009, y la encuesta del 2012 incluye, además de los niños de la encuesta del 2010, aproximadamente 3.000 niños nacidos entre el 1 de septiembre de 2009 y el 31 de diciembre de 2011.

En este trabajo se usará solo la segunda ronda de la encuesta, ya que los niños cuyas madres accedieron al postnatal parental, no fueron evaluados en la primera ronda. De esta manera, solo se explotará la variación de corte transversal y no el carácter longitudinal de la encuesta.

6.1.1 Estadísticas descriptivas

En esta sección se describirá a las madres encuestadas, los niños y los hogares.

Dentro de la base de datos hay información tanto de mujeres que accedieron al postnatal como de otras que no lo hicieron. Para identificar a las mujeres que tienen derecho a recibir el postnatal, la ley establece una lista de requisitos. Si son trabajadoras dependientes deben cumplir con tener seis meses de afiliación previsional y tres cotizaciones en los seis meses anteriores a la licencia. En el caso de las trabajadoras independientes deben cumplir con tener doce meses de afiliación previsional, seis cotizaciones en los doce meses, continuos o no, anteriores al inicio de la licencia y haber pagado la cotización del mes anterior a la licencia. (Superintendencia de Seguridad Social, 2015)

El 36.4% de las madres de la muestra estaba afiliada a un sistema previsional al momento del nacimiento del niño, el 15.4% estaba afiliada pero no estaba cotizando, el 47.5% no estaba afiliada y el 0.8% no sabe o no responde. De las madres que estaban afiliadas a un sistema previsional, el 78.1% lo estaba hace más de un año, el 14.3% hace menos de un año y el 7.6% no sabe o no responde.

Sabemos que las madres que no estaban afiliadas a un sistema previsional cuando nació el niño (47.8% de la muestra) no pueden recibir el subsidio por postnatal. De las madres que estaban afiliadas a un sistema previsional pero no estaban cotizando, podemos deducir que o bien no trabajan, caso en que no tienen derecho a postnatal, o trabajan de manera independiente, ya que de otra forma estarían obligadas a cotizar. Por lo tanto, para definir si pueden acceder al subsidio del postnatal hay que analizar si es que tenían más de un año de afiliación a un sistema previsional y al menos seis cotizaciones en los doce meses anteriores al inicio de la licencia.

De las madres que estaban afiliadas a un sistema previsional pero no estaban cotizando, el 18.7% llevaba menos de un año afiliada al sistema previsional, por lo que no podía acceder al beneficio. El 63.6% llevaba más de un año afiliada y el 18.2% no lo sabe. Las madres que estaban afiliadas al sistema previsional hace más de un año, pero no estaban cotizando, necesitan además tener seis cotizaciones en los doce meses previos al nacimiento del hijo, requisito que cumple el 13.7% de este grupo.

Según lo estimado, el 27.6% de la muestra tiene derecho a recibir el subsidio por postnatal y el 72.4% de la muestra no.

Como se explicó anteriormente, pueden optar al postnatal parental en alguna medida, las madres de los niños nacidos después del 2 de mayo de 2011. En la muestra hay 1.158 niños nacidos después del 2 de mayo de 2011, de cuyas madres 373 podían acceder al postnatal parental y 781 no.

La tabla a continuación muestra las características de los niños, madres y hogares de la muestra. Las variables descritas son, en el orden en que aparecen en la tabla, el peso al nacer del niño en gramos, el número de semanas del niño al momento de su nacimiento, el máximo grado académico alcanzado por las madres, la edad de las madres al momento de la entrevista, dummies si la madre está casada y si está estudiando al momento de la entrevista, el número de integrantes en el hogar, una dummy si el padre está presente y el ingreso promedio mensual del hogar.

Tabla 7: **Características de los niños y las madres de la muestra**

variable	media	sd	min	max	N
Niños					
peso al nacer	3,370.93	480.85	2,000	4,962	14,610
semanas	38.49	2.01	22	43	15,106
Madres					
media incompleta	0.76	0.43	0	1	57,357
media completa	0.20	0.40	0	1	57,357
técnica superior	0.03	0.16	0	1	57,357
profesional	0.04	0.19	0	1	57,357
edad	30.68	7.14	14	56	59,600
casada	0.37	0.48	0	1	60,605
estudiante	0.08	0.27	0	1	59,600
Hogar					
integrantes	4.80	1.64	2	23	59,600
padre presente	0.67	0.47	0	1	59,600
ingreso	520,765	538,485	7,000	7,500,000	48,077

Fuente: Elaboración propia a partir de ELPI 2012

En las siguientes secciones se estimarán los efectos de la reforma al postnatal sobre la salud de corto plazo de los niños. En primer lugar se estimará el efecto del postnatal parental sobre las madres que accedieron a él y en segundo lugar se estimará el efecto de la duración del postnatal sobre la salud de los niños de las madres con acceso a un descanso postnatal.

6.2 Diferencias-en-diferencias

6.2.1 Estrategia de identificación

En esta sección se buscará estimar el efecto causal de la extensión del postnatal sobre la salud de los niños, usando el método de diferencias-en-diferencias. Para esto se identifican dos grupos en la muestra, el grupo tratamiento son las madres que pueden acceder al postnatal parental y el grupo control son las que no pueden acceder a él, ya sea porque no trabajan o porque no cumplen con los requisitos necesarios, los que fueron expuestos anteriormente.

El método consiste en estimar, para cada grupo, la diferencia en la salud antes y después del postnatal parental, y luego estimar la diferencia entre los dos grupos. La diferencia del grupo control antes y después del tratamiento será el contrafactual, es decir, cómo hubiese cambiado la salud de los niños de las madres que tuvieron un postnatal más largo, si es que no se hubiese extendido el postnatal. Esto permite limpiar del efecto tratamiento cualquier otro cambio que pueda haber ocurrido en el período en estudio y que podría estar afectando las estimaciones.

La ecuación que se estimará es la siguiente:

$$Y_{it} = \beta D_{post} + \delta D_{treat} + \gamma D_{post} * D_{treat} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

donde Y_{it} es el indicador de salud del niño, D_{post} es una dummy que toma el valor de 1 si es un período posterior al postnatal parental y D_{treat} es una dummy que toma el valor de 1 si la madre tiene acceso al postnatal parental. γ es el efecto del tratamiento, el efecto del postnatal parental sobre las madres con acceso al beneficio. β muestra el efecto del paso del tiempo sobre la salud en los dos grupos y δ la diferencia en el valor de la variable, previa al postnatal parental, entre el grupo tratamiento y el grupo control.

Luego, el estimador se construye restando las siguientes diferencias:

$$\begin{aligned} \Delta_1 &= E(Y|D_{post} = 1, D_{treat} = 1) - E(Y|D_{post} = 0, D_{treat} = 1) \\ \Delta_0 &= E(Y|D_{post} = 1, D_{treat} = 0) - E(Y|D_{post} = 0, D_{treat} = 0) \end{aligned} \quad (3)$$

Así, γ identificará el efecto buscado:

$$\gamma = \Delta_1 - \Delta_0 \quad (4)$$

6.2.2 Supuestos necesarios

Para que la estimación identifique el efecto del tratamiento, el supuesto de identificación es que, en promedio, los no observables de tratados y controles cambien de la misma manera, es decir:

$$\begin{aligned} E(\epsilon_{it}|D_{post} = 1, D_{treat} = 1) - E(\epsilon_{it}|D_{post} = 0, D_{treat} = 1) = \\ E(\epsilon_{it}|D_{post} = 1, D_{treat} = 0) - E(\epsilon_{it}|D_{post} = 0, D_{treat} = 0) \end{aligned} \quad (5)$$

También es necesario asumir que el shock fue exógeno, es decir, que la fecha de implementación de la reforma no fue elegida por razones que se relacionan con los resultados de salud que se quieren medir; de lo contrario, los resultados estarían sesgados.

6.2.3 Plausibilidad de los supuestos

El supuesto de que las características no observables que determinan la salud de los niños hayan cambiado en promedio de la misma manera para los hijos de madres que pueden acceder al postnatal y para los hijos de las madres que no pueden acceder a él, no es directamente testeable, pero

se pueden hacer algunos chequeos de robustez que hacen más confiables las estimaciones. Uno de ellos, es graficar las tendencias de la variable dependiente del grupo tratamiento y grupo control, esperando que si las tendencias eran paralelas antes del tratamiento, se podría pensar que hubiesen seguido siendo paralelas en ausencia del tratamiento. En los anexos se presenta el gráfico de las tendencias de las enfermedades, donde se puede observar una tendencia relativamente paralela entre los niños del grupo tratamiento y del grupo control antes de la extensión del postnatal, y, en el caso del resfío y la bronquitis, una diferenciación de las tendencias de los dos grupos posterior a la reforma.

La independencia de la fecha de entrada en vigencia de la reforma y la salud de los niños, parece un supuesto razonable, porque la fecha dependió fundamentalmente de razones políticas y era difícil anticipar cuánto duraría el proceso legislativo, haciendo poco probable que la fecha de implementación esté correlacionada con la salud de los niños.

Una de las promesas de la campaña presidencial de Sebastián Piñera a principios del año 2010 fue la creación del postnatal parental con una duración de 6 meses, proyecto de ley que presentó al Senado casi un año después del comienzo de su mandato presidencial, el día 28 de febrero del año 2011. El proyecto de ley ingresó al Senado el 15 de marzo de 2011 y fue aprobado el 19 de mayo de 2011. Sin embargo, el 20 de junio de 2011 el Presidente de la República envió un requerimiento de inconstitucionalidad al Tribunal Constitucional, por una modificación que hizo el Senado en materia de gasto, un tema reservado a la iniciativa exclusiva del Presidente de la República. Esto hizo que el proyecto se aplazara a la espera de la resolución del Tribunal Constitucional, realizada el 2 de agosto de 2011. Finalmente, el proyecto de ley fue aprobado por la Cámara de Diputados el día 14 de septiembre de 2011 y se promulgó el 6 de octubre de 2011.

Dado que la extensión del proceso legislativo no podía haber sido anticipada, es difícil que la fecha de implementación de la ley guarde alguna relación con la salud de los niños.

6.2.4 Estimaciones diferencias-en-diferencias

La ELPI recoge y clasifica la información según tramos de edad de los niños, es decir, a cada madre se le pregunta por la salud de su hijo en los tramos 0-3 meses, 3-6 meses, 6-12 meses, 12-18 meses y así en adelante, hasta la máxima edad del niño alcanzada al momento de la encuesta. Dado que lo que se quiere estimar son los efectos del postnatal sobre la salud de los niños pensando en sus efectos sobre la petición de licencias por EGNM, los tramos de edad que se estudiarán serán el tramo entre los 6 y 12 meses de edad y entre los 0 y 18 meses de edad. El período entre los 6 y 12 meses de edad es el relevante para comprender los efectos que tuvo la extensión del postnatal sobre las licencias por EGNM, pero el segundo período se incluyó también porque al ser un período más largo, aumentan las observaciones y las estimaciones son mejores.

Al usar la segunda ronda de la encuesta, para los niños mayores no se cuenta con los datos sobre sus primeros períodos de vida. Por esto, para que las estimaciones no estén sesgadas, fue necesario eliminar las observaciones de los niños que nacieron entre enero del año 2006 y octubre del año 2007, conservando los niños nacidos entre octubre del año 2007 y diciembre del año 2011.

Las variables dependientes a estudiar como medida de la salud de los niños son la incidencia de resfío o gripe, bronquitis y caídas como la enfermedad o lesión más grave del niño en cada período sobre el cual se focaliza la entrevista. Se eligieron estas medidas porque, aunque la base de datos contiene también información de las visitas de los niños a los consultorios y hospitales por diferentes razones, se quiere aislar toda visita al médico que pueda haberse debido a la petición de licencias, ya que no es posible distinguir si es que el niño tenía o no la enfermedad.

Entre los 6 y los 12 meses de edad el 27.5% de las madres respondió que su hijo no había tenido ninguna enfermedad importante; el 46.7% respondió que la enfermedad más importante de su hijo en ese período había sido el resfío o gripe; el 12.8% respondió que había sido la bronquitis; el 1.9% respondió que habían sido las caídas y el 11.1% respondió que había sido otra enfermedad.

En el caso del resfrío o gripe y bronquitis, el canal por el cual se esperaría que un descanso postnatal más largo disminuyera su incidencia, es tanto la lactancia materna como la disminución del tiempo de cuidado no maternal. En el caso de las caídas, el único efecto del postnatal parental podría ser una disminución de las caídas de los niños entre 3 y 6 meses que antes eran cuidados por otras personas y ahora son cuidados por sus madres. Esto va a ser relevante en los niños para los cuales si su madre hubiese estado trabajando entre sus 3 y 6 meses de edad, hubiesen recibido menos atención que si su madre se hubiese quedado en la casa. Esto podría pasar, por ejemplo, en salas de cuna con muchos niños y pocos educadores, donde la atención para cada niño es menor. No debiese haber un efecto si es que los niños eran cuidados por personas que les brindaban tanta atención como sus madres.

Con respecto a las variables de control que se usarán para las estimaciones, estas serán el peso del niño al nacer, las semanas de embarazo que tenía la madre biológica cuando nació el niño, el nivel de escolaridad de la madre, la edad de la madre, dummies si la madre está casada, si es estudiante y si el padre está presente y el número de integrantes en el hogar. Para la escolaridad de la madre se clasificó en cuatro categorías: educación media incompleta o menos, educación media completa, educación técnica superior y educación profesional.

6.2.5 Algunos problemas en la estimación

Un primer desafío que surgió al momento de hacer la estimación fue poder identificar exactamente qué madres accedieron al postnatal parental y cuáles no. Sabemos que las madres cuyos hijos nacieron después del 2 de mayo de 2011 se vieron afectadas en alguna medida por el postnatal parental, variando entre tener un día extra para las mujeres cuyos hijos nacieron el 2 de mayo de 2011 hasta 3 meses extra para las mujeres cuyos hijos nacieron el 17 de octubre de 2011 o después.

Lamentablemente, la base de datos no permite ver la fecha de nacimiento del niño, solo se puede ver en qué tramo de edad en meses se encontraba el niño al momento de la encuesta, pero no se conoce la fecha exacta de esta. Sin embargo, sabemos que las encuestas se realizaron durante el segundo semestre del año 2012, lo que permite establecer un rango de fechas en que nació cada niño según su edad al momento de la encuesta. De esta manera, se tiene que los niños que tenían 18 meses o menos al momento de la encuesta pueden haber recibido el tratamiento.

El problema surge porque hay un grupo de niños para el cual no se puede saber con certeza si es que recibieron o no el tratamiento, es el grupo de niños que tenía entre 12 y 18 meses al momento de la encuesta. Este grupo puede estar conformado tanto por hijos de madres del grupo tratamiento como por hijos de madres del grupo control, por lo que si se incluye en cualquiera de los dos grupos, tratamiento o control, podría estar bajando la magnitud de los efectos estimados.

Para solucionar este problema, se harán las estimaciones con dos alternativas distintas:

(i) Primero se hará la estimación incluyendo a los niños que tenían entre 12 y 18 meses al momento de la encuesta, dentro del grupo de control. Esto permite encontrar una cota inferior para el efecto estimado, ya que en el caso de que dentro del grupo de control hubiese algunos individuos cuyas madres alcanzaron a tener en parte una extensión del postnatal, esto haría disminuir el efecto encontrado.

(ii) Se hará una segunda estimación donde se eliminará de la muestra a los niños que tenían entre 12 y 18 meses al momento de la encuesta, lo que debiese limpiar el grupo control de aquellos individuos que fueron tratados. Se esperaría que los coeficientes encontrados fuesen mayores en la segunda alternativa, al eliminar los posibles tratados del grupo control, sin embargo, esto disminuye el número de observaciones, lo que podría hacer que aumente la desviación estándar.

Otro aspecto a que tener en consideración es que, dada la retroactividad de la reforma, el

tratamiento fue recibido en distintas intensidades dependiendo de la fecha de nacimiento del niño y, como no se conocen las fechas de nacimiento con exactitud, no se puede saber con certeza la intensidad del tratamiento que recibió cada madre. Por lo tanto, dentro del grupo tratamiento va a haber niños cuyas madres tuvieron un postnatal de 6 meses, pero también otros cuyas madres tuvieron un postnatal de duración intermedia, entre 3 y 6 meses, lo que probablemente haga disminuir el efecto promedio encontrado, haciendo que nuevamente, el efecto encontrado sea una cota inferior para el verdadero efecto del postnatal parental sobre la salud de los niños.

Por último, hay que tener en cuenta que la muestra contiene muchas más observaciones previas a la reforma que posteriores, por lo que hay menos precisión para detectar un cambio de tendencia. Esto sucede porque al haber menos observaciones, aumenta la desviación estándar y crecen los intervalos de confianza, lo que genera un sesgo a no encontrar resultados.

6.2.6 Resultados diferencias-en-diferencias

En primer lugar, se estimó el efecto del postnatal parental sobre las razones por las cuales las madres terminan la lactancia materna, lo que es relevante porque el principal canal por el que se cree que un postnatal más largo podría mejorar la salud de los niños es la lactancia materna.

En la tabla 8 se observan los resultados de la estimación. La variable dependiente es una dummy que toma el valor de 1 cuando la razón de término de la lactancia materna es una razón laboral. El coeficiente de interés es el que acompaña a la interacción entre el grupo tratamiento y la dummy post-tratamiento (postnatal*derecho), el que es negativo y significativo, mostrando que después de la extensión del postnatal disminuye en un 7.2% la probabilidad de que las mujeres con acceso al postnatal terminen la lactancia materna por razones laborales.

Tabla 8: Razones laborales como razón para el término de la lactancia materna, dif-en-dif

VARIABLES	razón laboral
Sexo (hombre)	-0.0220*** (0.00580)
Peso al nacer	3.55e-05*** (7.04e-06)
Semanas embarazo	-0.00128 (0.00214)
2.Educación madre	0.0183*** (0.00695)
3.Educación madre	-0.0164 (0.0156)
4.Educación madre	0.0489*** (0.0186)
Edad madre	-0.00125*** (0.000480)
Casada	0.00850 (0.00777)
Estudiante	0.0671*** (0.0105)
Integrantes	0.00189 (0.00142)
Padre presente	-0.0175*** (0.00668)
Derecho	0.130*** (0.00719)
Postnatal	-0.0226*** (0.00845)
Postnatal*derecho	-0.0716*** (0.0184)
Constante	0.0349 (0.0800)
Observaciones	13,691
Errores estándar robustos entre paréntesis	
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1	

En la tabla 9 se muestran los resultados de la estimación del efecto del postnatal parental sobre la probabilidad de que el resfrío o gripe, la bronquitis y las caídas sean las enfermedades más graves que haya tenido el niño entre los 6 y los 12 meses de edad. En la primera columna se ven los resultados usando la alternativa (i) explicada previamente y en la segunda columna se ven los resultados usando la alternativa (ii).

Notar que en este tramo de edad las caídas se muestran como un placebo, ya que entre los 6 y los 12 meses de edad del niño, el cuidado maternal no debiese haber cambiado antes y después del postnatal parental, porque en cualquiera de los dos casos, la madre ya debiese haber regresado al trabajo.

Como era esperado, el valor absoluto de los coeficientes encontrados es mayor en la alternativa (ii), al eliminar de la muestra al grupo sobre el cual no se tiene certeza de si son tratados o controles. Sin embargo, al comparar los intervalos de confianza de los coeficientes del efecto tratamiento, estos se traslapan en las tres enfermedades, por lo que los efectos encontrados no son significativamente diferentes con las dos alternativas de estimación.

Se puede notar que en el caso de la bronquitis, el efecto tratamiento no tiene el signo esperado, sin embargo, los coeficientes no son significativos y los intervalos de confianza incluyen al cero.

Las estimaciones muestran que, después de la extensión del postnatal, disminuye un 11.8% o un 12.2% la probabilidad de que el resfrío o gripe sea la enfermedad más grave del niño entre los 6 y los 12 meses de edad, dependiendo de la alternativa usada. Para las medidas de bronquitis y caídas no se encontraron efectos significativos en este tramo.

Tabla 9: **Salud de los niños entre los 6 y 12 meses, dif-en-dif**

VARIABLES	(i) resfrío/gripe	(ii) resfrío/gripe	(i) bronquitis	(ii) bronquitis	(i) caídas	(ii) caídas
Sexo (hombre)	-0.0102 (0.0203)	0.00541 (0.0229)	0.0411** (0.0161)	0.0361** (0.0182)	-0.00127 (0.0102)	-0.00215 (0.0119)
Peso al nacer	2.09e-05 (2.33e-05)	2.05e-05 (2.60e-05)	3.74e-07 (1.72e-05)	-4.25e-07 (1.92e-05)	-1.36e-05 (1.18e-05)	-6.38e-06 (1.35e-05)
Semanas embarazo	-0.000368 (0.00655)	-0.000348 (0.00731)	-0.00397 (0.00515)	-0.00321 (0.00573)	0.00204 (0.00273)	0.00157 (0.00295)
2.Educación madre	-0.0134 (0.0246)	-0.0278 (0.0273)	0.00623 (0.0190)	0.000295 (0.0216)	-0.000947 (0.0113)	0.00212 (0.0130)
3.Educación madre	-0.114** (0.0576)	-0.0948 (0.0660)	0.0795 (0.0523)	0.0967 (0.0612)	0.0139 (0.0311)	0.0355 (0.0393)
4.Educación madre	-0.0345 (0.0489)	-0.0123 (0.0575)	0.0134 (0.0365)	-0.0369 (0.0381)	-0.00338 (0.0205)	0.0147 (0.0266)
Edad madre	0.000458 (0.00169)	-0.000720 (0.00189)	-0.00103 (0.00131)	-0.00112 (0.00147)	-0.000700 (0.000848)	-0.000648 (0.000956)
Casada	-0.0235 (0.0256)	-0.0146 (0.0288)	-0.00925 (0.0200)	-0.0249 (0.0224)	-0.0208 (0.0131)	-0.0218 (0.0155)
Estudiante	0.00237 (0.0359)	-0.00529 (0.0394)	0.00187 (0.0285)	0.00930 (0.0332)	-0.00466 (0.0162)	-0.00424 (0.0187)
Integrantes	0.00610 (0.00583)	0.00758 (0.00681)	0.00244 (0.00467)	-0.000303 (0.00549)	0.00275 (0.00319)	0.000584 (0.00307)
Padre presente	-0.00798 (0.0244)	-0.0197 (0.0273)	0.00140 (0.0196)	0.00495 (0.0224)	0.0151 (0.0119)	0.0162 (0.0137)
Derecho	-0.0196 (0.0242)	-0.00719 (0.0281)	0.0104 (0.0191)	0.00115 (0.0222)	0.00399 (0.0115)	0.00328 (0.0140)
Postnatal	0.0184 (0.0339)	0.0271 (0.0346)	-0.00577 (0.0270)	-0.0108 (0.0277)	-0.0171 (0.0140)	-0.0183 (0.0145)
Postnatal*derecho	-0.118** (0.0575)	-0.122** (0.0590)	0.0220 (0.0480)	0.0340 (0.0491)	-0.0276 (0.0215)	-0.0289 (0.0233)
Constante	0.431* (0.247)	0.445 (0.277)	0.345* (0.196)	0.345 (0.221)	0.0307 (0.0982)	0.0336 (0.109)
Observaciones	2,790	2,179	2,790	2,179	2,790	2,179

Errores estándar robustos entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

En la tabla 10 se observan los resultados de la estimación del efecto del postnatal parental sobre la probabilidad de que el resfrío o gripe, la bronquitis y las caídas hayan sido las enfermedades o lesiones más importantes que haya tenido el niño entre los 0 y los 18 meses de edad. Para cada variable, la primera columna muestra la alternativa (i) y la segunda columna muestra la alternativa (ii).

Los coeficientes que muestran el efecto del tratamiento son los que acompañan a la interacción

entre el grupo tratamiento y la dummy post-tratamiento, los que tienen el signo esperado, pero no son significativos en todos los casos.

En este tramo de edad, el valor absoluto de los coeficientes encontrados es mayor con la segunda alternativa para el resfrío y las caídas, pero no para la bronquitis. Sin embargo, al igual que entre los 6 y los 12 meses, los intervalos de confianza se traslapan en las tres enfermedades, por lo que los efectos encontrados no son significativamente diferentes con las dos alternativas de estimación.

Los resultados muestran que después de la extensión del postnatal disminuye en un 9.1% o un 10.7% la probabilidad de que el resfrío o gripe haya sido la enfermedad o lesión más grave del niño entre los 0 y 18 meses de edad, dependiendo de la alternativa de la muestra usada. La probabilidad de que la bronquitis haya sido la enfermedad o lesión más grave del niño entre los 0 y 18 meses de edad disminuye en un 5.2% según la alternativa (i) y en un 4.2% según la alternativa (ii), aunque esta no es significativa. Las disminuciones en la probabilidad de que la caída sea la enfermedad o lesión más grave del niño no son significativas en este tramo tampoco.

Tabla 10: **Salud de los niños entre los 0 y 18 meses, dif-en-dif**

Variables	(i) resfrío/gripe	(ii) resfrío/gripe	(i) bronquitis	(ii) bronquitis	(i) caídas	(ii) caídas
Sexo (hombre)	-0.0106 (0.00957)	-0.00822 (0.0108)	0.0154 (0.00998)	-0.00403 (0.0114)	-0.00178 (0.00522)	-0.00288 (0.00611)
Peso al nacer	2.74e-06 (1.06e-05)	-6.50e-07 (1.19e-05)	-4.11e-07 (1.10e-05)	-1.05e-05 (1.25e-05)	-1.38e-05** (6.05e-06)	-6.27e-06 (6.96e-06)
Semanas embarazo	-0.000586 (0.00307)	0.000146 (0.00348)	-0.00222 (0.00323)	0.00240 (0.00367)	0.00222 (0.00140)	0.00176 (0.00153)
2.Educación madre	-0.0133 (0.0115)	-0.0214 (0.0131)	0.0124 (0.0120)	0.0264* (0.0137)	-0.00176 (0.00580)	0.00118 (0.00669)
3.Educación madre	-0.0836*** (0.0293)	-0.100*** (0.0342)	0.128*** (0.0297)	0.132*** (0.0341)	0.0153 (0.0161)	0.0384* (0.0206)
4.Educación madre	-0.0664*** (0.0236)	-0.0239 (0.0261)	0.0474* (0.0250)	0.0202 (0.0294)	-0.00279 (0.0105)	0.0162 (0.0137)
Edad madre	0.00144* (0.000783)	0.00127 (0.000874)	7.56e-05 (0.000825)	8.04e-05 (0.000936)	-0.000706 (0.000438)	-0.000661 (0.000497)
Casada	-0.0609*** (0.0120)	-0.0557*** (0.0136)	0.0172 (0.0127)	0.0157 (0.0146)	-0.0209*** (0.00673)	-0.0220*** (0.00801)
Estudiante	-0.0121 (0.0171)	-0.00120 (0.0186)	0.0140 (0.0179)	0.00573 (0.0200)	-0.00409 (0.00831)	-0.00337 (0.00972)
Integrantes	-0.00419 (0.00274)	-0.00259 (0.00326)	0.00225 (0.00282)	-0.00210 (0.00334)	0.00279* (0.00164)	0.000540 (0.00159)
Padre presente	0.0163 (0.0112)	0.000419 (0.0125)	-0.0169 (0.0119)	-0.0166 (0.0135)	0.0143** (0.00611)	0.0153** (0.00710)
Derecho	-0.0448*** (0.0113)	-0.0232* (0.0131)	0.0528*** (0.0119)	0.0400*** (0.0140)	0.00307 (0.00575)	0.00254 (0.00700)
Postnatal	-0.0859*** (0.0182)	-0.0890*** (0.0185)	-0.0541*** (0.0178)	-0.0694*** (0.0181)	-0.0223*** (0.00744)	-0.0234*** (0.00770)
Postnatal*derecho	-0.0908*** (0.0327)	-0.107*** (0.0332)	-0.0515* (0.0308)	-0.0421 (0.0316)	-0.0118 (0.0126)	-0.0132 (0.0133)
Constante	0.735*** (0.116)	0.723*** (0.133)	0.413*** (0.123)	0.316** (0.141)	0.0258 (0.0505)	0.0274 (0.0564)
Observaciones	10,736	8,292	10,736	8,292	10,736	8,292

Errores estándar entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

En resumen, el método de diferencias-en-diferencias permite identificar una caída de un 7.2% en la probabilidad de que las mujeres con acceso al postnatal terminen la lactancia materna por razones laborales. También se encuentra una disminución de entre un 11.8% y un 12.2% en la probabilidad de que el resfrío o gripe sea la enfermedad más importante que haya tenido el niño entre los 6 y los 12 meses de edad y una disminución de un 9.1%, de que haya sido la enfermedad más importante entre los 0 y 18 meses de edad del niño. Por último, identifica una caída de un 5.2% en la probabilidad de que la bronquitis haya sido la enfermedad más grave del niño entre los 0 y 18 meses de edad, aunque no encuentra ningún efecto sobre esta enfermedad entre los 6 y los 12 meses de edad. No se encuentran efectos significativos sobre las caídas en ninguno de los tramos.

6.3 Variables instrumentales

6.3.1 Estrategia de identificación

Para dar mayor robustez a la estimación de los efectos de la duración del postnatal sobre la salud de los niños, se usará también el método de variables instrumentales. Se estimará el efecto causal de la duración del descanso postnatal sobre la salud de los hijos de madres que efectivamente tuvieron un período de descanso postnatal.

Si se estima directamente el efecto de la duración del postnatal sobre la salud de los niños, se tiene un problema de endogeneidad, ya que el hecho de que la madre elija quedarse más tiempo en la casa con su hijo puede estar correlacionado con otras variables no observables que determinan la salud de los niños. Este problema se quiere solucionar usando el acceso al postnatal parental como un instrumento de la duración efectiva del descanso postnatal y estimando el efecto mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios en dos etapas. En una primera etapa se estimará el efecto del acceso al postnatal parental sobre la duración efectiva del descanso postnatal y en una segunda etapa el efecto de la duración del postnatal sobre la salud del niño, usando el acceso al postnatal parental como instrumento.

Dado que lo que se quiere estimar es el efecto de la duración del postnatal, solo se considerará a las madres que tienen acceso al descanso postnatal. El efecto encontrado será el efecto de la duración del postnatal sobre las mujeres que efectivamente tienen un descanso postnatal.

En la primera etapa se quiere estimar la ecuación:

$$DPN = \alpha + \beta postnatalparental + \delta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

donde DPN es la duración efectiva del descanso postnatal; $postnatalparental$ es una dummy que toma el valor de 1 si la madre puede acceder al postnatal parental 0 si es que no y X_{it} son el conjunto de variables de control.

La regresión de la segunda etapa es:

$$Y_{it} = \delta + \phi DPN + \gamma X_{it} + \epsilon_{it} \quad (7)$$

donde Y_{it} es la variable de interés sobre la cual se quiere medir el efecto de la duración del descanso postnatal; DPN es la duración efectiva del descanso postnatal y X_{it} son el conjunto de variables de control.

6.3.2 Supuestos necesarios

Para que el efecto causal esté identificado se necesita que se cumplan dos supuestos, que el instrumento sea fuerte y que sea exógeno. Es decir, que el acceso al postnatal parental esté correlacionado con la duración del descanso postnatal y que el acceso al postnatal parental no esté correlacionado con las características que determinan la salud de los niños.

6.3.3 Plausibilidad de los supuestos

Con respecto al primer supuesto, se necesita que exista correlación entre el acceso al postnatal parental y la duración del descanso postnatal. Este tema ha sido ampliamente estudiado por sus efectos sobre la oferta laboral femenina. Se ha encontrado una asociación positiva entre la duración de la licencia de postnatal no pagada y el tiempo de postnatal que se toman las madres en Europa (Jaumotte, 2004; Pettit y Hook, 2005; Ruhm, 1998) y en Estados Unidos (Klerman y Leibowitz, 1997; Waldfogel, 1999; Han y Waldfogel, 2003). También se ha encontrado una asociación positiva sobre la duración de la licencia pagada y la duración del descanso postnatal en Estados Unidos (Han, Ruhm y Waldfogel, 2009). Para testear este supuesto, se analizan los valores del test F de la primera etapa.

En relación al segundo supuesto, este exige que el acceso al postnatal parental no esté correlacionado con la salud de los niños. Dado que se está usando una muestra que contiene solo a madres que cumplen con los requisitos para recibir el subsidio por postnatal, el acceso al postnatal parental está determinado por la distancia entre la fecha de nacimiento del hijo y la fecha de entrada en vigencia de la ley. Por lo tanto, es necesario suponer que tanto la fecha de nacimiento del niño como la fecha de entrada en vigencia de la ley no están correlacionadas con la salud del niño.

El supuesto de que la fecha de entrada en vigencia del postnatal parental sea independiente de la salud de los niños ya se discutió anteriormente en la sección de diferencias-en-diferencias. El supuesto de la independencia entre la fecha de nacimiento de los niños y la salud no se cumpliría si es que algunas madres planificaron el nacimiento de sus hijos de manera tal de poder acceder al postnatal parental. En ese caso, se generaría un problema de selección; por ejemplo, se podría pensar que los padres más educados y preocupados de la salud y estimulación de sus hijos, al ver que se está discutiendo el aumento del período de postnatal, decidan esperar a que la ley esté aprobada o se avance su tramitación antes de tener a sus hijos. Es por esto que se compararán las características observables de las madres con acceso a un descanso postnatal, antes y después del postnatal parental, estudiando si es que hubo cambios significativos en la composición del grupo. De esta manera, se busca asegurar que lo que se está capturando no sea el efecto de nacer en una familia con más recursos o mayor preocupación por la estimulación de los hijos, sino los efectos del postnatal parental.

Para comparar a las mujeres del grupo tratamiento antes y después del postnatal parental, se eliminó de la muestra a las mujeres del grupo sobre el cual no se tiene certeza de si recibieron o no el tratamiento. Se eliminaron también las madres que tuvieron a sus hijos mucho antes del cambio de la ley, ya que si se conservan, los cambios en el grupo podrían estar mostrando más un cambio demográfico de la población por el pasar de los años que un cambio en la composición de las mujeres por la manipulación de la fecha del nacimiento de sus hijos. Se consideró a las madres cuyos hijos nacieron después de octubre del año 2008.

Las características de las madres que se compararon, son su educación, si es que están casadas y si es que están estudiando. También se comparó si es que el padre del niño está presente y el número de integrantes en el hogar. En los anexos se presenta el detalle de la diferencia de medias antes y después del postnatal parental, para el grupo tratamiento y el grupo control.

Los resultados muestran que en el grupo tratamiento las únicas variables en las que existe una diferencia estadísticamente significativa antes y después del postnatal parental son en el porcentaje de madres que están casadas y en el número de integrantes en el hogar. En el caso de las madres casadas, después del tratamiento hay más madres que no están casadas; sin embargo, en el grupo control también hay más madres que no están casadas, por lo que parecería ser un cambio a nivel país que no tiene relación con la política. El número de integrantes en el hogar sube de un promedio de 4,48 integrantes a uno de 4,61, lo que no parece ser un cambio dramático, y en el grupo control el número de integrantes también aumenta, aunque el cambio en el grupo control no es estadísticamente significativo.

En conclusión, no pareciera haber un cambio en la composición del grupo tratamiento que indicara un problema de selección. El nivel de educación de las madres y las madres estudiantes no cambiaron. Los cambios probablemente respondan más a un cambio demográfico del país con el paso del tiempo que a la manipulación de las fechas para recibir el tratamiento.

6.3.4 Estimaciones variables instrumentales

Las variables dependientes a estudiar como medida de la salud de los niños son las mismas estudiadas con el método de diferencias-en-diferencias, es decir, la incidencia de resfrío o gripe, bronquitis y caídas como enfermedad o lesión más grave del niño. Las variables de control que se usarán también serán las mismas: el peso del niño al nacer; las semanas de embarazo que tenía la madre biológica cuando nació el niño; el nivel de escolaridad de la madre; la edad de la madre; dummies si la madre está casada, si es estudiante y si el padre está presente y el número de integrantes en el hogar. Finalmente, al igual que en las estimaciones anteriores, los efectos se estudiarán para dos períodos: entre los 6 y los 12 meses de edad de los niños y entre los 0 y los 18 meses de edad de los niños.

Al igual que en la estimación usando diferencias-en-diferencias, existe el problema de no poder observar la fecha exacta del nacimiento de los niños y, por lo tanto, no saber con exactitud qué madres accedieron al postnatal parental y si es que lo hicieron, cuántos días extra alcanzaron a tener.

Para enfrentar este problema, se hará lo mismo que en la sección anterior, es decir, se estimarán los efectos usando dos opciones distintas. En este caso, como el instrumento es el acceso al postnatal parental, la alternativa que se elija va a afectar la estimación de la primera etapa. La alternativa (i) considera que los niños que tenían entre 12 y 18 meses al momento de la encuesta no recibieron el tratamiento y la segunda los elimina de la muestra.

6.3.5 Resultados variables instrumentales

En la tabla 11 se muestran los resultados de la estimación del efecto de la duración del postnatal sobre la probabilidad de que el resfrío o gripe, la bronquitis y las caídas sean las enfermedades o lesiones más graves que haya tenido el niño entre los 6 y los 12 meses de edad. Para cada variable, en la primera columna se exponen los resultados usando la alternativa (i) explicada previamente y en la segunda columna los resultados usando la alternativa (ii). Para el resfrío o gripe y para la bronquitis, la duración del postnatal tiene un efecto significativo en la disminución de la incidencia de la enfermedad; para las caídas no se encuentran efectos significativos.

Tabla 11: Salud de los niños entre los 6 y 12 meses, variables instrumentales

VARIABLES	(i)	(ii)	(i)	(ii)	(i)	(ii)
	resfrío/gripe	resfrío/gripe	bronquitis	bronquitis	caídas	caídas
Primera etapa						
Postnatal	3.6107*** (0.5348)	5.3726*** (0.7713)	3.6107*** (0.5348)	5.3726*** (0.7713)	3.6107*** (0.5348)	5.3726*** (0.7713)
F	5.42	5.35	5.42	5.35	5.42	5.35
2SLS						
WPN	-0.0328*** (0.0108)	-0.0325*** (0.00979)	-0.0224** (0.00978)	-0.0199** (0.00893)	-0.00185 (0.00476)	-0.00390 (0.00447)
Peso al nacer	3.06e-05 (4.08e-05)	4.07e-05 (4.39e-05)	5.89e-06 (3.91e-05)	-2.67e-06 (4.37e-05)	-2.45e-05 (1.95e-05)	-2.28e-05 (2.30e-05)
Semanas embarazo	-0.00229 (0.0106)	-0.00132 (0.0121)	-0.000643 (0.0121)	0.0117 (0.0138)	-0.000403 (0.00481)	0.000482 (0.00513)
2.Educación madre	0.0400 (0.0418)	0.00381 (0.0458)	0.0279 (0.0416)	0.0332 (0.0476)	-0.0148 (0.0195)	-0.00923 (0.0243)
3.Educación madre	0.0287 (0.114)	-0.00261 (0.136)	0.132 (0.104)	0.0971 (0.115)	0.0120 (0.0528)	0.0311 (0.0674)
4.Educación madre	0.0279 (0.0734)	0.0376 (0.0866)	0.0975 (0.0815)	0.0618 (0.0933)	0.0112 (0.0374)	0.0356 (0.0482)
Edad madre	0.00176 (0.00325)	0.00144 (0.00358)	-0.00102 (0.00338)	-0.00121 (0.00374)	-0.000587 (0.00200)	-0.00183 (0.00231)
Casada	-0.0367 (0.0436)	-0.0286 (0.0477)	-0.0103 (0.0488)	-0.0584 (0.0551)	-0.0127 (0.0275)	-0.0185 (0.0328)
Estudiante	-0.0150 (0.0904)	-0.0179 (0.100)	-0.0233 (0.0868)	-0.00747 (0.0939)	-0.0116 (0.0381)	-0.0174 (0.0455)
Integrantes	0.0113 (0.0109)	0.0236** (0.0120)	0.00495 (0.0107)	-0.000330 (0.0136)	0.000409 (0.00813)	-0.00586 (0.00809)
Padre presente	-0.0691 (0.0476)	-0.0747 (0.0521)	0.0187 (0.0480)	0.0847 (0.0531)	0.0256 (0.0250)	0.0150 (0.0300)
Constante	1.054** (0.421)	0.943** (0.472)	0.702 (0.453)	0.213 (0.518)	0.188 (0.193)	0.259 (0.216)
Observaciones	873	677	873	677	873	677

Errores estándar robustos entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

En la tabla 12 se muestran los resultados de la estimación del efecto de la duración del postnatal sobre la probabilidad de que el resfrío o gripe, la bronquitis y las caídas sean las enfermedades o lesiones más graves que haya tenido el niño entre los 0 y los 18 meses de edad. Para cada variable, en la primera columna se exponen los resultados usando la alternativa (i) y en la segunda columna usando la alternativa (ii). Al igual que en la estimación entre los 6 y los 12 meses de edad, en el resfrío o gripe y la bronquitis, la duración del postnatal tiene un efecto significativo en la disminución de la incidencia de la enfermedad y para las caídas no se encuentran efectos significativos.

Tabla 12: Salud de los niños entre los 0 y 18 meses, variables instrumentales

Variables	(i)	(ii)	(i)	(ii)	(i)	(ii)
	resfrío/gripe	resfrío/gripe	bronquitis	bronquitis	caídas	caídas
Primera etapa						
Postnatal	3.4176*** (0.2738)	5.3808*** (0.4338)	3.4176*** (0.2738)	5.3808*** (0.4338)	3.4176*** (0.2738)	5.3808*** (0.4338)
F	19.32	17.04	19.32	17.04	19.32	17.04
2SLS						
WPN	-0.0325*** (0.00616)	-0.0321*** (0.00553)	-0.0222*** (0.00551)	-0.0197*** (0.00499)	-0.00181 (0.00268)	-0.00385 (0.00249)
Peso al nacer	2.70e-05 (2.08e-05)	3.68e-05 (2.24e-05)	4.34e-06 (2.01e-05)	-4.53e-06 (2.26e-05)	-2.40e-05** (1.00e-05)	-2.23e-05* (1.19e-05)
Semanas de embarazo	-0.00225 (0.00539)	-0.00114 (0.00622)	0.000129 (0.00617)	0.0132* (0.00710)	-0.000720 (0.00245)	0.000129 (0.00263)
2.Educación madre	0.0397* (0.0214)	0.00238 (0.0235)	0.0299 (0.0213)	0.0374 (0.0245)	-0.0157 (0.00996)	-0.00977 (0.0124)
3.Educación madre	0.0261 (0.0576)	-0.0102 (0.0692)	0.136** (0.0529)	0.0988* (0.0590)	0.0151 (0.0276)	0.0359 (0.0356)
4.Educación madre	0.0243 (0.0371)	0.0336 (0.0439)	0.0988** (0.0416)	0.0625 (0.0480)	0.0121 (0.0192)	0.0372 (0.0249)
Edad madre	0.00213 (0.00166)	0.00194 (0.00183)	-0.000776 (0.00174)	-0.000929 (0.00194)	-0.000382 (0.00103)	-0.00165 (0.00120)
Casada	-0.0324 (0.0223)	-0.0223 (0.0245)	-0.00575 (0.0250)	-0.0546* (0.0284)	-0.0124 (0.0142)	-0.0184 (0.0170)
Estudiante	-0.0283 (0.0462)	-0.0333 (0.0514)	-0.0194 (0.0446)	-0.00146 (0.0484)	-0.00889 (0.0197)	-0.0142 (0.0237)
Integrantes	0.00964* (0.00555)	0.0217*** (0.00615)	0.00469 (0.00554)	-0.00137 (0.00709)	0.000688 (0.00419)	-0.00589 (0.00424)
Padre presente	-0.0628*** (0.0242)	-0.0677** (0.0265)	0.0177 (0.0246)	0.0864*** (0.0273)	0.0258** (0.0128)	0.0155 (0.0156)
Constante	1.052*** (0.215)	0.931*** (0.241)	0.667*** (0.232)	0.149 (0.265)	0.190* (0.0988)	0.264** (0.111)
Observaciones	3,362	2,578	3,362	2,578	3,362	2,578

Errores estándar robustos entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

En resumen, usando variables instrumentales se identifica un efecto de una disminución de entre un 3.3% y un 3.3% en la incidencia de resfrío y entre un 2.2% y un 2% en la incidencia de bronquitis, entre los 6 y 12 meses de edad del niño, al aumentar la duración del postnatal en una semana. No se encuentran efectos significativos de la duración del postnatal sobre las caídas.

En el tramo entre los 0 y los 18 meses de edad de los niños, se encuentra un efecto de la duración del postnatal de entre un 3.3% y un 3.21% en la incidencia de resfrío y un efecto de entre un 2.2% y un 2% en la incidencia de bronquitis. En este tramo tampoco se encuentran efectos significativos de la duración del postnatal sobre las caídas.

7 Discusión

El análisis de los datos de las isapres permite afirmar que la disminución de las licencias por EGNM después de las reformas, no solo se explica por la eliminación de las licencias de los niños entre 3 y 6 meses, sino que también cayeron las licencias de los niños entre 6 y 12 meses. Además, por las razones que se expondrán a continuación, es posible concluir que esta disminución no se debe solo a mejoras en la salud, sino también a los cambios introducidos en los incentivos.

En el caso de las licencias por diagnóstico de reflujo, se podría haber pensado que su reducción se debió a un efecto del postnatal más largo sobre la incidencia de reflujo en los niños, sin embargo, el hecho de que su uso haya disminuido incluso antes de la extensión del postnatal, indica que no fue solo la salud la que explicó la caída, sino que el aumento del costo de obtención de las licencias que generó la circular 2727, efectivamente hizo que bajara su uso en el corto plazo.

Sin embargo, si se quiere dar una solución de largo plazo, hay que tener cuidado con la sustitución; los costos de obtención se deben modificar definitivamente y no solo para un tipo de licencia. Probablemente la gente que usaba licencias por reflujo, pero no podía demostrar la enfermedad, en un principio disminuyó su uso, pero solo hasta que encontró otro diagnóstico que le sirviera para el mismo fin.

En el caso de la caída de las licencias para niños entre 6 y 12 meses posteriores a la extensión del postnatal, las razones que la explican pueden ser o la mejora en la salud o la satisfacción de la demanda por tiempo de las madres con sus hijos. Si el efecto se debió solo a la salud, eso es una buena noticia y la petición de licencias debería mantenerse en niveles más bajos, sin embargo, las estimaciones realizadas sobre la salud de los niños y el aumento de las licencias que se ha observado desde el año 2014, hacen pensar que no fue así. Si la salud no explica completamente la disminución en las licencias, entonces, la satisfacción de la demanda por tiempo de las madres también afectó.

A pesar de esto, el hecho de que, incluso después de la extensión del postnatal, se siga acumulando la petición de licencias en el período inmediatamente posterior al postnatal, demuestra que la duración de 6 meses sigue sin ser un tiempo suficiente para algunas madres.

Con respecto a los resultados encontrados sobre la salud, no es raro que la magnitud de los efectos sea distinta al estimar con diferencias-en-diferencias que con variables instrumentales, ya que el efecto estimado no es exactamente el mismo. Con el método de diferencias-en-diferencias se está estimando el efecto de la extensión del postnatal sobre la salud de los hijos y con el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios en dos etapas se está estimando el efecto de la duración del postnatal sobre la salud de los hijos; es decir, la interpretación de los coeficientes no es la misma.

La disminución en un orden de un 12% en la incidencia de resfrío o gripe como enfermedad más grave del niño entre los 6 y los 12 meses de edad parece ser un efecto importante al considerar que un 46.7% de las madres de los niños entrevistados contestó que esta fue la enfermedad más grave de su hijo en ese período. Sin embargo, es difícil cuantificar el efecto que puede haber tenido esta mejora en salud sobre la petición de licencias por EGNM, ya que las licencias médicas que corresponden al resfrío o gripe tienen otros nombres como "tos" y "fiebre". En el año 2010, antes de la entrada en vigencia del postnatal parental, el 0.5% de las licencias pedidas fueron por diagnóstico de tos o fiebre, por lo que el efecto de la disminución en la incidencia del resfrío sobre las licencias no debiese ser muy significativo. Un problema para identificar los efectos en la salud de los niños es que no hay correspondencia entre las enfermedades que reportan las madres en la encuesta y los diagnósticos de las licencias por EGNM.

En el caso de la bronquitis, esta significó el 17.5% de las licencias por EGNM pedidas el año 2010, por lo que una disminución en su incidencia sí podría ser bastante significativa para la emisión de licencias por EGNM. Sin embargo, en las estimaciones de los efectos en la bronquitis entre los 6 y los 12 meses de edad, solo se ven efectos al estimar los efectos de la duración del postnatal con variables instrumentales, pero al estimar los efectos del postnatal parental con diferencias-en-

diferencias, no se identifican efectos significativos.

La ausencia de efectos significativos de la extensión del postnatal sobre las caídas de los niños sugiere que el principal canal por el que el postnatal parental está mejorando la salud de los niños es el aumento del período de lactancia materna y no la disminución del tiempo de cuidado no maternal.

En conclusión, los efectos del postnatal parental sobre la salud de los niños no parecen dramáticos, lo que sugiere que los mayores efectos de las reformas sobre las licencias por EGNM se derivaron de los cambios introducidos en los incentivos y no por el canal de la salud. Sin embargo, no se puede descartar que haya efectos importantes en otras enfermedades, que generen cambios en el uso de licencias. Hay que considerar además la limitación de los datos; al no conocer la duración del tratamiento para cada niño, ni reconocer exactamente quiénes recibieron el tratamiento, los efectos encontrados son una cota inferior para la verdadera magnitud de los efectos.

Una posible extensión a este análisis sería estudiar cómo afectaron las reformas estudiadas a la emisión de licencias médicas comunes por depresión de las madres, ya que esta podría ser un posible sustituto a las licencias por EGNM por diagnósticos de difícil verificación.

Otro aspecto a considerar es que una de las razones que podrían estar haciendo que las madres usen las licencias para alargar su postnatal podría ser que enfrentan problemas con el cuidado de sus hijos en las horas en que están trabajando. Esto implicaría que un mejoramiento del acceso a buenas salas cuna para niños menores a un año podría también ayudar a disminuir el uso de licencias, aunque, como se ha dicho, tampoco solucionaría por completo el problema, ya que este se encuentra en su diseño.

8 Conclusiones

Este trabajo intenta explicar el crecimiento de las licencias por EGNM que se ha visto los últimos años, a través del estudio del diseño de la licencia y los incentivos que genera y de los efectos de dos medidas tomadas el año 2011 para controlar su crecimiento: la circular 2727 y el postnatal parental. Se identifican dos fuentes de riesgo moral en el diseño de la licencia, por un lado, las madres reciben el 100% de su salario al ausentarse del trabajo y, por otro lado, las personas encargadas de fiscalizar las licencias son distintas de las que las financian.

Las reformas llevadas a cabo el año 2011, cambiaron los incentivos de las madres a pedir licencias, por lo que el estudio de sus efectos permite entender la importancia de los incentivos en sus tasas de uso, sin embargo, no manejaron el riesgo moral. Tomando en cuenta que el postnatal parental además podría tener efectos sobre la salud de corto plazo de los niños, se estudió la magnitud de sus efectos, intentando distinguir si los cambios en el uso de las licencias se deben a mejoras en salud o al cambio de incentivos. Los resultados encontrados permiten extraer varias conclusiones.

En primer lugar, el análisis de los datos de las madres de dos isapres entre los años 2009 y 2014, permitió concluir que después del postnatal parental disminuyó el porcentaje de madres que pide licencias; sin embargo, se encontró una acumulación de licencias en el período inmediatamente posterior al término del descanso postnatal, tanto antes como después de las reformas, lo que sugiere que las licencias se usan para alargar el postnatal, lo que no se solucionó al aumentar su duración.

En segundo lugar, se encontraron efectos estadísticamente significativos de la circular y del postnatal parental sobre la petición de licencias, lo que permite concluir que la caída en las licencias no se explica solo por una mejora en la salud, sino también por los cambios en los incentivos de las madres, ya que hay efectos de la circular incluso antes de la extensión del postnatal. Se estimó una disminución de un 15.6% en la probabilidad de que una madre pida una licencia después de la aplicación de la circular y una disminución de 12.7% después del postnatal parental. Al mirar el efecto solo en las licencias de los niños entre 6 y 12 meses de edad, se estimó que la circular genera una disminución de un 12.6% y la extensión del postnatal de un 4.06%.

En tercer lugar, los resultados sugieren que existe un efecto sustitución entre las licencias por reflujo y las licencias por otras enfermedades no reguladas, ya que, aunque la extensión postnatal debiese disminuir la incidencia de reflujo, otitis y gastroenteritis, la probabilidad de que una madre pida una licencia después de la aplicación de la circular disminuye en el caso del reflujo, pero aumenta en el caso de la otitis y gastroenteritis.

En cuarto lugar, intentando distinguir en qué medida la caída en las licencias se debe a los cambios en los incentivos y en qué medida a los efectos sobre la salud, se estudiaron los efectos del postnatal parental sobre la salud de los niños en el corto plazo. Usando datos de la ELPI 2012 se estimó el efecto, primero de la extensión del postnatal y después de su duración efectiva, sobre la incidencia de enfermedades de los niños, encontrando efectos significativos en el resfrío o gripe y bronquitis.

Con el método de diferencias-en-diferencias se encontró que la extensión del postnatal disminuyó en un 12% aproximadamente la probabilidad de que el resfrío o la gripe haya sido la enfermedad más grave que haya tenido el niño entre los 6 y 12 meses de edad. Entre los 0 y los 18 meses de edad, se encontró que la extensión del postnatal disminuyó en un 9.1% y en un 5.2% la probabilidad de que el resfrío o gripe y la bronquitis hayan sido las enfermedades más importantes del niño, respectivamente. Al usar el acceso al postnatal parental como instrumento de la duración del postnatal, se encontró que la duración del postnatal tiene efectos significativos en la reducción de la probabilidad del resfrío o gripe y la bronquitis como enfermedades más importantes de los niños entre 6 y 12 meses, y entre 0 y 18 meses.

Los resultados encontrados sugieren que los efectos del postnatal sobre la petición de licencias por el canal de la salud no debiesen ser muy importantes. En el caso del resfrío o gripe, al parecer

son pocas las licencias otorgadas por estas enfermedades, y en el caso de la bronquitis, aunque el número de licencias entregadas por este diagnóstico es mayor, la disminución en su incidencia es bastante baja. En conclusión, los efectos del postnatal parental sobre la salud de los niños no parecen dramáticos, lo que sugiere que los mayores efectos de las reformas en las licencias por EGNM se derivaron de los cambios introducidos en los incentivos y no por el canal de la salud.

El trabajo permite concluir que la disminución de las licencias posterior a las reformas del año 2011 se debe principalmente al cambio generado en los incentivos, demostrando que los incentivos y el riesgo moral son un tema de primer orden a considerar para lograr un buen uso del subsidio.

Con respecto a la efectividad de las reformas como métodos para disminuir las licencias, los resultados muestran que a pesar de que aumentó la duración del postnatal, la licencia se siguió usando para alargarlo y que la circular generó un efecto sustitución hacia licencias por otros diagnósticos. Si las reformas no manejan el problema de riesgo moral, van a seguir existiendo madres que usan licencias a pesar de que sus hijos no estén enfermos. Además, mientras sigan siendo las entidades encargadas de fiscalizar las licencias distintas de las que deben pagar, no van a existir incentivos para una fiscalización óptima.

9 Referencias

Aedo, C., Bastías, G., Sapelli, C. (1999). Subsidios de Incapacidad Laboral en Chile. *Fundación Salud y Futuro*.

Baker, M., Milligan, K. (2008). Maternal employment, breastfeeding, and health: Evidence from maternity leave mandates. *Journal of Health Economics*.

Ball, T., Bennett, D.(2001). The Economic Impact of Breastfeeding. *Pediatr Clin North Am*, 48(1)

Beaumont, V. (Septiembre 2016). Crecimiento de licencias por enfermedad del hijo menor de 12 meses es de 33% en dos años. *El Mercurio*

Beck, R.G. (1974). The effects of copayment on the por. *Journal of Human Resources* 9:129-142.

Belfield, C., Kelly, I. (2012). The Benefits of Breast Feeding across the Early Years of Childhood. *Journal of Human Capital*, 6(3), 251-277.

Berger, L., Hill, J., Waldfogel, J. (2005). Maternity leave, early maternal employment and child health and development in the US. *The Economic Journal*, 29-47.

Centro de Epidemiología y Políticas de Salud Pública Universidad del Desarrollo.(2011). Licencias por Enfermedad Grave del Niño Menor de un Año: Cifras e Interrogantes.

Delgado, I., Hirmas, M., Prieto, F. (2012). Evolución de las licencias por enfermedad grave del niño(a) menor de un año 2004-2008: certezas e interrogantes. *Rev Med Chile*, 140, 30-38

Díaz-Gomez, N., Domenech, I. (2000). Avances en la lactancia materna. *Canarias Pediátrica*, 24(1)

Doherty, N. (1979). National insurance and absence from work. *The Economic Journal* 89, 50-63.

Fenn, P. (1981). Sickness duration, residual disability, and income replacement: An empirical analysis. *The Economic Journal* 91, 158-173.

Galizzi, M., Boden, L.I. (2003). The return to work of injured workers: evidence from matched unemployment insurance and workers' compensation data. *Labour Economics* 10, 311-337.

Han, W., Ruhm, C., Waldfogel, W.(2009). Parental Leave Policies and Parents' Employment and Leave-Taking. *Journal of Policy Analysis and Management* 28(1), 29-54

Han, W., Waldfogel, J. (2003). Parental leave: The impact of recent legislation on parents' leave-taking. *Demography*, 40, 191-200.

Heaney, C.T., Riedel, D.C. (1970). From Indemnity to Full Coverage: Changes in Hospital Utilization. Blue Cross Association, Chicago

Henrekson, M., Persson, M. (2004). The Effects on Sick Leave of Changes in the Sickness Insurance System. *Journal of Labor Economics*, 22, 87-113

Ip, S., Chung, M., Raman, G., Chew, P., Magula, M., DeVine, D., Trikalinos, T. (2007). Breastfeeding and Maternal and Infant Health Outcomes in Developed Countries. Evidence Report/Technology Assessment No. 153 (Prepared by Tufts-New England Medical Center Evidence-

based Practice Center, under Contract No. 290-02-0022). AHRQ Publication No. 07-E007. Rockville, MD: Agency for Healthcare Research and Quality.

Jaumotte, E (2004). Labour force participation of women: Empirical evidence on the role of policy and other determinants in OECD countries. *OECD Economic Studies*,37.

Klerman, J., Leibowitz, A. (1997). Labor supply effects of state maternity leave legislation. *Gender and family issues in the workplace*, 65-85.

Mesa, F., Kaempffer, A. (2004).30 años de estudio sobre ausentismo laboral en Chile: una perspectiva por tipos de empresas. *Rev Méd Chile*,132, 1100-1108

Meyer, B.D., Viscusi, K.W., Durbin, D.L. (1995). Workers' compensation and 20 injury duration: Evidence form a natural experiment. *American Economic Review* 85, 322-340.

Ministerio de Salud. (2015). Lactancia Materna.

Olivares, R. (2016). Crecimiento de licencias por enfermedad de hijo menor de 12 meses es de 33% en dos años. *El Mercurio*.

Organización Internacional del Trabajo. (2010). La maternidad en el trabajo: examen de la legislación nacional. Oficina Internacional del Trabajo, Condiciones de Trabajo. 2a edición. Ginebra: OIT.

Pettit, B., Hook, J. (2005). The structure of women's employment in comparative perspective. *Social Forces*, 84, 779-80

Pezoa, M. (2010). Licencias Médicas-Gasto por Subsidio por Incapacidad Laboral (SIL). Superintendencia de Salud, Departamento Estudios y Desarrollo, Chile.

Primoff, J. (1997). Gender Differences in Days Lost from Work Due to Illness.*ILR Review*, 50, 304-323

Rice, J.A. (1995). *Mathematical Statistics and Data Analysis*.Belmont, CA:Duxury Press,

Rodríguez, J., Tokman, M.(2003). Licencias médicas: ¿Chilenos enfermizos?*Expansiva*,16.

Rossin, M. (2011). The Effects of Maternity Leave on Children's Birth and Infant Health Outcomes in the United States. *Journal of Health Economics*, 30 (2)

Ruhm, C. (1998). The economic consequences of parental leave mandates: Lessons from Europe. *Quarterly Journal of Economics*, 113, 285-318.

Ruhm, C. (2000). Parental leave and child health. *Journal of Health Economics*, 19, 931-60.

Scheffler, R.M. (1984). The United Mine Workers' health plan: an analysis of the cost-sharing program. *Medical Care* 22(3):247-254

Scitovsky, A., Snyder, N. (1972). Effect of coinsurance on use of physician services. *Social Security Bulletin* 35(6):3-19.

Subsidio de Incapacidad Laboral Comportamiento en el tiempo (2016). Altura Management.

Superintendencia de Seguridad Social. (2009). Circular 2727. Santiago, 29 de marzo 2011.

Tanaka, S. (2005). Parental Leave and Child Health Across OECD Countries. *Economic Journal*, 501, F7-F28.

Tokman, M., Rodríguez, J., Larraín, F. (2004). Subsidios por incapacidad laboral 1991-2002: Incentivos institucionales, crecimiento del gasto y una propuesta de racionalización. *Centro de Estudios Públicos*.

Vial, B., Zurita, F. (2011). *Microeconomía*. Santiago: Ediciones UC.

Waldfogel, J. (1999). The impact of the Family and Medical Leave Act. *Journal of Policy Analysis and Management*, 18, 281-302.

10 Anexos

10.1 Anexo 1: Línea de tiempo reformas

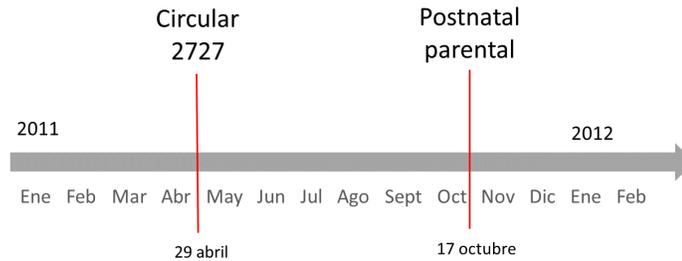


Figura 6: Línea de tiempo de las reformas

10.2 Anexo 2: Comparación de la distribución de licencias para niños entre 6 y 12 meses.

10.2.1 Diagramas de caja

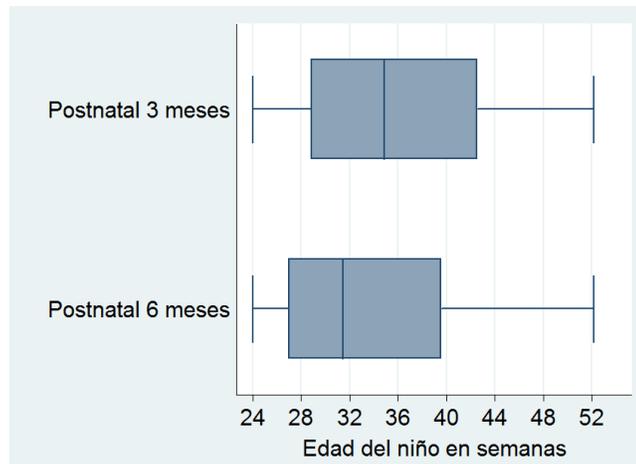


Figura 7: Diagramas de caja. Distribución de las licencias según la edad del niño.

Los diagramas de caja sirven para entender la distribución de licencias entre los 6 y los 12 meses del niño antes y después del postnatal parental. Para las observaciones previas a la extensión del postnatal, se eliminaron las licencias emitidas entre los 3 y 6 meses de los niños. La caja va desde el primer cuartil al tercer cuartil y la línea al centro de la caja muestra la mediana.

Se puede observar que antes del postnatal parental la mediana de la edad del niño al pedir la licencia era de 34,85 semanas (considerando solo las licencias de niños de 6 meses en adelante) y después de la implementación del postnatal parental se adelanta, siendo la mediana de 31,28 semanas. Posterior al cambio, el uso de licencias se distribuye en edades menores del niño.

10.2.2 Test de diferencia de medias y Test de Mann-Whitney

Tabla 13: Test de diferencia de medias. Edad del niño al pedir la licencia, conservando solo licencias de niños entre 6 y 12 meses.

	Antes del PNP	Después del PNP	Diferencia
Media	8.7148	8.3647	0.3501***
Err. Std.	(0.0099)	(0.0100)	(0.0141)
Observaciones	29,751	32,177	
95% Intervalo Conf.	[8.6954 8.7342]	[8.3451 8.3844]	

Errores estándar entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 14: Test de Mann-Whitney

Posntotal	Obs	suma ranking	esperado
Antes	29,751	9,82E+11	9,21E+11
Después	32,177	9,35E+11	9,96E+11
combinación	61,928	1,92E+12	1,92E+12
varianza no ajustada		4.940e+12	
ajuste por empates		-6.240e+08	
varianza ajustada		4.940e+12	
z = 27.494. Prob >z = 0.0000			

10.3 Anexo 3: Porcentaje de licencias correspondiente a enfermedades

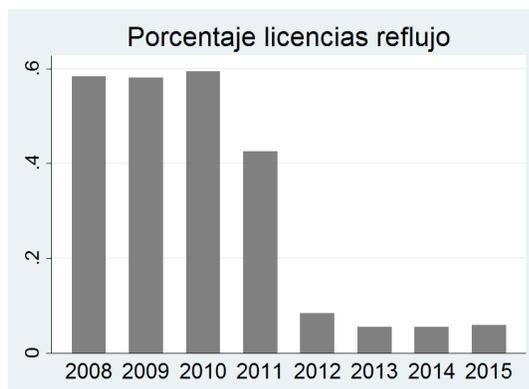


Figura 8: Porcentaje de licencias por reflujo del total de licencias

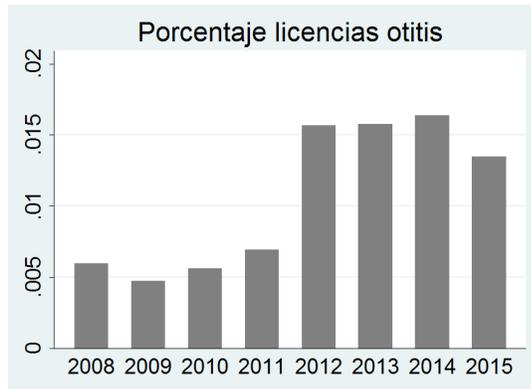


Figura 9: Porcentaje de licencias por otitis del total de licencias

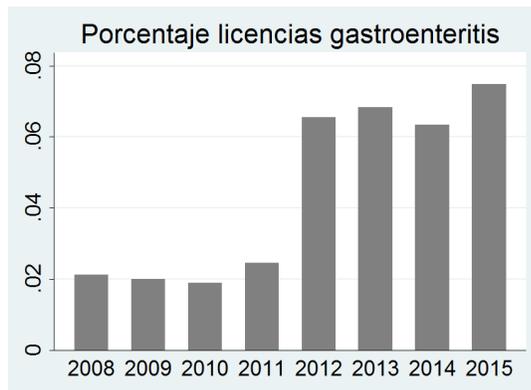


Figura 10: Porcentaje de licencias por gastroenteritis del total de licencias

10.4 Anexo 4: Características cotizantes de las isapres, antes y después del postnatal parental

Tabla 15: Características madres isapres

Variables	Vida Tres			Banmédica		
	(1) permanencia isapre	(2) renta imponible	(3) número de cargas	(4) permanencia isapre	(5) renta imponible	(6) número de cargas
Circular	-0.385 (2.672)	-56,694 (36,780)	-0.0622 (0.0538)	0.935 (1.284)	41,366** (18,267)	-0.00663 (0.0269)
Postnatal	-2.212 (3.955)	19,006 (54,545)	-0.0382 (0.0797)	-1.695 (1.667)	96,918*** (23,889)	-0.0228 (0.0349)
Constante	53.67*** (1.543)	955,041*** (21,202)	1.356*** (0.0311)	51.24*** (0.865)	782,660*** (12,275)	1.292*** (0.0181)
Observaciones	4,722	4,666	4,722	18,267	18,033	18,267

Errores estándar entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Nota: los valores de la renta imponible se ajustaron según el IPC para poder hacerlos comparables. Las cifras se encuentran en valores del año 2014.

10.5 Anexo 5: Tendencias diferencias-en-diferencias

En el eje horizontal se encuentra la fecha de nacimiento de los niños. La extensión del postnatal afecta a los niños nacidos desde mayo del año 2011 en adelante.

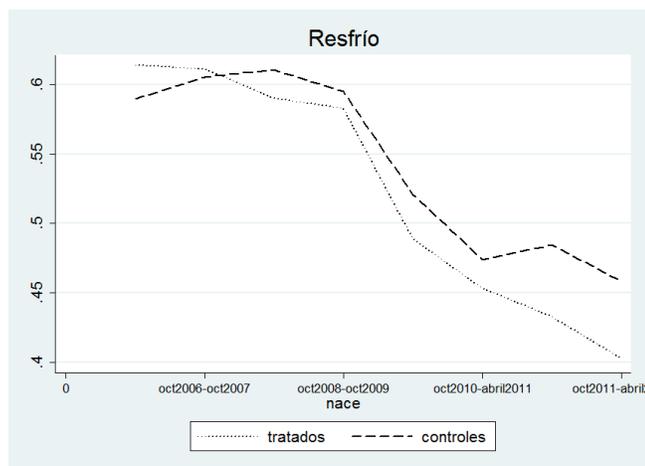


Figura 11: Tendencias incidencia de resfrío/gripe

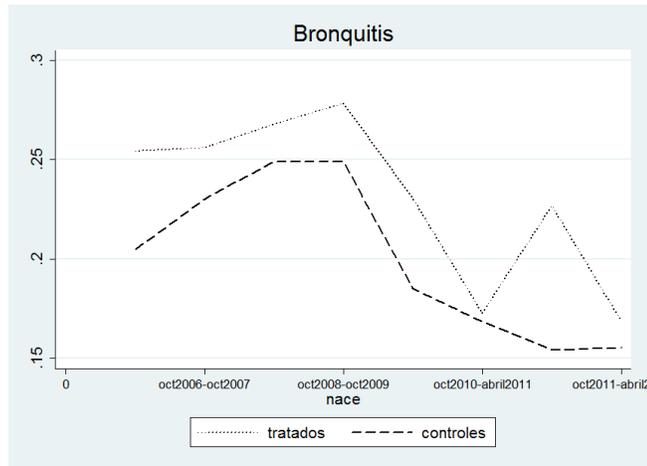


Figura 12: Tendencias incidencia de bronquitis

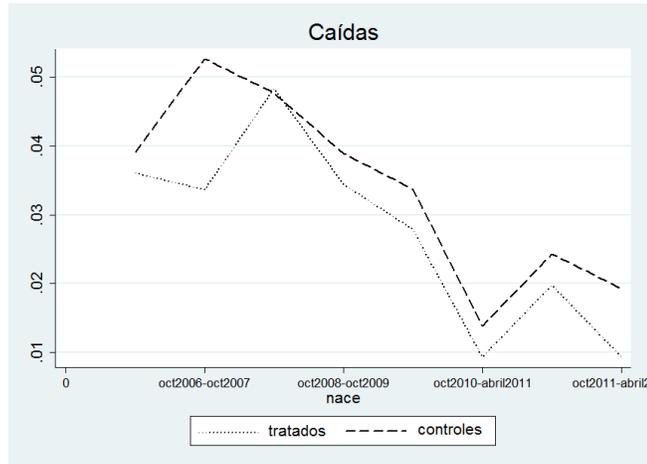


Figura 13: Tendencias incidencia de caídas

10.6 Anexo 6: Cambio en las características de las madres antes y después del postnatal parental

Tabla 16: Test de diferencia de medias antes y después del postnatal parental

Mujeres con acceso a postnatal			
VARIABLES	Antes PNP	Después PNP	
	Media	Media	Diferencia
Media incompleta	0.6420 (0.0049)	0.6697 (0.0227)	-0.0277 (0.0236)
Media completa	0.2393 (0.0043)	0.2412 (0.0207)	-0.0018 (0.0211)
Técnica superior	0.0350 (0.0018)	0.0257 (0.0076)	0.0092 (0.0090)
Profesional	0.0512 (0.0022)	0.0491 (0.0104)	0.0020 (0.0108)
Casada	0.4247 (0.0050)	0.3723 (0.0234)	0.0524** (0.0244)
Estudiante	0.0503 (0.0022)	0.0351 (0.0089)	0.0151 (0.0107)
Padre presente	0.7369 (0.0045)	0.7704 (0.0203)	-0.0335 (0.0217)
Integrantes	4.4856 (0.0156)	4.613 (0.0882)	-0.1279* (0.0726)
Mujeres sin acceso a postnatal			
VARIABLES	Antes PNP	Después PNP	
	Media	Media	Diferencia
Media incompleta	0.7044 (0.0032)	0.6713 (0.0149)	0.0329** (0.0149)
Media completa	0.1859 (0.0028)	0.2210 (0.0132)	-0.0351*** (0.0127)
Técnica superior	0.0205 (0.0010)	0.0253 (0.0050)	-0.0047 (0.0046)
Profesional	0.0347 (0.0013)	0.0304 (0.0054)	0.0043 (0.0059)
Casada	0.3142 (0.0033)	0.2464 (0.0137)	0.0678*** (0.0151)
Estudiante	0.1044 (0.0022)	0.1373 (0.0109)	-0.0328*** (0.0101)
Padre presente	0.6458 (0.0034)	0.5839 (0.0157)	0.0619*** (0.0156)
Integrantes	4.6910 (0.0125)	5.0122 (0.0516)	-0.0430** (0.0564)

Errores estándar entre paréntesis

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1