

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

2015

¿Adiós a la Discriminación?:
Ley de Filiación y Fertilidad Extramatrimonial en Chile

Antonio Mahana.

www.economia.puc.cl



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

**TESIS DE GRADO
MAGISTER EN ECONOMIA**

Mahana Soto, Antonio Alexis

Julio, 2015



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

**¿Adiós a la Discriminación?: Ley de Filiación y Fertilidad
Extramatrimonial en Chile**

Antonio Alexis Mahana Soto

Comisión

**F. Aldunate, J. Díaz, F. Gallego, J. Lafortune, R. Luders, M. Tapia, J. Tessada y G.
Wagner.**

Santiago, julio de 2015

¿Adiós a la Discriminación?: Ley de Filiación y Fertilidad Extramatrimonial en Chile^{*}

Antonio Alexis Mahana

Santiago, Agosto 2015

Resumen

Este trabajo estudia si es que la promulgación de una ley en Chile que puso fin a una histórica discriminación legal en contra de los hijos extramatrimoniales (Ley de Filiación), implicó o no un cambio en el porcentaje que los nacidos en matrimonio representan dentro del total de nacidos. Conceptualmente, se sostiene que la reforma podría haber afectado la fracción de nacidos en matrimonio mediante un aumento del número de parejas que optan por tener a sus hijos como convivientes, mediante un incremento de la fertilidad de las parejas que cohabitan o mediante ambos canales. A través de una estrategia de *Difference in Difference in Difference* se evalúa empíricamente si es que la reforma afectó la tendencia de la fracción de nacidos en matrimonio. Los resultados muestran que bajo la metodología empleada no hay evidencia de un impacto importante de la ley, ni siquiera en los grupos que a priori son considerados como más posiblemente afectados. De manera coherente, se encuentra evidencia que permite descartar que la reforma haya tenido un efecto importante en ambos canales de impacto propuestos. Finalmente se afirma que una razón que explica por qué la ley no tuvo un efecto considerable, es que el fin de la discriminación legal no implicó a su vez el fin de la discriminación social hacia los hijos nacidos fuera del matrimonio en Chile.

^{*}Trabajo realizado en el Seminario de Tesis de Magister EH Clio Lab (Conicyt PIA SOC 1102), Instituto de Economía UC. Quiero agradecer a Jeanne Lafortune por su continua guía, disposición y amabilidad. También agradezco los comentarios de Felipe Aldunate, José Díaz, Francisco Gallego, Rolf Lüders, Matías Tapia, José Tessada y en especial del profesor Gert Wagner. A su vez, estoy en deuda con Pinjas Albagli, Michael Goldschmidt, Rosario Fernández y Bernardita Pantoja, que en distintas formas me han brindado su ayuda. Finalmente, agradezco los fondos de la Beca de Magister Conicyt y al INE por facilitarme datos necesarios. Todos los errores son de mi completa responsabilidad, Email: aamahana@uc.cl

1. Introducción

En su intento de explicar el aumento de la fertilidad extramarital la profesión ha hecho hincapié en la mayor independencia de la mujer, en el declive del interés del hombre en el matrimonio y en la convergencia de las condiciones para la formación de familias con o sin matrimonio como causas del fenómeno (Edlund, 2013). Con respecto a esta última, si bien los economistas se han interesado en el efecto en la decisión de casarse que tienen distintas políticas que alteran el valor del matrimonio en relación a otros tipos de acuerdos (Trandafir, 2014), y a pesar del auge en el número de parejas que optan por convivir en el mundo, los esfuerzos por estudiar qué es lo que diferencia al matrimonio de uniones informales aún son exigüos en relación al resto de la literatura económica sobre la familia que inició su expansión con el trabajo de Becker (Edlund, 2013).

Desde un punto de vista teórico, una aproximación reciente e interesante al problema la hace Edlund (2013), quien presenta una teoría formal del matrimonio en que éste es modelado como un contrato cuyo fin es el traspaso de derechos sobre los hijos desde la mujer al hombre a cambio de un pago.¹ Bajo este enfoque la autora sugiere que dado que las opciones disponibles para transferir estos derechos son exógenas y limitadas, los padres que quieran transar menos derechos que los disponibles legalmente simplemente no se casan. De esta manera, el hecho de que el matrimonio sea el único y exclusivo modo de traspasar esos derechos *sobre los hijos* lo distingue de otro tipo de uniones, y hace que parejas opten por casarse.²

En esa misma línea este trabajo se aprovecha de un cambio legal que eliminó ciertas exclusividades históricas del matrimonio en Chile, específicamente referidas a la fertilidad intramarital, para estudiar de manera empírica su impacto en las decisiones de matrimonio y fertilidad. Concretamente, se investiga si es que este cambio tuvo algún efecto en la fracción de niños que nacen dentro de la institución del matrimonio en Chile.

Hasta 1998 el código civil chileno diferenciaba los derechos de los hijos que nacían dentro del matrimonio (llamados *legítimos*) de aquellos que lo hacían fuera de éste (*ilegítimos*), favoreciendo evidentemente los derechos de los primeros en relación a los de los segundos. Ese mismo año, se promulgó la llamada Ley de Filiación, reforma que eliminó cualquier tipo de discriminación legal en materia de derechos entre hijos nacidos dentro o fuera del matrimonio. Este trabajo es un intento por estudiar económicamente el impacto de esta reforma en la variable recién mencionada.

La mayor parte de la literatura que ha estudiado esta ley es jurídica (revise por ejemplo, Peñailillo 1998; Ramos 1999; Pardo de Carvallo 1999). Quizás la única excepción, es el trabajo de Martínez (2013), quien interpreta la reforma como un incremento en el poder de negociación de la mujer al interior de los hogares que conviven,³ y concluye que el cambio legal aumentó la asistencia escolar de los niños y disminuyó la probabilidad de que el hombre trabaje entre los convivientes. Si bien este trabajo también interpreta ciertos componentes de la ley como una transferencia de poder al interior de los convivientes, difiere en al menos dos aspectos claves. Primero, reconoce que hay aspectos de la ley que en teoría no habrían implicado un transferencia de poder al interior de los convivientes, sino que una mejora en el excedente total de las parejas que optan por este tipo de unión. Entre éstos destaca primordialmente la eliminación de la categoría de *ilegítimo* de sus hijos. Segundo, su objetivo es estudiar el impacto de la reforma en la tendencia de la fracción de nacidos en matrimonio. Fracción, que se argumenta, está determinada por las decisiones de fertilidad y de matrimonio. No tengo conocimiento de otro trabajo que estudie el efecto del fin de una discriminación legal hacia los hijos nacidos fuera del matrimonio en las decisiones de fertilidad y matrimonio.

Para identificar un impacto de la Ley de Filiación en la tasa de cambio de la fracción de nacidos en matrimonio, se procede mediante una estrategia de *Difference in Difference in Difference*. Específicamente, se toma como grupo tratado a los primogénitos y como grupo de control a los segundos y terceros

¹Derechos de custodia y paternidad legal, que son derechos a los que mediante ningún otro tipo de acuerdo el hombre podría acceder.

²En rigor, que sea el único modo hacer esa transacción.

³La ley aumentó la pensión alimenticia obligatoria para los hijos nacidos fuera del matrimonio y fortaleció los mecanismos legales de identificación de paternidad en Chile.

hijos, y se estudia si es que hubo un efecto causal de la ley en la tendencia de la fracción de primogénitos que reportan una madre casada. Los resultados de esta estimación principal muestran que, bajo esta estrategia, al parecer no hay evidencia de un efecto importante de la ley en la tasa de cambio del porcentaje de primeros hijos que nacen en un matrimonio. Ahora bien, si bien es posible descartar un impacto considerable, hay algo de evidencia que puede sugerir un impacto leve del cambio legal. Adicionalmente, se desarrolla análisis secundario compuesto por un conjunto de conjeturas y sus respectivas estimaciones con el fin de identificar un posible impacto heterogéneo de la ley según características educacionales de los padres del nacido. El resultado nuevamente es que para todas las estimaciones no se aprecia un efecto importante de la reforma en la variable de interés.

Para profundizar el análisis se conceptualizan los canales mediante los cuales la reforma podría haber impactado la composición de la fertilidad y se estudia empíricamente si es que la ley los afectó. Se argumenta que la nueva normativa podría haber afectado la fracción de nacidos en matrimonio principalmente vía una disminución de los matrimonios entre las parejas que desean tener hijos, vía un aumento de la fertilidad de los convivientes, o una combinación de ambas. Coherentemente con lo encontrado en la estimación principal, se concluye que se puede afirmar que la reforma no afectó ninguno de los canales en cuestión de manera considerable, pero que hay algo de evidencia que puede sugerir un pequeño impacto de la ley en uno de ellos. Finalmente, se sostiene y se muestra evidencia de que una de las razones por las cuales la reforma no afectó mayormente la fracción de nacidos en matrimonio es que la eliminación de la discriminación legal no parece haber removido la discriminación social en contra de los hijos nacidos fuera de un matrimonio. Es decir, el costo social de nacer fuera del matrimonio en Chile seguía siendo relevante.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se resume brevemente la Ley de Filiación y el contexto legal que la antecedió, y se proponen los canales por los que la reforma podría haber afectado la fracción de nacidos en matrimonio. En la sección 3 se presenta la estrategia empírica. Primero se describen los datos utilizados en la estimación y sus fuentes. Luego se plantea la estrategia de identificación propiamente tal, su justificación y sus limitaciones. Y por último, se explicita la metodología empírica específica que se utiliza. La sección 4 muestra los resultados de la estimación principal y del análisis secundario, mientras que en la sección 5 se evalúa empíricamente la existencia de un impacto de la ley en los canales planteados. La sección 6 presenta una discusión de los resultados. Finalmente, la sección 7 concluye.

2. La Ley de Filiación

2.1. La Fertilidad Extramarital en Chile en un Contexto de Ilegitimidad

En la segunda mitad del siglo pasado, Chile experimentó una baja sostenida de la fracción de nacimientos que ocurren dentro de un matrimonio. De esta manera, si para 1960 los hijos nacidos en matrimonio representaron el 84.1 % del total de nacimientos de ese año, en 1990 esta cifra correspondió a un 65.7 % (Irrarázaval et al., 1993). Y desde inicios de este siglo los hijos nacidos fuera del matrimonio superan el 50 % del total.

Irrarázaval y Valenzuela (1993), estudian este proceso y distinguen dos períodos distintos en él. El primero de 1960 a 1975, donde el incremento de la fracción de hijos nacidos fuera de un matrimonio respondió principalmente a un descenso de la fecundidad de las mujeres casadas. Mientras que en el segundo, a partir de 1975, ponderó más una menor tasa de nupcialidad de la mujer en general.

Si bien la disminución del porcentaje que representan los nacidos en un matrimonio, dentro del total de nacimientos, fue un fenómeno experimentado en buena parte del mundo occidental (Irrarázaval et al., 1993) lo particular del caso chileno es que este proceso se materializó en un contexto en donde las condiciones para la fertilidad dentro del matrimonio eran, desde un punto de vista legal, bastante mejores que aquellas referidas a la fertilidad extramarital. Esto porque hasta 1998 el código civil chileno establecía una diferencia entre hijos *legítimos* e hijos *ilegítimos*.⁴ Los primeros eran aquellos que nacían durante el matrimonio de sus padres o legitimados posteriormente por el matrimonio de éstos, y los segundos aquellos que nacían fuera del matrimonio de sus padres (Irrarázaval et al., 1993),⁵ y esta discriminación legal entre hijos *legítimos* e *ilegítimos* ponía en evidente desventaja en materia de derechos tanto a los hijos nacidos fuera de la institución del matrimonio como a los padres de éstos (Ramos, 1999).

De este modo, en materia de derecho hereditario, un hijo *ilegítimo* tenía derecho a la mitad de la herencia que le correspondería a uno *legítimo*. Además, el resto de la familia de los progenitores no tenían deberes algunos hacia este tipo de hijo.⁶ Desde el punto de vista de Patria Potestad, ninguno de los padres de un hijo nacido fuera del matrimonio podía acceder a ésta, lo que implicaba entre otras cosas que no podían ser los representantes legales de sus hijos.⁷ Con respecto a los derechos de alimentos, un hijo *legítimo* tenía derecho a una pensión alimenticia que le permitiera alcanzar el nivel de vida de su progenitor, mientras que uno *ilegítimo* podía optar a una pensión mínima de subsistencia. Finalmente, la categoría de *ilegítimo* aparecía explícitamente en el certificado de nacimiento del hijo y dificultaba el acceso de estos a ciertas instituciones educacionales (Martínez, 2013).⁸

2.2. La Ley 19.585

Hacia finales de siglo, una gran reforma puso fin a la centenaria distinción entre tipos de hijos en Chile. Esta ley entró al congreso en 1993, y tanto en la cámara de diputados como en el senado este proyecto contó con detractores provenientes del sector conservador de la política chilena. Uno de los principales argumentos para oponerse por parte de estos detractores, a la igualdad legal de todos los hijos, fue la posible repercusión de esta igualdad en el número de matrimonios. Se argumentó que la ley disminuiría el número de matrimonios con su aprobación y que se impulsaría las uniones extraconyugales.

⁴Peñailillo (1998) hace un breve repaso del origen y evolución de la distinción legal entre tipos de hijos en el mundo.

⁵En rigor el código civil hacía otra diferenciación al interior de los hijos *ilegítimos*. Por un lado estaban los hijos naturales, que eran hijos *ilegítimos* que obtuvieron algún tipo de reconocimiento de sus padres (voluntario o judicial), y por otro lado los *ilegítimos* propiamente tales, quienes no habían sido reconocidos.

⁶Por eso comúnmente se decía que un hijo nacido fuera del matrimonio *no tenía abuelos*.

⁷Se le asignaba a un tutor o curador general dependiendo de la edad del niño.

⁸Tal como Martínez (2013) señala, el sistema educacional chileno se compone básicamente por tres tipos de escuelas: públicas, particulares y particulares subvencionadas. Mientras las escuelas públicas no podían seleccionar alumnos por cualquier motivo, las otras dos sí. De esta manera, dado que el certificado de nacimiento podía establecerse como requisito para entrar a una escuela y dado que en éste aparecía explícitamente el tipo de hijo, las escuelas que querían discriminar a los *ilegítimos* lograban hacerlo.

La ley 19.585, más conocida como Ley de Filiación (desde aquí LF), estuvo cinco años en trámite hasta que en Octubre de 1998 fue promulgada, entrando en vigencia el año siguiente y teniendo efectos retroactivos. De esta manera, con este acontecimiento se eliminaron los recién nombrados perjuicios legales hacia los hijos nacidos fuera del matrimonio, igualando así sus derechos con los de aquellos nacidos dentro de esta institución. Pero además la ley estableció mecanismos para que esta igualación de hecho operara en la práctica (Ramos, 1999).⁹ Por último, la ley mejoró los derechos de herencia de un cónyuge que sobrevive al fallecimiento del otro. Este trabajo toma este cambio legal como una oportunidad para estudiar, si es que la desaparición de este conjunto de características exclusivas de la fertilidad dentro del matrimonio, aceleró o no la ya decreciente tendencia de la fracción de hijos nacidos bajo esta institución, y bajo qué mecanismo lo podría haber hecho.

2.3. Canales de Impacto

Un estudio que intente entender y medir un posible impacto de la LF en la fracción que los nacidos en matrimonio representan dentro del total de nacimientos, debe tratar de explicitar el mecanismo subyacente mediante el cual este cambio legal podría haber afectado a esta variable de interés. Entendiendo que en última instancia la fracción de nacidos en matrimonio está determinada por decisiones de fertilidad y de estado civil,¹⁰ se debe analizar qué aspectos de la ley podrían haber afectado estas decisiones, las decisiones de qué personas se podrían haber visto influidas y en qué dirección. A continuación, se mencionan los cambios que introduce la ley y luego se analiza, en un marco conceptual específico, como éstos podrían haber afectado las decisiones en cuestión. Se concluye que la LF podría haber afectado la fracción de nacidos en matrimonio principalmente disminuyendo los matrimonios entre las parejas que quieren tener hijos, y/o aumentando la fertilidad entre quienes conviven.

2.3.1. Los Cambios de la Ley

Se ha dicho que el fin de la discriminación legal entre tipos de hijos significó la eliminación de los perjuicios en materia de derechos para los hijos nacidos fuera del matrimonio y también para los padres de éstos. Concretamente, son cinco los cambios que se introdujeron con la ley desde el punto de vista de una igualación de derechos. En primer lugar, un aumento de la pensión alimenticia obligatoria para los hijos nacidos fuera del matrimonio y un fortalecimiento de los mecanismos para demostrar la paternidad. En segundo lugar, una igualación entre la porción de la herencia que le corresponde a un hijo extramarital y la que le corresponde a un hijo intramarital. En tercer lugar, los padres de hijos nacidos fuera del matrimonio pasan a tener la Patria Potestad de éstos. En cuarto lugar, la abolición de los tipos de hijos implicó a su vez la eliminación de la categoría de *ilegítimo* de los certificados oficiales en donde esta aparecía. Y en quinto lugar, con la ley los hijos extramaritales pasaron a ser parte de las familias de sus progenitores, lo que implicó que éstas empezaron a tener obligaciones con respecto a ellos.

2.3.2. Decisión sobre Estado Civil

Desde un punto de vista conceptual, este trabajo toma el marco del ampliamente conocido Teorema de Becker-Coase, que ha sido punto de referencia para muchos trabajos empíricos en economía de la familia (Chiappori, 2014). En este contexto, para analizar qué aspectos de la reforma podrían haber

⁹Por ejemplo, hasta ese año, era prácticamente imposible establecer la paternidad sobre un hijo, sin la voluntad del supuesto padre. Esto principalmente porque las partes en un juicio de paternidad eran las únicas que podían llevar pruebas, es decir, el juez no podía exigirlos (lo que hizo casi inexistente el uso de pruebas de paternidad de tipo biológico). Esto con la ley se acabó, hecho que conjuntamente a otros cambios, intentó hacer que los hijos no reconocidos (antes *ilegítimos*), pudieran hacer valer sus derechos, que por ley ahora eran iguales.

¹⁰Trivialmente, Fracción de Nacidos en Matrimonio = $\frac{\text{Nacidos en Matrimonio}}{\text{Total Nacimientos}}$

Por lo que la intuición de lo dicho es que ese cociente se puede alterar por cambios en la fertilidad manteniendo fijas las decisiones sobre estado civil (por ejemplo que los casados aumenten su fertilidad pero el porcentaje de parejas en cada estado civil sea el mismo), cambios en la distribución de estados civiles manteniendo fijas las decisiones sobre fertilidad (por ejemplo que disminuya la nupcialidad en las mujeres pero no el número de hijos por mujer), o más probablemente una combinación de ambas. Luego, las decisiones que finalmente afectan a la fracción de interés son las decisiones sobre matrimonio y fertilidad.

influenciado la decisión del estado civil o contrato por el que opta cada pareja,¹¹ se debe distinguir entre dos tipos de cambios de la ley. Por un lado están los cambios que aumentan la utilidad total que obtiene la pareja al adoptar cierto contrato o estado civil, es decir, aquellos cambios que hacen que la suma de las utilidades de los miembros de una pareja que se logra con un contrato sea mayor. Por otro lado están los cambios que no implican que la utilidad total que obtiene la pareja con un contrato aumente, sino que redistribuyen la misma utilidad total y el poder al interior de ésta. De los primeros es esperable que produzcan un cambio en la proporción de personas que optan por ese contrato o estado civil, dado que aumenta el valor para las parejas de éste. Mientras que de los segundos no es esperable un incremento de la proporción de parejas que optan por ese contrato pero sí un cambio de otros *outcomes* al interior de la pareja, como por ejemplo variables laborales, educacionales e incluso de fertilidad.

Al aplicar esta distinción a los cambios que introduce la LF, notamos que tres de éstos en principio podrían haber implicado un aumento de la utilidad total que obtienen las parejas que optan por el contrato de la convivencia, y que este aumento de la utilidad viene dado por una reducción de los costos de la fertilidad fuera del matrimonio. En primer lugar, la eliminación de la categoría de *ilegítimo* en sí misma, y fundamentalmente la eliminación de esta categoría de los certificados legales pudo traer consigo una disminución del perjuicio social al que se veían enfrentados los hijos extramaritales. Es decir, la penalización social a los hijos nacidos fuera del matrimonio, que se manifestaba por ejemplo en la discriminación que les impedía el acceso a ciertas escuelas, pudo desaparecer con la eliminación de la categoría *ilegítimo*. Esto significaría una disminución de los costos relativos de la fertilidad extramarital, lo que implicaría a su vez un aumento, para las parejas que quieren tener hijos, de la utilidad total que les brinda el contrato de convivencia. En segundo lugar, la incorporación de los hijos extramaritales al resto de la familia de los progenitores implicó que ésta empezó a tener obligaciones con respecto a ellos.¹² De esta manera, en circunstancias específicas los hijos extramaritales pasaron a estar menos indefensos que antes de la reforma, y esta mayor protección legal también representa una disminución de los costos relativos de la fertilidad extramarital. Finalmente, el hecho de adquirir la Patria Potestad de sus hijos significó para los padres una reducción de los trámites y procesos legales en los que debían incursionar. Al estar vinculados con los costos de la fertilidad extramarital, es de esperar que estos cambios representen un incremento de la utilidad total que otorga la convivencia para las parejas que desean tener hijos. De esta manera, estos tres aspectos de la reforma podrían haber hecho que la proporción de parejas que tienen hijos como convivientes aumentara, afectando negativamente la fracción de nacidos en matrimonio.¹³

Los otros dos cambios de la ley se interpretan como una transferencia de poder al interior de los convivientes, y por lo tanto conceptualmente no se sostiene que estos cambios podrían haber alterado la proporción de parejas que deciden convivir. De hecho Martínez (2013), considera el aumento de la pensión para los hijos nacidos fuera del matrimonio como un incremento en el poder de negociación de la mujer la interior de las parejas que conviven, y concluye que la reforma aumentó la asistencia escolar de los hijos de convivientes en un 1.2% y cambió la probabilidad que el hombre trabaje en un 1.8%. Su argumento para interpretar la nueva normativa sobre la pensión alimenticia como un aumento del poder de la mujer, es que dado que en Chile las mujeres son las que mayoritariamente ante una separación se quedan con los hijos, esta mayor pensión es un aumento del ingreso que recibirían separadas. Este trabajo recoge ese argumento. Además, y si bien es menos evidente, la mejora en el derecho a herencia de un hijo extramarital para el caso chileno también es interpretable como un aumento del poder de la mujer que convive, dado que en caso de una separación asegura un mayor ingreso futuro

¹¹Esta sección, y todo el trabajo, supone que la LF no influyó en cuánta gente se empareja, lo parece bastante razonable dada la naturaleza del cambio normativo. Dado esto, se sostiene que la ley sí pudo haber influido en si los emparejamientos son formalizados legalmente o no.

¹²Estas obligaciones son varias. Por ejemplo en caso de que los padres no pudiesen brindarles alimentos a los hijos ahora estos últimos pueden exigírselos a sus abuelos. Además, en caso de que los padres estén inhabilitados moral o físicamente puede el tribunal entregar el cuidado de los hijos a los abuelos. Por último, el abuelo puede ser llamado a la tutela o curatela legítima del menor (Ramos, 1999). Estos son sólo algunas de las consecuencias que adquiere la incorporación de los hijos extramaritales a la familia de los progenitores.

¹³Si bien desde un punto de vista conceptual los tres cambios podrían haber influido en la decisión del estado civil en que se tienen los hijos. Se considera que el primero de estos tres cambios, referido a la eliminación de la categoría de ilegítimo, es el que mayor impacto podría haber tenido. Esto ya que los otros dos elementos de la ley se aplican a circunstancias excepcionales y en general son materia de un conocimiento más específico. Lo mismo ocurre con la mejora al derecho a herencia del cónyuge sobreviviente al fallecimiento de otro.

para su hijo. De este modo, estos dos elementos de la LF en teoría no podrían haber afectado la fracción de nacidos en matrimonio en Chile mediante un impacto en la proporción de parejas que deciden convivir.

2.3.3. Decisión de Fertilidad

Con respecto a los tres cambios que representan una reducción del costo de la fertilidad fuera del matrimonio, estos podrían implicar que aquellas parejas de convivientes que veían inhibida su fertilidad decidieran tener hijos. De esta manera, un aumento del número de hijos de los convivientes reduciría la fracción de nacidos en matrimonio. En segundo lugar, la evidencia de negociación al interior de los hogares por la fertilidad de la pareja (Hener, 2010; Rasul, 2007; por nombrar algunos) sugiere que podríamos esperar que los dos cambios de la ley que transfirieron poder desde el hombre hacia la mujer, entre quienes conviven, hayan afectado la decisión de fertilidad de este tipo de pareja. Dado que en general la mujer tiene típicamente preferencias hacia una mayor fertilidad, un aumento del poder de éstas entre los que conviven podría haber aumentado el número de hijos que deciden tener. Es decir, mediante un impacto en la decisión de fertilidad de los que cohabitan estos dos aspectos de la ley sí podrían haber afectado la fracción de nacidos en matrimonio. Por el contrario, no es razonable pensar que los casados vean su decisión sobre la fertilidad afectada, ya que los componentes de la ley introducen cambios para la fertilidad extramarital.

3. Estrategia Empírica

3.1. Datos

La principal fuente de datos para este trabajo es el registro administrativo de nacimientos del Departamento de Estadísticas e Información de Salud (DEIS) del Ministerio de Salud de Chile. Este registro contiene información sobre todos los nacimientos ocurridos en Chile desde 1994 y es de acceso público.¹⁴ En concreto, tiene información sobre el recién nacido (peso, sexo, fecha de nacimiento, etc.), y sobre la madre y el padre de éste (estado civil, edad, educación, ocupación y comuna de residencia, entre otros). La utilidad de esta base de datos para la estrategia de identificación viene dada por el hecho de que el cuestionario con el que esta base se elabora recoge el estado civil de la madre al momento de nacer el hijo, lo que permite calcular la fracción de nacidos del total que reportan una madre casada para cada año y preguntarse por cambios en esta fracción a través del tiempo.

Para la estimación, se restringe el uso de la información sobre nacimientos a un período que comprende todos los años entre 1994 y 2002. Este lapso da un margen razonable para identificar la posible existencia de un impacto de la ley en la evolución de la fracción de recién nacidos que reportan una madre casada, y a la vez deja fuera años en los que se desarrollan una serie de reformas que afectan a la institución de la familia en Chile.¹⁵

De manera complementaria, tanto la información sobre matrimonios en Chile como las proyecciones de la población femenina por edad, que se utilizan para estudiar la evolución de la nupcialidad en la sección 5 de este trabajo, provienen del Instituto Nacional de Estadísticas de Chile (INE). La primera información fue facilitada directamente por el INE hacia mí,¹⁶ y es un registro a nivel individual de cada matrimonio realizado en Chile durante 1994 y 2002 (contiene información sobre la edad de los contrayentes y la comuna de residencia de éstos, entre otros datos), mientras que las cifras sobre población proyectada son de acceso público.¹⁷ Adicionalmente, en las siguientes secciones se realiza una serie de ejercicios empíricos que recurren a información procedente de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica del Ministerio de Desarrollo Social de Chile (CASEN).¹⁸ Finalmente, la información relativa al ingreso per

¹⁴www.deis.cl

¹⁵Por ejemplo, la Ley de Divorcio del año 2004 y la Ley de los Tribunales de Familia, promulgada en Agosto de ese mismo año.

¹⁶Agradecimientos debidos.

¹⁷www.ine.cl

¹⁸Se utilizan las encuestas de los años 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000 y 2003.

cápita promedio de cada comuna en Chile se obtuvo del Ministerio de Salud de Chile pero es una elaboración de este organismo a partir de la CASEN 2009, y las cifras sobre religiosidad comunal se obtuvieron del Censo de Población y Vivienda del año 2002. En ambos casos, la información está a libre disposición.¹⁹

3.2. Enfoque de *Difference in Difference in Difference*

El objetivo principal de este trabajo es identificar un efecto causal de la LF sobre de la fracción de hijos nacidos en matrimonio en Chile. La fracción de hijos que nacen en un matrimonio se construye ocupando el registro de nacimiento del DEIS, y se estudia la evolución de esta variable para el período comprendido entre 1994 y 2002. Específicamente se procede, mediante una estrategia de *Difference in Difference in Difference*, a investigar si con posterioridad a la ley se observa un cambio en la tasa de cambio de la fracción de hijos nacidos en matrimonio en Chile.

En esta estrategia de *DDD* se ocupa como grupo tratado a los recién nacidos que son primogénitos, y como grupo de control a los recién nacidos que son segundos en orden de nacimiento. La lógica detrás de esta elección de los grupos de control y tratamiento se fundamenta en el hecho de que la decisión de casarse en Chile mayoritariamente se toma antes de tener al primer hijo, mientras que al momento de tener al segundo hijo la decisión ya fue tomada.²⁰ Por lo mismo, los padres de los segundos hijos que nacen cierto tiempo después de la ley tomaron la decisión de casarse antes de que ésta se aprobara, y por ende no habrán sido tratados por la reforma, sirviendo como un contrafactual razonable para los primogénitos.

Una estrategia de identificación alternativa hubiese sido implementar, tomando los mismos grupos de control y tratamiento, un enfoque de *Difference in Difference*. Sin embargo, la existencia de tendencias previas a la reforma disímiles entre la fracción de primogénitos que reportan madre casada y la fracción de segundos hijos que reportan madre casada imposibilitan esta aproximación. De esta manera, la Figura 1 muestra que si bien la fracción de recién nacidos que reportan una madre casada decreció sostenidamente tanto para los primogénitos como para los segundos hijos (y también para los terceros), la tendencia para el caso de los primogénitos fue mucho más negativa que las referentes a los segundos o a los terceros hijos. Es decir, la reforma esta situada en un contexto en el que la fracción de primogénitos que nacen dentro de un matrimonio ya venía disminuyendo más rápidamente que la fracción de los segundos o de los terceros hijos, lo que inhabilita la identificación de un impacto de la reforma mediante una aproximación de *Difference in Difference*.

Dado lo anterior, de interés para este trabajo pasa a ser investigar si es que después de la ley existe algún cambio significativo en la tasa de cambio de la fracción de niños que reportan una madre casada que afecte a los primeros hijos, en comparación con los segundos.²¹ La Figura 2 muestra la evolución de la diferencia entre la fracción de niños que reportan madre casada del grupo de tratamiento y la misma fracción del grupo de control. En esta figura, primeramente se puede apreciar como la diferencia es cada vez más negativa en el tiempo, pero además se observa un aparente quiebre unos años después de la promulgación de la ley. Para investigar este quiebre es estadísticamente significativo se procede formalmente en la siguiente sección.

Con el propósito de identificar de mejor manera un posible impacto de ley, se selecciona a los nacidos cuyas madres tenían entre 20 y 49 años al momento del parto, y se trabaja sólo con aquellos hijos a los que se les reportó a ambos padres en el registro de nacimiento.²² Una inquietud válida referente a lo anterior es si es que acaso esta selección de nacidos es endógena a la ley, hecho que perjudicaría la

¹⁹Respectivamente: www.epi.minsal.cl y www.ine.cl

²⁰De hecho para 1998 sólo un 3.7% de los matrimonios legitimaban al menos un hijo al momento de casarse. Esto es, un porcentaje relativamente menor de los matrimonios era entre dos personas que ya tenían al menos un hijo entre ellos (Anuario de Demografía 1998, INE).

²¹Como posteriormente se prueba, la tendencia previa de la tasa de cambio de la fracción de madres casadas en los primogénitos es paralela a aquella correspondiente a los segundos hijos.

²²Esto se fundamenta en lo planteado en la sección 2 del trabajo: es de esperar que los efectos de la ley se vean fundamentalmente en las parejas que deciden si convivir o casarse, y en las parejas de convivientes que tenían inhibida su fertilidad. Luego esta selección de nacidos permite centrarse de mejor manera en este grupo de la población.

correcta estimación del coeficiente en cuestión.²³ Con respecto a esto, podemos observar en la Figura 3 que tanto el porcentaje de nacidos cuyas madres no reportan al padre como el porcentaje de nacidos cuyas madres eran menores de 20 años se mantuvieron prácticamente constantes en el mismo nivel los años anteriores y posteriores más próximos a la LF.²⁴ Esto sugiere que es factible pensar que la ley no afectó a estos tipos de recién nacidos, y con ello descartar la inquietud sobre una selección endógena a la reforma.²⁵

Una limitación de esta estrategia empírica viene dada por el hecho de que los datos no me permiten distinguir si los hijos anteriores que reporta la madre los tuvo conjuntamente con el padre del recién nacido o no.²⁶ De esta manera, podría ocurrir que la madre haya tenido anteriormente un hijo soltera con otra persona, y que el recién nacido sea el primer hijo de ella de manera conjunta con el padre de éste. En tal caso la decisión de casarse sería tomada antes de tener a este segundo hijo y podría haber sido afectada por la reforma, lo que sesgaría el coeficiente estimado. En concreto, al haber algunos segundos hijos cuyos padres pudieron dejar de casarse gracias a la ley se obtendría un coeficiente sesgado hacia cero, es decir, se subestimaría en valor absoluto el impacto de la ley.

Si bien hay poca información relativa a esos años que permita rebatir este argumento, Martínez (2013) muestra que para el año 2009 sólo en un 2.5% de los matrimonios el hombre es padrastro de un hijo de su esposa, y para el caso de las parejas que conviven esta cifra es de 1.8%.²⁷ Lo que quiere decir que una cifra menor de matrimonios se forman teniendo, la mujer, hijos anteriores con otro hombre (por lo menos viviendo con ella).

3.3. Metodología

La estrategia de *Diff in Diff in Diff*, que busca identificar un impacto de la LF en la tasa de cambio de la fracción de nacidos que reportan una madre casada se lleva a cabo mediante la estimación de la siguiente ecuación principal:

$$FMC_{t,o,c,m,p} - FMC_{t-1,o,c,m,p} = \lambda_t + \theta_o + \rho_c + \Gamma_p + \eta_m + \beta_0 \cdot post * primer + X\beta_1 + \mu_t \quad (1)$$

Donde $FMC_{t,o,c,m,p}$ es la fracción de recién nacidos que reportaron una madre casada dentro del grupo de niños nacidos en el año t , que son de orden de nacimiento o , cuya madres pertenecen al cohorte c y tienen nivel de educación m , y cuyos padres tienen nivel de educación p .²⁸ Además, λ_t y θ_o son efectos fijos año y orden de nacimiento, respectivamente. El efecto fijo año controla por factores propios de cada año, y el efecto fijo orden de nacimiento controla por factores propios de cada orden de nacimiento. Del mismo modo, ρ_c , Γ_p y η_m son de manera respectiva efectos fijos cohorte de la madre, educación del padre

²³Por ejemplo, es razonable pensar que el porcentaje de madres que no reportaban al padre de sus hijos podría haber disminuido producto de la reforma, ya que con la ley la posibilidad de obtener pensión por parte del padre se pudo haber percibido como mayor, y con esto pudo haber habido más incentivos a establecer desde el primer momento quién es el padre del nacido. De haber ocurrido lo anterior, excluir a las madres que no reportan al padre posiblemente haría que el coeficiente obtenido estuviese sobrestimado, en valor absoluto. Un argumento similar se puede hacer para las madres menores a 20 años.

²⁴Cualquier variación en el porcentaje que los grupos excluidos representan del total es a lo más alrededor de un 1%. Por último, los nacimientos de madres mayores a 49 años representan un porcentaje extremadamente pequeño del total de nacimientos de esa década, cercano a un 0.001%. Por lo que su exclusión no representa un problema considerable.

²⁵Adicionalmente, la estimación que sí incluye a los nacidos que no reportan padre entrega las mismas conclusiones que la estimación realizada en las siguientes secciones. Sin embargo, los resultados no se muestran en esta versión del trabajo.

²⁶El cuestionario del registro de nacimiento del DEIS pregunta por el número total de hijos de la madre, y no por el número total de hijos conjuntos entre el padre y la madre.

²⁷Del total de los hogares, en un 3.9% el hombre es padrastro de un hijo de la mujer. Martínez (2013) saca estas conclusiones ocupando la CASEN del año 2009, y señala que pueden ser tomadas como límite superior para los *hogares no tradicionales* en 1998 dado que la Ley de Divorcio se promulgó el año 2004.

²⁸De esta manera, las observaciones en la estimación principal son grupos de nacidos que comparten cinco características. Se los agrupó según año, orden de nacimiento, cohorte de la madre, la educación de ésta y la educación del padre, y a ese grupo se le calculó la fracción relevante. Los cohortes son de cinco años, y van desde 1955 a 1970. Tanto para la madre como para el padre hay tres niveles de educación: básica, media y secundaria. Por último en la estimación se ponderó estos grupos por el número de nacidos que tiene cada uno.

y educación de la madre. X es un vector con características del grupo. Específicamente controla por el cuadrado de la edad promedio de las madres en cada grupo. Por su parte, *primer* es una variable binaria que toma valor uno si el grupo corresponde a primogénitos y cero en cualquier otro caso. Finalmente, *post* es otra variable binaria que toma valor uno si la fecha de nacimiento del grupo corresponde a un año posterior a 1998, y cero en otro caso. Es decir, toma valor uno si t es mayor o igual a 1999.²⁹

El coeficiente de interés es β_0 y su estimación mide el impacto de la LF en la tasa de cambio de la fracción de nacidos con madres casadas para los primogénitos. Coherente con lo planteado en las primeras secciones del trabajo sería que, de obtener un coeficiente significativo, este fuese negativo. Por otro lado, la no significancia del coeficiente en un contexto de una estimación precisa del mismo, sería evidencia a favor de afirmar que la ley, bajo la metodología propuesta, no afectó la tendencia de la fracción de nacidos en matrimonio.

Para que esta estrategia de identificación tenga validez, debemos suponer que en ausencia de la ley, la tendencia de la tasa de cambio de la fracción de hijos nacidos en un matrimonio en el grupo de tratamiento hubiese sido paralela a la correspondiente al grupo de control, de modo que el segundo grupo sea un contrafactual válido para el primero. Para testear este supuesto sobre la validez de la estimación formalmente, se estimó la siguiente ecuación para el período comprendido entre 1994 y 1998:

$$FMC_{t,o,c,m,p} - FMC_{t-1,o,c,m,p} = \lambda_t + \theta_o + \rho_c + \Gamma_p + \eta_m + \sum_{T=1995}^{1997} \beta_T \cdot T * primer + X\beta_1 + \mu_t \quad (2)$$

Donde las variables que se repiten de (1) tienen exactamente la misma interpretación en (2). Cada término de la sumatoria es una doble interacción entre la variable *primer* y una variable binaria para un año distinto. Esta variable binaria para un año toma valor unitario si el grupo nace ese año, y cero en otro caso. El año base en la estimación es el año de la reforma, 1998. Para la validez de la estrategia, se requiere que los coeficientes de las interacciones de las variables binarias de los años con *primer* no sean estadísticamente distintos de cero.

Otro problema potencial con esta estrategia de identificación es la posible contaminación del grupo de control, esto es, puede haber segundos hijos cuyos padres tuvieron conjuntamente a su primogénito después de la ley. De este modo, algunas observaciones del grupo de control podrían haber sido afectados por la reforma y con esto el coeficiente estimado se sesgaría hacia cero. Teniendo en cuenta este problema se utiliza, de manera alternativa, a los terceros hijos como grupo de control.³⁰ De tal modo, para que un tercer hijo sea problemático en el sentido anterior, tendría que provenir de una pareja que se casó y tuvo tres hijos, todo entre 1999 y 2002, lo que en buena medida reduce el problema.

4. Resultados

La siguiente sección presenta todos los resultados de las estimaciones y su interpretación. En la primera subsección se discute la Tabla 1 que presenta los resultados de la estimación principal variando el grupo de control. Por otro lado, en la segunda subsección se hace un análisis secundario compuesto por varias hipótesis, y sus respectivas pruebas empíricas, con el fin de ahondar en la identificación de algún impacto de la ley en grupos que se considera que podrían haber sido más afectados. Por último, en la tercera subsección se presenta un ejercicio empírico que, recurriendo a la CASEN, busca replicar la estimación principal.

²⁹La elección del primer año de tratamiento de los nacidos no es trivial. Por un lado, dado que la ley se promulgó en Octubre de 1998 es razonable esperar que la decisión de estado civil por parte de las personas se vea recién afectada el año 1999 y por lo mismo se empezaría a notar los primeros efectos en los nacidos en el año 2000. Por otro lado, parejas que antes de la ley ya tenían decidido su estado civil podrían haber tenido un hijo ya desde 1999 y con esto influenciaron la fracción de nacidos con madres casadas ese año. Incluso más, mujeres embarazadas hacia finales de 1998 pudieron dejar de querer casarse con los cambios introducidos en la ley. Lo que nuevamente implicaría que los primeros efectos en nacidos se verían en 1999. Con el fin de mantener la coherencia con ambos canales de impacto planteados en este trabajo, se tomará primordialmente a 1999 como el primer año de tratamiento de los nacidos. Sin embargo también se muestran los resultados de la estimación principal tomando a 2000 como primer año. Afortunadamente para esta discusión, los resultados de ambas estrategias entregan básicamente las mismas conclusiones sobre los efectos de la ley.

³⁰En la siguiente sección, tanto para la estimación principal como para el análisis secundario se muestran los resultados ocupando como grupo de control a los segundos hijos, a los terceros hijos y a ambos conjuntamente.

4.1. Estimación Principal

La estimación principal se realizó agrupando, para cada año, a los recién nacidos según cohorte de la madre, nivel de educación de ésta, nivel de educación del padre y orden de nacimiento. A cada conjunto se le calculó la fracción de nacidos cuyas madres estaban casadas, y la diferencia de esta fracción con respecto al año anterior o tasa de cambio de la fracción, que es la variable dependiente en las regresiones.

La columna (I) de la Tabla 1 muestra los resultados de la estimación de (2) tomando a los segundos hijos como grupo de control y al año 1999 como primer año de tratamiento de los nacidos. Como se aprecia, los coeficientes de interés de esta regresión, es decir, los coeficientes de las interacciones entre las variables binarias para años anteriores a la ley con la variable binaria para primogénitos, no son estadísticamente distintos de cero. Además, la columna (II) de esta tabla muestra los resultados de la estimación de la misma regresión pero tomando a los terceros hijos como grupo de control, y de ésta se desprende similar conclusión que para la columna (I), esto es, coeficientes de interés estadísticamente no distintos de cero. Lo anterior hace posible validar a ambos grupos de control como contrafactual para los primogénitos, ya que indica que la tendencia de la tasa de cambio de la fracción de madres casadas en los primogénitos era, antes de la LF, paralela a la tendencia de esta misma variable en los segundos y terceros hijos.

La Tabla 1 muestra también los resultados de la estimación de la ecuación principal (1), que es la ecuación que busca identificar un impacto causal de la LF en la tasa de cambio de la fracción de primogénitos con madre casada. Las columnas (III) y (IV) contienen los resultados para la estimación que ocupa respectivamente al segundo hijo y al tercer hijo como grupo de control, y a 1999 como primer año de tratamiento. Para la primera especificación el coeficiente estimado equivale a -0.00562 , mientras que para la segunda es igual a -0.00756 . Si bien en ambos casos los coeficientes parecieran ir en la dirección que sugiere la teoría, es decir son de signo negativo, no son estadísticamente distintos de cero. Para poder interpretar el resultado de la estimación y poder concluir correctamente algo de ésta, se procede a comparar la magnitud de estos coeficientes con una desviación estándar del residuo de la estimación de una regresión igual a (1) pero sin el término referente a la ley. Tomando el caso de la especificación que ocupa al segundo hijo como grupo de control, tenemos que la desviación estándar de interés es equivalente a 0.019 . Por un lado se tiene que el coeficiente obtenido, de -0.00562 , es bastante menor que esta desviación estándar, lo que sugiere que su magnitud es pequeña. Pero además si consideramos todo el intervalo de confianza del coeficiente, $[-0.012 ; 0.0001]$, notamos que este también es pequeño en comparación a la desviación estándar en cuestión, por lo que la no significancia no se debe a un problema de precisión en la estimación. Todo esto hace razonable pensar que el hecho de que el coeficiente de interés obtenido no sea distinto de cero es evidencia de que, bajo esta metodología empírica, la ley no tuvo un impacto importante en la variable de interés. Esta misma conclusión es también válida para el parámetro obtenido cuando se ocupa al tercer hijo como grupo de control.

De manera adicional, la columna (V) de la Tabla 1 muestra el resultado para la estimación de (1) pero ahora ocupando al segundo y tercer hijo conjuntamente como grupo de control. Esta vez el coeficiente obtenido equivale a -0.00656 y es significativo al 5%. A diferencia de los resultados de las dos primeras especificaciones, la magnitud y significancia de este coeficiente sugiere un impacto leve de la reforma en la tasa de cambio de la fracción de primogénitos que nacen con una madre casada.³¹ Si bien el impacto es pequeño va en una dirección consistente con lo planteado en este trabajo, es decir, es de signo negativo. Finalmente, las columnas (VI) y (VII) muestran los resultados de las estimaciones de dos especificaciones de (1) que ocupan correspondientemente al segundo hijo y ambos hijos como grupo de control, pero al año 2000 como primer año de tratamiento. Para la estimación que toma a los segundos hijos como grupo de control se aprecia que el parámetro estimado, de -0.00409 , es de magnitud y signo similar al coeficiente mostrado en la columna (I). Por lo demás, este coeficiente es también no significativo. Por otro lado, el coeficiente de la regresión que ocupa a ambos hijos como grupo de control y al año 2000 como primer año de tratamiento también es muy semejante, en signo y magnitud, al mostrado en la columna (V), con la diferencia de que esta vez no es significativo. Este coeficiente es equivalente a -0.00642 .

³¹Una desviación estándar del residuo de la estimación de una regresión similar a (1) pero sin el término de la ley y que ocupa a ambos hijos como grupo de control es igual a 0.02025

La interpretación de los resultados anteriores permite concluir que al menos no parece, bajo esta estrategia empírica, haber evidencia de un impacto importante de la Ley de Filiación en la tasa de cambio de la fracción de primogénitos que nacen de madre casada. No obstante, uno de los coeficientes obtenidos sí puede sugerir un efecto negativo leve de la reforma en la variable de interés. En la siguiente subsección se profundiza el análisis, y en la última subsección se intenta replicar lo hecho aquí recurriendo a otra base de datos.

4.2. Análisis Secundario

En la estimación principal se tomó al agregado de los nacidos y se concluyó que bajo el método empleado parece no haber evidencia de un impacto importante de la ley en la tendencia de la fracción de nacidos bajo matrimonio. Con el propósito de ahondar en este análisis, en esta subsección se plantea un conjunto de conjeturas sobre posibles efectos heterogéneos de la LF según características de los nacidos, y se procede a evaluarlas empíricamente. Las hipótesis que se proponen toman en cuenta características educacionales de los padres de los recién nacidos.

En primer lugar, parece razonable pensar que el efecto de la LF en las decisiones de matrimonio y fertilidad pudo ser distinto según el nivel de educación de la madre del nacido. Por ejemplo, mujeres más educadas pueden haber estado mejor informadas sobre los cambios que introdujo la ley y que en principio reducían el costo de la fertilidad extramarital, como la eliminación de la categoría *ilegítimo*. Y también pueden haber estado mejor informadas sobre el resto de los aspectos de la reforma, como la mejora en la pensión alimenticia obligada, la mejora en el derecho a herencia y el decreto de pruebas de paternidad por oficio. Lo anterior pudo haber implicado que las parejas con mujeres más educadas reaccionaran más al cambio legal que las parejas con mujeres menos educadas.

Para evaluar esta hipótesis se estima (1) pero haciendo triple interacciones entre el término *post * primer* y variables binarias para cada nivel de educación de las madres de los nacidos. Con esto se busca poder distinguir el efecto de la LF en la tasa de cambio de la fracción de madres casadas de los primogénitos según el nivel educacional de las madres de éstos. Los tres niveles de educación son básica, secundaria y superior, y la categoría base en la estimación es la educación básica. De esta manera, los coeficientes de interés en esta regresión son tres. Primero el coeficiente que acompaña al término *post * primer* que indica el efecto de la ley en los nacidos cuyas madres tenían sólo nivel básico de educación. Luego el coeficiente que acompaña a la triple interacción *post * primer * educación media*, que mide la diferencia entre el efecto de la ley en los nacidos cuyas madres tenían nivel medio de educación y el efecto en los nacidos de madres con nivel básico. Similarmente, el coeficiente de la triple interacción *post * primer * educación superior* indica la diferencia entre el impacto de la ley en los nacidos de madres con nivel educacional superior y el impacto en los nacidos con madres que sólo tenían educación básica.

Las columnas (I), (II) y (III) del Panel A de la Tabla 2 muestran los resultados de la estimación de esta regresión ocupando respectivamente al segundo hijo, al tercer hijo y a ambos hijos conjuntamente como grupo de control. Para la especificación que ocupa al segundo hijo como grupo de control los tres coeficientes no son estadísticamente significativos y sus magnitudes son pequeñas. En este caso si bien los parámetros estimados no son distintos de cero, al menos parecen ir una dirección coherente con la hipótesis de que a mayor educación de la mujer mayor efecto de la LF. Concretamente, el coeficiente que acompaña al término *post * primer* equivale a -0.00265, mientras que los coeficientes de la triple interacción con la variable binaria para educación media y de la triple interacción con la variable binaria para educación superior son respectivamente, -0.00258 y -0.00465. Primero se aprecia que los tres coeficientes son negativos, pero además se puede notar que a mayor educación más negativo el efecto.³² Por otra parte, al igual que en esta primera especificación, todos los coeficientes obtenidos en la estimación de la especificación que ocupa al tercer hijo como grupo de control y en la estimación de la especificación que usa a ambos hijos conjuntamente como grupo de control, no son estadísticamente distintos de cero. Sin embargo, en estas dos estimaciones los coeficientes ni siquiera parecen ir en una dirección coherente con la hipótesis planteada. Para la regresión que toma al tercer hijo como control los coeficientes del término *post * primer*, y de las interacciones de éste con variables binarias para educación media y superior son

³²La suma del coeficiente del término *post * primer*, con el coeficiente del término *post * primer * educación superior* mide el efecto total de la LF en los nacidos cuyas madres tenían educación superior.

respectivamente -0.01178, 0.00688 y 0.00717. Siguiendo este mismo orden, los coeficientes obtenidos en la estimación que toma a ambos hijos como control son -0.00748, 0.00198 y 0.00053. Se aprecia luego, que si se toma al tercer hijo como grupo de control el resultado es que el efecto más negativo es en los nacidos con madres poco educadas, y que tomando a ambos hijos conjuntamente como grupo de control ocurre lo mismo. Al analizar los resultados obtenidos, notamos que la no significancia de las estimaciones de los coeficientes de interés y también la inconsistencia de la dirección de éstos entre las especificaciones, parece hacer razonable sostener que la evidencia no respalda esta primera hipótesis.

Adicionalmente, es posible pensar un efecto distinto de la ley en función no de la educación de la madre del nacido sino más bien en función de la educación del padre de éste. Esto porque, además de haber estado más informados sobre la disminución del costo de la fertilidad fuera del matrimonio, los padres más educados pueden haber tenido mayor patrimonio que heredar a sus hijos y una mayor pensión que entregar, por lo que el costo para las mujeres de tener hijos fuera del matrimonio con esos hombres pudo haber sido relativamente mayor. Lo que implicaría que con la LF las parejas con hombres más educados podrían haber reaccionado más. Esta hipótesis se evalúa empíricamente de manera similar a la referida a la educación de las madres, pero ahora se interactúa el término *post * primer* de la ecuación (1) con variables binarias para cada nivel de educación del padre. Al igual que en la regresión anterior, se tienen los mismos niveles de educación y nuevamente la categoría base es la educación básica. Por último, los coeficientes de interés en esta regresión también son los mismos.

Las columnas (I), (II) y (III) del Panel B de la Tabla 2 muestran los resultados de la estimación de la regresión tomando al segundo hijo, al tercer hijo y a ambos conjuntamente como grupo de control. Todos los coeficientes obtenidos de estas tres especificaciones no son estadísticamente distintos de cero y son pequeños en magnitud. Las estimaciones de los coeficientes de interés para la regresión que toma al segundo hijo como grupo de control son 0.00042, -0.00728 y -0.00471, para el parámetro del término *post * primer*, para la triple interacción con la variable para educación media y para la triple interacción con la variable para educación superior respectivamente. Siguiendo este mismo orden, los coeficientes para la regresión de la columna (II) son -0.00302, -0.00401 y -0.0044, y para la columna la columna (III) son -0.00142, -0.00597 y -0.00424. Además de no haber significancia estadística en ningún parámetro estimado, se aprecia que sólo en la especificación que toma al tercer hijo como grupo de control los coeficientes van en una dirección coherente con la hipótesis que se evalúa. Tomando en consideración todos los resultados obtenidos conjuntamente, pareciera que de manera similar a la primera hipótesis la evidencia sugiere que podemos descartar esta segunda conjetura, al menos bajo la metodología empleada.

Finalmente, una hipótesis más sutil viene dada por el hecho de que quizás lo que más importa no es la educación de la madre ni la del padre por separado, sino que la diferencia entre ambas. De esta manera, la ley pudo haber tenido más impacto en los nacidos cuyas madres eran menos educadas que sus padres. La razón es que en los nacidos cuyas madres eran más educadas que sus padres la pensión alimenticia y el derecho a herencia pudieron haber sido factores menos determinantes en la decisión sobre fertilidad extramarital, y por lo mismo estas parejas podrían haber reaccionado menos a la LF. Las tres columnas del Panel C de la Tabla 2 muestran el resultado de la evaluación empírica de esta hipótesis. La interacción del término *post * primer*, es ahora con una variable binaria que toma valor uno si el padre es más educado que la madre (variable *mas*), y con una variable binaria que toma valor uno si ambos tienen la misma educación (variable *igual*). Luego la categoría base es que la madre tenga más educación que el padre.

Una vez más, al igual que en las dos primeras conjeturas, todos los coeficientes de interés son no significativos y en este caso es un poco más difícil sostener que éstos siguen una dirección consistente con la hipótesis en cuestión. Lo que hace factible señalar que, bajo esta metodología, la teoría no encuentra apoyo empírico. En concreto, para la especificación que toma a los segundos hijos como control, cuyos resultados se muestran en la columna (I), se obtienen coeficientes estimados iguales a -0.00388 para el parámetro del término *post * primer* y para las triple interacciones *post * primer * mas* y *post * primer * igual* se obtienen coeficientes equivalentes a -0.00207 y -0.00198, respectivamente. Esta es la única especificación en donde el efecto es mayor en los nacidos con padres más educados que sus madres, pero como se aprecia, la diferencia con el efecto en nacidos con padre y madre igual de educados es muy pequeña. Por lo demás, los tres coeficientes de esta especificación son muy chicos. Siguiendo ese mismo orden, los coeficientes

estimados para la especificación que ocupa al tercer hijo como grupo de control y que se muestran en la columna (II) son -0.01472, 0.00705 y 0.01721. Se aprecia primero que los coeficientes son mayores a los obtenidos en la especificación anterior y que es en los hijos de madres más educadas que los padres donde el efecto es más negativo. Para los resultados de la columna (III) ocurre algo similar a esto último pero los coeficientes tienen menor magnitud. En el mismo orden, estos son -0.00929, 0.00253 y 0.00648.

Todo el análisis anterior permite en buena medida descartar efectos diferentes considerables de la ley según características educacionales de los padres del nacido. Se puede interpretar esto como evidencia complementaria a lo encontrado en la estimación principal, que al menos bajo la estrategia planteada, parece ser posible sostener que la ley no afectó la tendencia de la fertilidad intramarital de manera importante.

4.3. Ejercicio de Replicación

En la Sección 3 de este trabajo, se propuso una estrategia empírica de *Diff in Diff in Diff* que para identificar un impacto de la LF en la tendencia de la fracción de los nacidos bajo matrimonio toma como grupo tratado por la reforma a los recién nacidos que son primogénitos y como grupo de control aquellos nacidos que son segundos o terceros hijos en orden de nacimiento. Para ejecutar esta estrategia se recurrió al registro de nacimientos del DEIS. En lo que va de esta sección se ha mostrado los resultados tanto de la estimación principal de esta estrategia como de un conjunto de especificaciones secundarias. A continuación se intentará replicar, en la medida de lo posible, esta estrategia de identificación pero ahora recurriendo a la encuesta CASEN.³³ Si bien esta base de datos tiene mayores limitaciones que el registro del DEIS para la metodología en cuestión, la obtención de resultados congruentes a lo ya conseguido podría aportar robustez a la conclusión de esta sección. Es ese el propósito del siguiente ejercicio empírico.

Para realizar la estimación se selecciona como grupo tratado a los primogénitos que tienen hasta dos años, y como grupo de control a los segundos o terceros hijos que tienen hasta dos años.³⁴ Se estudia si es que la tendencia de la fracción de madres casadas en el primer grupo se vio o no afectada con posterioridad a la ley, en comparación a la del segundo grupo. Formalmente se procede a estimar la siguiente ecuación (1’):

$$FMC_{t,o,c,m} - FMC_{t-1,o,c,m} = \lambda_t + \theta_o + \rho_c + \eta_m + \beta_0 \cdot post * primer + X\beta_1 + \mu_t \quad (1')$$

Donde las variables son prácticamente las mismas que en la ecuación (1) con algunas diferencias. En primer lugar, no se agrupa ni se controla por la edad del padre.³⁵ Luego, cada observación en la estimación es un grupo de niños que comparten un orden de nacimiento o , cohorte de la madre c y educación de ésta m , en un año t . En segundo lugar, si bien la variable dependiente sigue siendo la tasa de cambio de la fracción de niños con madres casadas, esta tasa de cambio es bianual.³⁶ A su vez, el término *post* toma valor unitario en los años 2000 y 2003, que son los años de la encuesta posterior a la reforma. Finalmente, se incluyen los mismos cohortes y niveles educacionales que en la estimación ocupando el registro del DEIS, y tanto el coeficiente de interés como su interpretación son iguales que en (1). Es decir, el coeficiente relevante es β_0 y mide el impacto de la LF en la tasa de cambio de la fracción de nacidos con madres casadas para los primeros hijos.

La Tabla 3 contiene los resultados del ejercicio. La primera columna muestra el resultado de la regresión que valida el grupo de control como contrafactual. Es decir, el equivalente a la ecuación (2) para

³³Se utilizan los años 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000 y 2003.

³⁴Dado que para la estimación se forman grupos de nacidos que comparten ciertas características, y dado que la muestra contiene muy pocas observaciones de niños nacidos el mismo año de la encuesta, tomar sólo a los nacidos el mismo año no permitiría formar suficientes grupos para realizar la estimación. Seleccionar niños que tienen hasta dos años resuelve lo anterior de la mejor manera posible.

³⁵Nuevamente, dada la muestra no es posible formar los mismos grupos que en la estimación principal, por lo que se optó por dejar afuera la educación del padre. Para el siguiente trabajo con la CASEN, sí es posible aumentar el número de grupos trabajando a nivel regional, lo que incrementa de manera considerable el número de observaciones.

³⁶La encuesta se realiza cada dos años. Excepcionalmente, entre las dos últimas encuestas que se consideran pasan tres años.

este ejercicio. Los tres coeficientes relevantes no son estadísticamente distintos de cero. Por otro lado, el resultado de la estimación del parámetro de interés de la ecuación (1') es presentado en la columna (II) de esa misma tabla. El coeficiente es también no significativo y negativo, consistentemente con lo obtenido en la estimación principal. Si bien su magnitud de -0.0160 casi triplica la obtenida en la estimación de (1), al compararla con una desviación estándar del error de la regresión (1') sin el término de la ley, que equivale a 0.186, notamos que es muy pequeña. Luego de manera similar al resultado de la estimación principal, aunque con menor precisión, se obtiene un coeficiente negativo, pequeño y no significativo. Finalmente, la columna (III) entrega el resultado de una regresión que interactúa el término *post * primer* con variables binarias para el nivel de educación de la madre del niño. Esta regresión replica la primera estimación realizada en la subsección anterior. El coeficiente del término *post * primer* es 0.07720 y los coeficientes de las interacciones triples con educación media y educación superior son, respectivamente, -0.19073 y -0.02426. Si bien los parámetros estimados son también no significativos, la magnitud e intervalos de confianza de éstos sugiere que esta vez no se cuenta con suficiente precisión en la estimación. Por último, se aprecia que los coeficientes no son consistentes con la dirección de la hipótesis sobre educación de la mujer, encontrándose el mayor efecto en los niños con madres de nivel educacional medio.

En términos generales, los resultados de este ejercicio de replicación parecieran ir en la misma dirección que la estimación principal, agregando algo más de evidencia a la conclusión obtenida hasta aquí. Esta conclusión es que si bien en su mayoría la evidencia empírica obtenida indica que es posible descartar un efecto importante de la LF en la tendencia de la fracción de nacidos en matrimonio, algo de ésta podría sugerir la existencia de un impacto leve. Es decir, pareciera que bajo esta metodología empírica al menos es posible sostener que la Ley de Filiación no impactó de manera considerable el decrecimiento de la fracción de niños que nacen en un matrimonio en Chile, incluso en aquellos grupos de la población que en principio era razonable pensar que podrían haberse visto más afectados.

5. Evaluación Canales de Impacto

En la estimación principal se obtuvo que, bajo la metodología propuesta, pareciera no haber evidencia a favor de que la Ley de Filiación haya tenido un impacto importante en la tendencia de la fracción de nacidos en matrimonio. A su vez, en la sección 2 se conceptualizaron los canales mediante los cuáles la reforma podría haber afectado el porcentaje de nacidos en cada estado civil y se concluyó que la ley pudo o bien haber influido positivamente en la decisión de las parejas de convivir para tener hijos, o bien haber impulsado la fertilidad de las parejas que cohabitan. En esta sección se intentará evaluar de manera empírica si es que la LF impactó o no estos canales, con el propósito de averiguar si la evidencia es consistente con los resultados de la estimación principal.

5.1. Decisión Sobre Estado Civil

En la sección 2 se señaló que la LF, mediante una disminución de los costos de la fertilidad fuera del matrimonio, pudo haber hecho que ciertas parejas que querían tener hijos decidieran dejar de casarse y empezaran a tener hijos como convivientes.³⁷ De esta manera, vía un cambio en el estado civil en que se decide tener hijos la ley podría haber impactado negativamente la fracción de nacidos en matrimonio. A continuación, se estudiará empíricamente si la decisión del estado civil que se elige para tener familia se vio o no afectada por la reforma. Para esto se realizan dos aproximaciones que se fundamentan en una misma distinción conceptual entre el efecto de la reforma en las mujeres en edad fértil y el efecto de ésta en las mujeres que exceden esta edad. Por una parte, es razonable pensar que son las mujeres en edad fértil las que podrían haber visto afectada su decisión de casarse luego del mejoramiento de las condiciones para la fertilidad extramarital. Es decir, la igualación de las condiciones para la fertilidad dentro y fuera del matrimonio, afecta la propensión al matrimonio de las mujeres que quieren tener hijos. Por el contrario, para las mujeres que pasaron la etapa fértil de la vida, y que por lo tanto no van a tener hijos, la reducción de los costos de tener hijos fuera del matrimonio no es relevante en su decisión de casarse o no. Dado lo anterior, la primera aproximación estudia si es que hubo un cambio en la tendencia de la tasa de nupcialidad de las mujeres en edad fértil, en comparación con las mujeres que ya no están

³⁷Esto dado que esta disminución en los costos de la fertilidad fuera del matrimonio implica un incremento de la utilidad total que reciben, al optar por convivir, las parejas que quieren tener hijos.

en esa edad, mientras que la segunda estrategia investiga directamente si es que hubo un cambio en la tendencia de la fracción de las mujeres en edad fértil que conviven y si es que hubo un cambio en la tendencia de la fracción de las mujeres en edad fértil que están casadas.³⁸ En ambos casos, se indaga en si es que hubo efectos distintos de la reforma en grupos que *a priori* son considerados como que pueden haber sido más afectados.

5.1.1. Tasa de Nupcialidad

Para estudiar si es que hay un efecto causal de la ley en la tendencia de la tasa de nupcialidad de las mujeres en edad fértil en comparación con aquellas que sobrepasaron esta edad se selecciona un subgrupo de las mujeres que están en el período fértil de sus vidas, aquellas que tienen entre 20 y 34 años. Esto con el objetivo de ocupar como grupo tratado por la ley a las mujeres que realmente verían su decisión sobre el estado civil afectada por la eliminación de los costos de la ilegitimidad, es decir, aquellas que se casan pensando en tener hijos. La elección de este rango se considera adecuado por el hecho de que, en el Chile de los noventa, cerca del 97% de los nacimientos de primogénitos son hijos de mujeres de hasta 34 años. Por otro lado, como grupo de control se toma a las mujeres que tienen entre 50 y 59 años y se estudia el período 1994-2002. La selección de estos grupos de control y tratamiento, conjuntamente con la selección del período que se analiza, permiten evitar que mujeres tratadas pasen a luego a ser tomadas como control, lo que sesgaría la estimación.

Bajo esa elección, se procede a investigar si la reforma afectó la tendencia de tasa de nupcialidad de las mujeres en el grupo de tratamiento, tomando la tendencia de la tasa de nupcialidad de las mujeres de cincuenta años como contrafactual. En lo que sigue de la sección, la tasa de nupcialidad del período t en el lugar c se define específicamente como:

$$TN_{t,c} = \frac{\text{Número Matrimonios}_{t,c}}{\text{Población Mujeres}_{t,c}}$$

Es decir, número total de matrimonios en el período t y lugar c , dividido por la población de mujeres en el mismo tiempo y lugar.³⁹ En la estimación, las tasas de nupcialidad se construyen a nivel comunal a partir del registro de matrimonios del INE y de las proyecciones de población de esta misma institución.

La pregunta específica a investigar es si es que inmediatamente luego de 1998 se observa un cambio en la tendencia de la tasa de nupcialidad que afecte a las mujeres fértiles. La elección del primer año de tratamiento se fundamenta en que es posible que ya desde el año siguiente a la promulgación de la ley se observen parejas que se dejan de casar. Concretamente, se procede nuevamente mediante una metodología de *Difference in Difference in Difference*, estimándose la siguiente ecuación:

$$TN_{t,c,e} - TN_{t-1,c,e} = \delta_t + \alpha_c + \sigma_e + \beta_1 \cdot post * ef + \mu_t \quad (3)$$

Donde $TN_{t,c,e}$ es la tasa nupcialidad del grupo de edad e , en la comuna c , en el año t . La variable dependiente luego es la diferencia de esta tasa en dos años. δ_t , α_c y σ_e son efectos fijos año, comuna y grupo de edad, respectivamente. Cada grupo de edad e es de cinco años.⁴⁰ Por último, $post * ef$ es una interacción entre una variable binaria que toma valor uno si el año es posterior a 1998,⁴¹ con ef que es también una variable binaria pero que toma valor unitario si el grupo de edad esta dentro del rango etario que se seleccionó como fértil. El coeficiente relevante es β_1 , y se interpreta como el impacto de la ley en la tendencia de la tasa nupcialidad de las mujeres en edad fértil. Evidencia a favor de un efecto causal de la LF sería que este coeficiente fuese significativamente negativo.

³⁸La decisión de analizar cambios en tendencia tiene que ver primordialmente con mantener la congruencia con lo estudiado en la estimación principal.

³⁹Esta definición difiere de la clásica Tasa Bruta de Nupcialidad (TBN), que es número de matrimonios por cada mil habitantes.

⁴⁰Luego hay en total cinco grupos de edad, de cinco años cada uno. Dos de control y tres tratados.

⁴¹Es decir si t es mayor o igual a 1999.

El Panel A de la Tabla 4 muestra en su segunda columna el equivalente a la regresión (2) para esta estimación, es decir, la validación del grupo de control. Se evidencia que los coeficientes de interés no son estadísticamente distintos de cero con lo que se descarta la existencia de tendencias previas no paralelas entre la tasa de cambio de la tasa de nupcialidad del grupo de control y la del grupo de tratamiento. La columna (I) de este mismo panel muestra el resultado de la estimación de (3). Se aprecia que el coeficiente relevante es no significativo y positivo. Más aún, tanto su magnitud de 0.00062 como todo el intervalo de confianza del coeficiente, $[-0.00031 ; 0.00155]$, son muy pequeños si lo comparamos con una desviación estándar del error de la misma regresión pero sin el término que hace relación a la ley, que equivale a 0.0113. Por lo que dada la precisión de la estimación, es posible interpretar este coeficiente no significativo como evidencia de que la ley no tuvo un impacto considerable en la tasa de nupcialidad de las mujeres en edad fértil, al menos bajo esta estrategia empírica. Siendo esto consistente con lo encontrado en la estimación principal.

Además de la estimación anterior, los datos permiten probar otras hipótesis relacionadas a grupos que *a priori* se considera que podrían haber sido más afectados por la reforma. Una primera hipótesis, es tomar en cuenta que en esos años en Chile el matrimonio civil debía anteceder al matrimonio católico (Ducasse, 2004). Por lo que las personas interesadas en casarse por la iglesia católica debían (antes y después de la LF) casarse por el registro civil. Dado esto, es razonable pensar que en los católicos la LF tuvo un efecto menor que en el resto de la población, ya que ellos van a seguir teniendo motivos para elegir el matrimonio civil por sobre un acuerdo informal. Algo similar podría ocurrir con las personas que profesan otras religiones, como los evangélicos. Por otro lado, podemos pensar que la LF tuvo un impacto distinto según el ingreso de las parejas. En primer lugar parejas más ricas suelen ser más educadas, lo que quizás las hizo estar mejor informadas sobre los aspectos de la ley. Esto las podría haber hecho reaccionar más al cambio. En segundo lugar, los hijos de padres más ricos son los que en general asisten a los colegios particulares en Chile, que son los colegios en donde en principio se discriminaba a los *ilegítimos*. Luego, si con la eliminación de esta categoría se eliminó a su vez la discriminación en los colegios, estas parejas habrían enfrentado la remoción de un costo de no casarse y podrían haber reaccionado más a la reforma.

Para evaluar ambas hipótesis se procede a estimar una ecuación en la que se interactúa el término $post * ef$ de la ecuación (3) con variables para ciertas características de la comuna. Para analizar la teoría de un efecto distinto según religiosidad, se interactúa en una misma regresión el término $post * ef$ de la ecuación (3) con un término que mide el porcentaje de mujeres entre 20 y 49 años que se declaran católicas en la comuna, con un término que mide el porcentaje de mujeres evangélicas de ese mismo rango de edad en la comuna, y con un término que mide el porcentaje de mujeres de otras religiones de ese rango de edad presentes en la comuna. Por otra parte, para estudiar la conjetura sobre la riqueza, en la ecuación (3) se hacen triples interacciones entre $post * ef$ y variables binarias para cada cuartil de la distribución comunal del ingreso per cápita. La categoría base es el primer cuartil. Los dos paneles restantes de la Tabla 4 contienen los resultados de la estimación de las hipótesis que, intentan estudiar si es que hay un efecto distinto según la religiosidad de la comuna (Hipótesis Religiosidad) o según el cuartil de la distribución del ingreso al que pertenece (Hipótesis Ingreso).

La primera columna del Panel C tiene los resultados de la regresión que toma en cuenta características económicas. En esta estimación, el parámetro del término $post * ef$ indica el efecto de la reforma en las comunas del cuartil menos rico, mientras que cada coeficiente de las interacciones triples indica la diferencia entre este último efecto y el efecto en las comunas del cuartil correspondiente a esa triple interacción. Como se aprecia, todos los coeficientes son no significativos y pequeños en magnitud. Específicamente, la estimación del coeficiente del término $post * ef$ es 0.00044, mientras que los coeficientes para las interacciones con las variables para el segundo, tercer y cuarto cuartil son respectivamente -0.00012, 0.00022 y -0.00033. Se nota que si bien el efecto para las comunas del cuartil más rico es el menos positivo, no se cumple que a más riqueza del cuartil menos positivo el efecto, ya que el efecto en las comunas del tercer cuartil es de hecho el más positivo. Por otra parte, la primera columna del Panel B muestra los resultados de la estimación de la hipótesis sobre religiosidad. En esta, aunque los coeficientes tampoco están cerca de ser significativos y siguen siendo pequeños, interesantemente estos van en una dirección que parece ser consistente con la hipótesis. De esta manera la estimación del parámetro para el término $post * ef$ es negativo e igual a -0.00173.⁴² Mientras los coeficientes de las triples interacciones son todos

⁴²Este coeficiente puede interpretarse como el efecto de la ley en una comuna en donde 100% de la población es atea o

positivos. Detalladamente, el coeficiente que acompaña a la variable que mide el porcentaje de mujeres católicas en la comuna es igual a 0.003, mientras que los coeficientes correspondientes al porcentaje de mujeres evangélicas o de otras religiones son 0.00066 y 0.00239. En cualquier caso, los coeficientes para las estimaciones de ambas hipótesis no son estadísticamente distintos de cero.

La conclusión de todo lo hecho en esta subsección, es que el resultado de la primera aproximación al estudio de este canal parece agregar evidencia coherente con lo obtenido en la sección previa, es decir, la no existencia de un efecto relevante de la Ley de Filiación en la tendencia de la tasa de nupcialidad va en dirección con lo obtenido en la estimación principal. En la siguiente subsección, se evaluará empíricamente este canal bajo otra metodología.

5.1.2. Fracción de Mujeres por Estado Civil

Una segunda aproximación para estudiar si la ley tuvo un impacto en la elección del estado civil en el que se decide tener hijos, es preguntarse directamente si se afectó el porcentaje de mujeres fértiles en cada estado civil, en comparación a las mujeres mayores a la edad fértil. Según lo planteado, evidencia a favor de un impacto de la ley sería observar un aumento de la fracción de las mujeres en edad fértil que conviven y una disminución de la fracción de ellas que están casadas.

Para estudiar si la reforma tuvo un impacto causal en la distribución del estado civil en las mujeres en edad fértil, se procede nuevamente a hacer un análisis de cambios en tendencias y se recurre a los mismos grupos de control y tratamiento que en la subsección anterior. Específicamente, se estimó la siguiente ecuación:

$$FM_{t,g,r,s} - FM_{t-1,g,r,s} = \delta_t + \phi_g + \Omega_r + \beta_1 \cdot post * ef + \mu_t \quad (4)$$

Donde $FM_{t,g,s,r}$ es la fracción de mujeres en el año t que son del grupo de edad g , tienen el estado civil s y pertenecen a la región r . δ_t , ϕ_g y Ω_r son efectos fijo año, grupo de edad y región, de manera respectiva. Los grupos de edad son de cinco años y dado que la CASEN posterior a la ley más próxima es la del año 2000, $post$ es una variable binaria que toma valor unitario si t es el año 2000 o el año 2003, y cero en otro caso. Esta variable se interactúa con la ya explicada variable binaria ef . Luego, el coeficiente relevante es el referido a esta doble interacción, β_1 , y mide el impacto de la ley en la tendencia de la fracción de mujeres en edad fértil que tienen el estado civil s .

La Tabla 5 muestra los resultados de la estimación de (4) para las mujeres casadas y convivientes. Nuevamente esta tabla está dividida en paneles. La columna (I) del Panel A muestra el resultado de la estimación que valida el grupo de control como contrafactual para el caso de las mujeres casadas, mientras que la columna (II) muestra el resultado de la misma estimación para las mujeres que conviven. Los coeficientes son no significativos para las dos estimaciones, lo que implica que para ambos casos antes de la LF la tendencia de la variable dependiente en el grupo tratado era paralela a aquella correspondiente al grupo de control. La columna (I) del Panel B muestra el resultado de la estimación de (4) para las mujeres casadas. El coeficiente de interés en la regresión de las casadas es negativo y significativo al 5%. Específicamente equivale a -0.02655. Siendo la magnitud del coeficiente aproximadamente un cuarto de una desviación estándar del residuo de la estimación de una regresión igual a (4) pero sin el término referente a la ley, este resultado indica que aparentemente la tasa de cambio de la fracción de mujeres en edad fértil casadas se vio levemente afectada de manera negativa por la LF. Por otro lado, el coeficiente en la regresión de las convivientes, mostrado en la segunda columna del Panel B, es positivo y no es estadísticamente distinto de cero. Si se procede como ya es habitual, y se compara el coeficiente (0.0096) y su intervalo de confianza con una desviación estándar del residuo de la estimación de una regresión igual a (4) pero sin el término de la ley (0.050), notamos que este resultado se puede interpretar como que bajo esta metodología la LF no tuvo un impacto en la tendencia de la fracción de mujeres en edad fértil que conviven. Finalmente, el Panel C de la misma tabla presenta los resultados de la estimación de una regresión que interactúa la variable $post * ef$ con variables binarias para cada nivel de educación de la mujer, de manera similar a lo hecho en la secciones anteriores. En este caso, tanto para las casadas como

agnóstica.

para las convivientes, no hay significancia estadística y los signos no van en una dirección coherente con la propuesta teórica ya que en ambas estimaciones los efectos más grandes se aprecian entre las mujeres de educación media.

Los resultados obtenidos sugieren que no hay evidencia de un impacto importante de la ley en la tendencia de la fracción de mujeres de edad fértil que conviven. Sin embargo, sí parece haber un impacto pequeño en la tasa de cambio de la fracción de mujeres casadas lo que en principio es congruente con lo planteado en la sección 2. Ahora bien, el hecho de que no haya impacto significativo en la fracción de las mujeres en edad fértil que conviven, conjuntamente con el hecho de que en la subsección anterior no se obtuvo efecto alguno para la tasa de nupcialidad hace pensar que no es del todo claro cuánto de este impacto encontrado en la fracción de las mujeres que están casadas se pueda deber verdaderamente a la ley. Aun así, el análisis empírico de este primer canal es consistente con la conclusión de la estimación principal ya que ésta sugiere que si bien parece ser posible descartar un impacto importante de la LF, hay algo de evidencia que podría indicar un impacto pequeño.

5.2. Fertilidad de los que Conviven

El segundo canal señalado por el cual la Ley de Filiación pudo haber impactado negativamente el porcentaje de nacidos en matrimonio es través de un aumento del número de hijos de las parejas que conviven y que tenían su fertilidad inhibida. La intuición detrás de este mecanismo es la siguiente. Por un lado las parejas que cohabitan después de la reforma podrían haber enfrentado un menor costo de su fertilidad, dado tres cambios de la LF. Primero, la adquisición de la patria potestad de sus hijos. Segundo, la incorporación de deberes de sus familias con respecto a su hijos. Tercero, y principalmente, la eliminación de la categoría de *ilegítimo*. Por otro lado, al interior de las parejas que cohabitan, la transferencia de poder hacia las mujeres pudo implicar un cambio hacia una familia más grande.⁴³ La contraparte, es que en los casados es razonable pensar que la ley no provocó un cambio en el número de hijos, es decir, su decisión sobre fertilidad no se vio afectada por la reforma.

De manera específica, la aproximación para estudiar empíricamente la existencia de un aumento en la fertilidad de los convivientes será estudiar si es que hubo un cambio en la tendencia del número de hijos promedio de estas parejas con posterioridad a la ley. Para esto, se procede mediante una estrategia de *DDD* tomando como tratados a los convivientes y como grupo de control a los matrimonios. Nuevamente, esto se fundamenta en que pareciera razonable pensar que la ley no afectó la fertilidad de los casados ya que para ellos los costos de la fertilidad se mantuvieron constantes. Para la estimación se recurrirá a la CASEN. La ecuación a estimar es la siguiente:

$$NHP_{t,e,m,c} - NHP_{t-1,e,m,c} = \sigma_e + \omega_m + \varpi_C + \phi_t + \beta_1 \cdot post * conv + \mu_t \quad (5)$$

En esta ecuación, $NHP_{t,e,m,c}$ es el número de hijos promedio de una pareja de estado civil e , cuya mujer tiene nivel educacional m y es del cohorte c , en un año t .⁴⁴ Luego, σ_e , ϖ_C y ω_m son efectos fijos estado civil, cohorte y nivel de educación. Por otro lado, ϕ_t es un efecto fijo año. La variable $conv$ es binaria y toma valor uno si la pareja convive y cero si está casada. Finalmente, $post$ es también una variable binaria que toma valor unitario si el año es posterior a la ley. Es decir si t es 2000 ó 2003. El coeficiente que interesa es β_1 y mide el efecto de la ley en el número de hijos promedio de los convivientes. Evidencia de un impacto de la ley sería que este coeficiente fuese positivo, es decir, el número de hijos promedio de los convivientes habría aumentado con posterioridad a la LF.

La Tabla 6 muestra los resultados de la estimación de (5). Específicamente en la columna (II) de esta tabla se aprecia que el coeficiente de interés estimado, -0.08886, no es estadísticamente significativo y

⁴³Es bueno recordar que todo esto requiere la aplicabilidad del Teorema de Becker-Coase y también que, como típicamente se encuentra, las preferencias de la mujer sean hacia una mayor fertilidad. Lo anterior obviamente necesita suponer que se cumplen las clásicas condiciones para el teorema, como bajos costos de transacción, entre otras cosas.

⁴⁴En esta estimación tampoco es posible agrandar el número de grupos (N) reuniéndolos por región. Para considerar regiones, habría que dejar de agrupar por educación o por cohorte, y para mantener la coherencia con el resto de las estimaciones se optó por dejar cohortes (los mismos que en la estimación principal) y nivel de educación (los mismos que en todo el trabajo).

además es de signo negativo. A pesar de que la precisión para esta estimación parece no ser suficiente, la impresión es que al menos se puede concluir razonablemente que el resultado obtenido sugiere que los convivientes no aumentaron su fertilidad. Es decir, bajo la metodología que se emplea, no se encuentra evidencia que avale que la LF haya impulsado la fertilidad de los cohabitantes, lo que en buena medida es congruente con la conclusión de la estimación principal. Por último, la columna (III), es la interacción del término *post*conv* con variables binarias para cada nivel de educación de la mujer. La categoría base para la estimación es educación básica. Los coeficientes estimados del parámetro que acompaña a *post*conv*, y de los parámetros que acompañan a la triple interacción con la variable para educación media y a la triple interacción con la variable para educación superior son respectivamente -0.06128, -0.01942 y 0.00978, y no son estadísticamente distintos de cero. Finalmente, se aprecia que el signo negativo del efecto se mantiene para las tres categorías.

6. Discusión de los Resultados

Los resultados de la estimación principal muestran que incluso para los grupos de la población que a priori era razonable pensar que se podrían haber visto más afectados, no hay evidencia de que la LF haya impactado fuertemente la tendencia de la fracción de nacidos en matrimonio, al menos bajo la metodología empleada. Adicionalmente, en la sección anterior se intentó probar que, de manera coherente, tampoco hay evidencia de un efecto considerable de la ley en los canales de impacto conceptualizados. Ahora bien, en ambos casos se encontró algo de evidencia que podría sugerir un efecto pequeño de la LF. A continuación, se discute a qué se puede haber debido que la Ley de Filiación no haya afectado mayormente las decisiones de fertilidad y matrimonio en Chile.

En la sección 2 de este trabajo se planteó que era de esperar que los componentes de la ley que implicaban una transferencia de poder al interior de las parejas que conviven y no un aumento de la utilidad total de este tipo de parejas, no afectarían la proporción de personas que conviven o se casan. Los efectos de este tipo de cambios sí se podrían observar en otro tipo de *outcomes* al interior del hogar, como por ejemplo la asistencia al colegio de los hijos o las horas de trabajo del hombre. Dado el contexto chileno, tanto la mejora en el derecho a la pensión alimenticia como la mejora en el derecho herencial de un hijo nacido fuera del matrimonio son interpretables como un aumento del poder de negociación de la mujer al interior de quienes conviven,⁴⁵ y por lo mismo no constituirían factores capaces de influenciar una mayor proporción de convivientes. Ahora bien, la pregunta de por qué estos aspectos de la ley no implicaron, como era posible adelantar, un aumento en la fertilidad de los convivientes se mantiene abierta.

El argumento anterior sirve para explicar por qué los aspectos de transferencia de poder en el hogar de la reforma pueden no haber influenciado la decisión sobre estado civil, pero traslada la pregunta hacia por qué los otros elementos de la reforma que conceptualmente sí implicarían un aumento del excedente total de la pareja que convive no implicaron a su vez aumento de los cohabitantes. Fundamentalmente, de los componentes de la ley que sí podrían haber implicado un aumento del excedente total de la pareja que convive el más relevante es la eliminación de la discriminatoria categoría de *ilegítimo*.⁴⁶ Luego para tratar de entender por qué la ley no tuvo un efecto notorio en las decisiones de fertilidad y matrimonio quizás se debe explicar a qué se debe que la desaparición de la categoría *ilegítimo* no cambiara el comportamiento de las parejas.

Una primera explicación de por qué la eliminación de la categoría de hijo *ilegítimo* no afectó la decisión de matrimonio y de fertilidad, es que quizás para el momento en que llegó la ley el costo social vinculado con ser *ilegítimo* había desaparecido. Es decir, para el momento de la reforma la ilegitimidad simplemente no representaba un costo relevante para las parejas. Esta hipótesis hace sentido si es que consideramos que para el momento de la promulgación de la ley, los hijos nacidos fuera del matrimonio correspondían a cerca de un 50 % del total y que la tendencia en aumento de la convivencia con hijos había comenzado hace por lo menos una década. Incluso, hay autores que explicitan algunos factores determinantes de un supuesto cambio cultural que llevó a una nueva valorización de la estructura matrimonio-familia, como

⁴⁵Como en la gran mayoría de los casos si la pareja se separa la mujer se queda con los niños, un aumento de la pensión es un aumento del ingreso disponible para ella (Martínez, 2013).

⁴⁶O más específicamente la eliminación de la categoría de *ilegítimo* de los certificados oficiales.

la globalización (Valdés, 2007). Sin embargo, en oposición a esto sí pareciera haber evidencia de que la discriminación hacia hijos nacidos fuera del matrimonio aún existía, por ejemplo en la aceptación en ciertas instituciones educacionales (Martinez, 2013).⁴⁷

Contrariamente, una segunda explicación es que para el momento de la ley la discriminación hacia los *ilegítimos* seguía existiendo y que la eliminación de la categoría no implicó que los perjuicios hacia los nacidos fuera del matrimonio se acabaran. Es decir si bien se eliminó la distinción legal, seguía habiendo un costo social asociado a la fertilidad fuera del matrimonio. Y la mantención de este costo de la fertilidad extramarital inhibió una respuesta de las parejas a la ley. Por último, es posible pensar que la ley sí pudo haber acabado con la discriminación existente e incluso así, los padres por otros motivos siguieron prefiriendo el matrimonio a la convivencia.

Una manera de investigar la validez de estas explicaciones es estudiar si que en que uno de los ámbitos donde se especula que había discriminación hacia los hijos extramaritales, el sistema educacional, ésta de hecho existía. Y averiguar además si es que la ley cambió o no está discriminación. Para esto, se recurre a la encuesta CASEN que en su cuestionario pregunta la edad de los niños, el estado civil de los padres y el tipo de establecimiento de educación al que asisten. A su vez, de la CASEN se puede obtener el orden de nacimiento de los hijos del hogar. De esta manera, se puede estudiar si es que ser hijo de convivientes tiene un impacto en la posibilidad de asistir a un colegio particular, y si es que con posterioridad a la ley la fracción de hijos de convivientes que asisten a esos colegios cambió o no. Además, tener la edad y el orden de nacimiento de los niños permite seleccionar a aquellos primogénitos que tienen 7 años, que es la edad que mayoritariamente tienen al momento de la encuesta los estudiantes de primer año de enseñanza básica.⁴⁸ Para esto se procede mediante una estrategia de *Diff in Diff*, estimándose la siguiente ecuación:

$$P = \gamma_c + \delta_m + \epsilon_p + \epsilon_d + \xi_t + \beta_0 \cdot conv + \beta_1 \cdot post \cdot conv + \mu_t \quad (6)$$

Donde P , es una variable binaria que adquiere valor uno si es que el niño va a un colegio particular (subvencionado o pagado) y cero en otro caso. γ_c , δ_m , ϵ_p , y ϵ_d , controlan por la comuna, la educación de la madre, la educación del padre y el décil de la distribución del ingreso al que pertenece el hogar, respectivamente. ξ_t es un efecto fijo año. La variable *post* es binaria y toma valor unitario si el año es posterior a la ley. La variable *conv* también es una variable binaria que toma valor uno si es que los padres del niño conviven y cero en otro caso. El coeficiente β_0 mide si es que, aún controlando por todas esas características del hogar, el ser hijo de convivientes tiene un impacto en la posibilidad de asistir a un colegio particular o particular subvencionado.⁴⁹ Si este coeficiente fuese negativo y significativo, esto podría ser evidencia de la existencia de discriminación antes de la ley, por lo menos en materia educacional. Mientras que β_1 es el coeficiente que mide si es que, con respecto a antes de la reforma, hay o no un cambio en la fracción de hijos de convivientes que asisten a colegios no públicos.

Los resultados de la estimación de (6) se presentan en la Tabla 7. Como se aprecia, la estimación de β_0 es igual a -0.07865, siendo significativo al 0.1%. Lo que implica que antes de la ley tener padres conviviendo impactaba negativamente la asistencia a ese tipo de colegios. Por el contrario, β_1 estimado es no significativo, es decir, no hay un cambio estadísticamente significativo en la fracción de hijos de convivientes que van a colegios particulares después de la LF. Lo anterior sugiere que al parecer al momento de la ley seguía habiendo discriminación hacia los hijos de los convivientes y que la reforma no removió estos perjuicios. Es decir, esto es evidencia a favor de que quizás una de las razones por la cual las personas no reaccionaron a la ley, es que aun después de ésta existían costos vinculados a la fertilidad de extramarital. En otras palabras, la eliminación de la ilegitimidad como categoría no parece haber retirado la discriminación social en contra de quienes nacen fuera del matrimonio.

⁴⁷Además, esta explicación no cierra del todo la inquietud de por qué por la transferencia de poder a las mujeres no cambió la fertilidad.

⁴⁸Todas las encuestas Casen se realizan entre noviembre y diciembre.

⁴⁹En rigor, si bien esto razonablemente puede ser debido a la existencia de discriminación, no se puede descartar que se deba a que simplemente los convivientes tienen una preferencia hacia los colegios o escuelas públicas.

7. Conclusión

Hasta finales del siglo XX, el código civil chileno diferenciaba los derechos de los hijos que nacían dentro del matrimonio de aquellos que lo hacían fuera de éste, y esta diferencia era en la práctica una discriminación legal hacia los hijos de padres no casados. Este trabajo estudia empíricamente si es que una reforma que puso fin de esta discriminación legal (Ley de Filiación) cambió o no la fracción que los nacidos en matrimonio representan del total. En otras palabras, se investiga si es que la igualación legal de las condiciones para la fertilidad fuera y dentro del matrimonio implicó un cambio en el porcentaje de nacidos en esta institución.

Mediante un análisis de los componentes de la ley, y en ocupando como marco de referencia el teorema de Becker-Coase, se sugiere la ley podría haber afectado la fracción de nacidos en matrimonio a través de un aumento del número de parejas que optan por la convivencia para tener a sus hijos y/o por medio de un incremento de la fertilidad entre quienes conviven. Los resultados de la estimación muestran que el fin de la discriminación legal no implicó un cambio importante en la tendencia de la fracción de nacidos en matrimonio, y que consistentemente tampoco parece haber evidencia de un efecto considerable en los canales de impacto conceptualizados. Finalmente, se argumenta que una de las posibles razones por las cuales esta reforma no afectó mayormente la fracción de nacidos en matrimonio es por que el fin de la discriminación en la ley hacia los hijos nacidos fuera de un matrimonio no condujo a un fin de la discriminación social hacia estos.

8. Referencias

- Edlund, L. (2013) The Role of Paternity Presumption and Custodial Rights for Understanding Marriage Patterns. *Economica*. Vol. 80, 650-669.
- Chiappori, P. A., M. Iyigun, and Y. Weiss. (2014) The Becker-Coase Theorem Reconsidered. *Journal of Demographic Economics*, forthcoming.
- Duccase, I. (2004) Nueva Ley ¿Nuevo Matrimonio? Carta de la Conferencia Episcopal de Chile.
- Hener, T. (2010) Do Couples Bargain over Fertility? Evidence Based on Child Preference Data. Ifo Working Paper No. 92
- Irrarázaval, I. y Valenzuela, J. P. (1993) La Ilegitimidad en Chile, Hacia un Cambio en la Conformación de la Familia. *Estudios públicos*. Vol. 52.
- Martínez, C. (2013) Intra- Household Allocation and Bargaining Power: Evidence from Chile. *Journal Economic Development and Cultural Change*. Vol. 61, 577-605.
- Pardo de Carvalho, I. (1999) La Reforma al Derecho Sucesorio por la Ley 19585. *Revista de Derecho de la Universidad Católica de Valparaíso*. Vol. 20, 111-121.
- Peñailillo, D. (1998) Las Categorías de Filiación y la Investigación de la Paternidad. *Revista de Derecho Universidad de Concepción*. N°204, 6-30.
- Ramos, R. (1999) Análisis Crítico de la Ley 19585. *Revista de Derecho de la Universidad Austral de Chile*. Vol. 10, 25-134.
- Rasul, I. (2008) Household bargaining over fertility: Theory and evidence from Malaysia. *Journal of Development Economics*. Vol. 86 215-241
- Trandafir, M. (2014) The Effects of Same-Sex Laws on Different-Sex Marriage: Evidence From Netherlands *Demography*. Vol 51(1), 317-340.
- Valdés, X. (2007) Notas sobre la Metamorfosis de la Familia en Chile. Trabajo presentado en el seminario Futuro de las Familias y Desafíos para las Políticas Públicas, CEPAL.

Tabla 1: Impacto de la LF en la Tasa de Cambio de la Fracción de Nacidos con Madre Casada

Var. Dependiente: Tasa de Cambio Fracción de Nacidos Con Madre Casada	Tendencias Previas (ec. 2)		Impacto LF (ec. 1)				
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)	(VII)
1995 * primer	0.00119 (0.00659)	0.00853 (0.01036)					
1996 * primer	0.00755 (0.00659)	0.00416 (0.00967)					
1997 * primer	0.00213 (0.00671)	0.00530 (0.00948)					
post * primer			-0.00562 (0.00343)	-0.00756 (0.00427)	-0.00656 * (0.00328)	-0.00409 (0.00372)	-0.00642 (0.00355)
Observaciones	288	288	576	576	864	576	864
Grupo Control	Segundo	Tercer	Segundo	Tercer	Ambos	Segundo	Ambos
Primer Año Tratamiento	1999	1999	1999	1999	1999	2000	2000

Notas: La variable dependiente es la tasa de cambio de la fracción de nacidos con madre casada. Toda especificación incluye efectos fijos año, orden de nacimiento, cohorte de la madre, educación de la madre, educación del padre y un control por el cuadrado del promedio de edad de las madres de cada grupo. Las dos primeras columnas corresponden a estimaciones de la ecuación (2), mientras que el resto corresponden a estimaciones de la ecuación (1). Las observaciones en las regresiones son grupos de nacidos que comparten cinco características. En la estimación se pondera cada grupo por el número de nacidos que lo conforman. Errores estándares entre paréntesis. Nivel de significancia: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tabla 2: Impacto Heterogéneo de la LF según Características de los Padres del Nacido

V. Dependiente: Tasa de Cambio Fracción de Nacidos con Madre Casada	Impacto LF		
	(I)	(II)	(III)
<i>Panel A: Según Nivel de Educación de la Madre</i>			
post * primer	-0.00265 (0.00939)	-0.01178 (0.01018)	-0.00748 (0.00900)
post * primer * educación superior	-0.00465 (0.01132)	0.00717 (0.01333)	0.00053 (0.01077)
post * primer * educación media	-0.00258 (0.01049)	0.00688 (0.01128)	0.00198 (0.00995)
<i>Panel B: Según Nivel de Educación del Padre</i>			
post * primer	0.00042 (0.00867)	-0.00302 (0.00966)	-0.00142 (0.00832)
post * primer * educación superior	-0.00471 (0.01061)	-0.00444 (0.01251)	-0.00424 (0.01011)
post * primer * educación media	-0.00728 (0.00986)	-0.00401 (0.01085)	-0.00597 (0.00938)
<i>Panel C: Según Diferencia de Nivel entre Padre y Madre</i>			
post * primer	-0.00388 (0.00930)	-0.01472 (0.01044)	-0.00929 (0.00886)
post * primer * mas	-0.00207 (0.01011)	0.00705 (0.01128)	0.00253 (0.00958)
post * primer * igual	-0.00198 (0.01284)	0.01721 (0.01477)	0.00648 (0.01217)
Observaciones	576	576	864
Grupo de Control	Segundo	Tercer	Ambos
Primer Año Tratamiento	1999	1999	1999

Notas: La variable dependiente es la tasa de cambio de la fracción de nacidos con madre casada. Toda especificación incluye efectos fijos año, orden de nacimiento, cohorte de la madre, educación de la madre, educación del padre y un control por el cuadrado del promedio de edad de las madres. Las observaciones en las regresiones son grupos de nacidos que comparten cinco características. En la estimación se pondera cada grupo por el número de nacidos que lo conforman. Errores estándares entre paréntesis. Nivel de significancia: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tabla 3: Impacto de la LF en la Tasa de Cambio de la Fracción de Nacidos con Madre Casada, Ejercicio Replicación CASEN

V. Dependiente: Tasa de Cambio Fracción de Nacidos con Madre Casada	Tendencias Previas (I)	Impacto LF (ec. 1') (II)	Impacto LF Según Educación Madre (III)
1992 * primer	0.04376 (0.12751)		
1994 * primer	-0.03321 (0.12957)		
1996 * primer	0.03726 (0.13228)		
post * primer		-0.01603 (0.11751)	0.07720 (0.33482)
post * primer * ed.media			-0.19073 (0.37683)
post * primer * ed.superior			-0.02426 (0.36816)
Observaciones	96	144	144
Primer Año Tratamiento	2000	2000	2000

Notas: La variable dependiente es la tasa de cambio de la fracción de nacidos con madre casada. Toda especificación incluye efectos fijos año, orden de nacimiento, cohorte y educación de la madre y un control por el cuadrado del promedio de edad de las madres. Estimación realizada ocupando las encuestas CASEN de los años 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000 y 2003. Las observaciones en las regresiones son grupos de nacidos que comparten cuatro características. En la estimación se pondera cada grupo por el número de nacidos que lo conforman. Errores estándares entre paréntesis. Nivel de significancia: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tabla 4: Impacto de la LF en la Tasa de Cambio de la Tasa de Nupcialidad

Variable Dependiente: Tasa de Cambio Tasa de Nupcialidad	(I)	(II)
<i>Panel A: Estimación Simple</i>		
	<u>Impacto LF (ec. 3)</u>	<u>Tendencias Previas</u>
1995 * ef		0.00054 (0.00100)
1996 * ef		0.00098 (0.00100)
1997 * ef		0.00025 (0.00100)
post * ef	0.00062 (0.00047)	
Observaciones	13200	6600
<i>Panel B: Hipótesis Religiosidad</i>		
	<u>Impacto LF</u>	
post * ef	-0.00173 (0.01983)	
post * ef * %católicas	0.00300 (0.02048)	
post * ef * %evangélicas	0.00066 (0.02213)	
post * ef * %otras religiones	0.00239 (0.02309)	
Observaciones	13200	
<i>Panel C: Hipótesis Ingreso</i>		
	<u>Impacto LF</u>	
post * ef	0.00044 (0.00083)	
post * ef * segundo cuartil	-0.00012 (0.00117)	
post * ef * tercer cuartil	0.00022 (0.00117)	
post * ef * cuarto cuartil	-0.00033 (0.00117)	
Observaciones	12800	
Primer Año Tratamiento	1999	1999

Notas: La variable dependiente es la tasa de cambio de la Tasa de Nupcialidad. Toda especificación incluye efectos fijos año, grupo de edad y comuna. El Panel A muestra el resultado de la estimación de la ecuación (3), la que se realizó considerando 330 comunas. El Panel B contiene el resultado de la estimación de la hipótesis sobre un efecto distinto según religiosidad, también incluyó 330 comunas. El Panel C contiene el resultado de la estimación de la hipótesis de un efecto distinto según ingreso de la comuna, estimación que fue realizada considerando 320 comunas. Errores estándares entre paréntesis. Nivel de significancia: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tabla 5: Impacto LF en la Fracción de Mujeres por Estado Civil

Variable Dependiente:	(I) Tasa de Cambio Fracción de Mujeres Casadas	(II) Tasa de Cambio Fracción de Mujeres Conviviendo
<i>Panel A: Tendencias Previas</i>		
1992 * ef	0.01232 (0.01904)	-0.02200 (0.01446)
1994 * ef	0.00588 (0.01876)	-0.00556 (0.01129)
1996 * ef	0.03748 (0.02663)	-0.02457 (0.01603)
Obs.	780	780
<i>Panel B: Impacto LF (ec. 4)</i>		
post * ef	-0.02655* (0.01117)	0.00964 (0.00702)
Obs.	1170	1170
<i>Panel C: Impacto LF Según Educación de la Mujer</i>		
post * ef	-0.02674 (0.01888)	0.00391 (0.01184)
post * ef * educación media	-0.01144 (0.02553)	0.01639 (0.01602)
post* ef * educación superior	0.01333 (0.03457)	0.00481 (0.02169)
Obs.	1170	1170

Notas: Toda especificación incluye efectos fijos año, región, cohorte de la mujer y educación de la mujer. Estimación realizada ocupando las encuestas CASEN de los años 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000 y 2003. Las observaciones en las regresiones son grupos de mujeres que comparten cuatro características. En la estimación se ponderó cada grupo por el número de mujeres que lo conforman. Errores estándares entre paréntesis. Nivel de significancia: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tabla 6: Impacto de la LF en la Fertilidad de los Convivientes

Variable Dependiente: Número de Hijos Promedio	Tendencias Previas	Impacto LF (ec. 5)	Educación Mujer
	(I)	(II)	(II)
1992 * conviviente	-0.15477 (0.10407)		
1994 * conviviente	0.02577 (0.10091)		
1996 * conviviente	-0.02799 (0.09270)		
post * conviviente		-0.08886 (0.06191)	-0.06128 (0.10048)
post * conviviente * educación media			-0.01942 (0.13446)
post * conviviente * educación superior			0.00978 (0.20367)
Observaciones	96	144	144
Primer Año de Tratamiento	2000	2000	2000

Notas: La Variable dependiente es el número de hijos promedio. Toda especificación incluye efectos fijos año, estado civil, cohorte de la mujer y educación de la mujer. Estimación realizada ocupando las encuestas CASEN de los años 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000 y 2003. Las observaciones en las regresiones son grupos de nacidos que comparten cuatro características. En la estimación se pondera cada grupo por el número de nacidos que lo conforman. Errores estándares entre paréntesis. Nivel de significancia: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Tabla 7: Impacto de la LF en Discriminación en Colegios

Variable Dependiente: Particular	Impacto LF (ec. 6) (I)	Tendencia Previas (II)
post * convivientes	0.05271 (0.02929)	
convivientes	-0.07865*** (0.02065)	
1990 * convivientes		0.03927 (0.07528)
1992 * convivientes		0.12607 (0.06558)
1994 * convivientes		-0.02295 (0.05914)
1996 * convivientes		-0.00139 (0.05860)
Observaciones	5565	3418

Notas: La Variable dependiente en las regresiones es la variable binaria Particular, que toma valor unitario si el hijo asiste a un colegio particular (Pagado o Subvencionado). Toda especificación incluye efectos fijos año, comuna, educación del padre, educación de la madre y decil de la distribución del ingreso al que pertenece el hogar. Estimación realizada ocupando las encuestas CASEN de los años 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000 y 2003. Errores estándares entre paréntesis. Nivel de significancia: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

Figura 1: Fracción de Madres Casadas

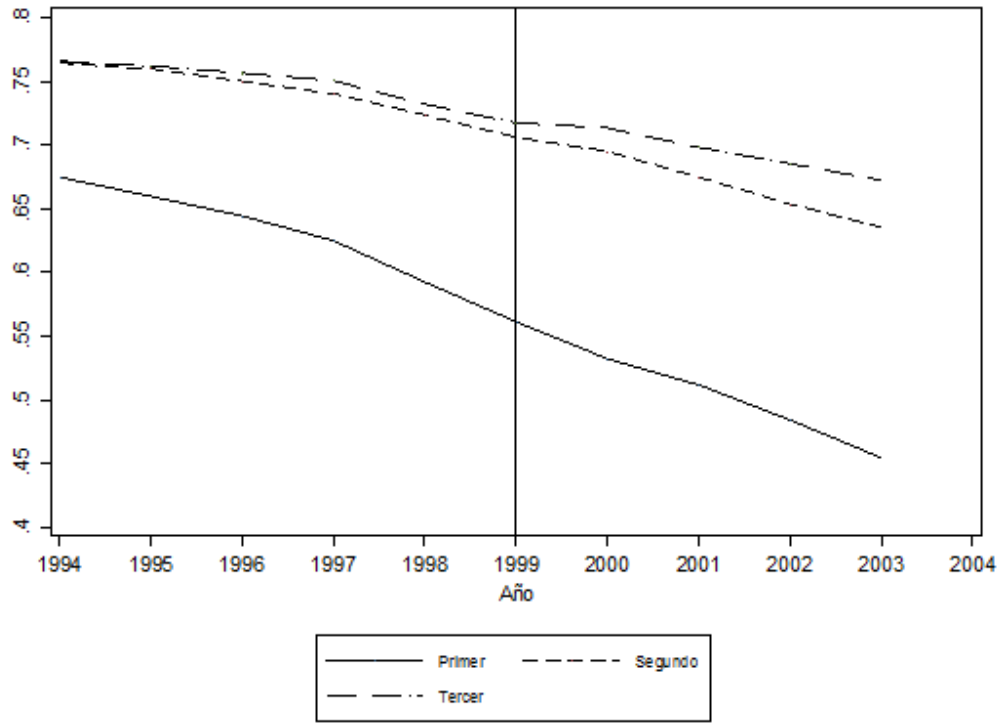


Figura 2: Diferencia Fracción de Madres Casadas

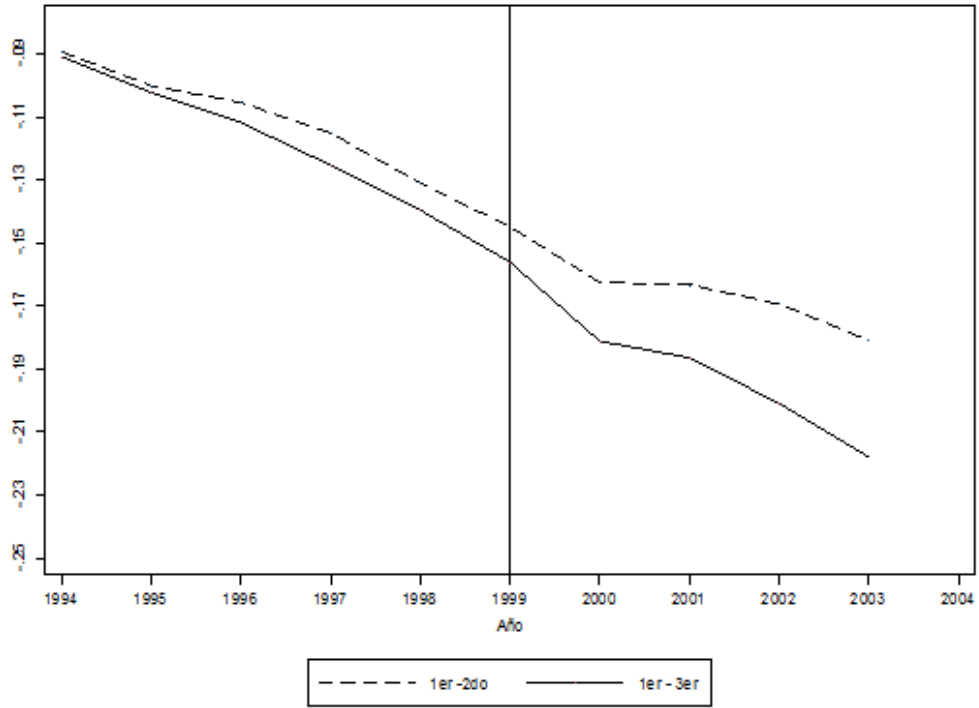


Figura 3: Fracción de Madres

