



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

**TESIS DE GRADO**  
**MAGISTER EN ECONOMIA**

**Pinto Retamal, María Ignacia**

**Diciembre, 2016**



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

**EFFECTOS HETEROGÉNEOS DE LA LEY DE DIVORCIO  
UNILATERAL EN ESTADOS UNIDOS ¿QUIÉNES SE DIVORCIAN  
MÁS?**

**María Ignacia Pinto Retamal**

Comisión

Felipe Aldunate, Emilio Depetris-Chauvin, José Díaz, Francisco Gallego, Jeanne Lafortune,  
Rolf Lüders, José Tessada, Gert Wagner.

**Santiago, diciembre de 2016**

# Efectos heterogéneos de la ley de divorcio unilateral en Estados Unidos: ¿Quiénes se divorcian más?\*

María Ignacia Pinto

5 de marzo de 2017

## Resumen

En este trabajo evalué el impacto que tiene para las parejas casadas una disminución en el costo del divorcio, según el nivel educacional, tipo de ocupación, edad al momento del matrimonio, número de hijos y brecha de edad, años de educación y tipo de ocupación entre la pareja. Para esto, analizo el cambio en las leyes de divorcio en 27 estados de Estados Unidos en la década de los setenta, que pasaron de requerir el acuerdo de ambos cónyuges para concretar el divorcio, a divorcio unilateral, siendo necesaria solamente la voluntad de uno de los cónyuges para terminar el matrimonio. Usando los datos de los censos de EEUU de 1970 y 1980, tomo como grupo de tratamiento las personas que, estando ya casadas, tuvieron el cambio en las leyes en sus estados y como grupo de control a las personas en estados donde se mantuvo la ley de divorcio con acuerdo mutuo. Los resultados muestran que el cambio en la ley aumentó la probabilidad de divorcio en mayor medida para quienes se casaron a menor edad y en mujeres con mejores ocupaciones. No encuentro efectos heterogéneos de esta ley según los años de educación y el número de hijos nacidos. Respecto a la brecha de edad, educación y ocupación entre las parejas, solo encuentro un aumento significativo en las parejas donde la mujer tiene una mejor ocupación que el hombre.

---

\*Trabajo realizado en el Seminario de Tesis de Magíster EH Clio Lab, Insitituto de Economía UC. Agradezco especialmente a la profesora Jeanne Lafortune por su disposición y continua guía. También agradezco a los profesores Felipe Aldunate, Emilio Deptris-Chauvin, José Díaz, Francisco Gallego, Rolf Lüders, José Tessada y Gert Wagner. Quiero dar las gracias también a FONDECYT, proyecto 1150337, por el financiamiento que recibí para esta investigación. Finalmente quiero agradecer a Roberto Flores, Joaquín Fuenzalida, Matías Navarro, Francisco Pinto y Fernanda Rojas por sus comentarios y a mi familia y a mis amigos, por apoyarme y acompañarme en mi paso por la universidad y especialmente durante el desarrollo de esta tesis. Todos los errores son de mi completa responsabilidad. E-mail: mipinto1@uc.cl

## 1. Introducción

Entre 1970 y 1980 en 27 estados de Estados Unidos se instauraron leyes que permitían obtener el divorcio de manera unilateral, sin ser necesario un acuerdo entre de los cónyuges (Friedberg 1998). El efecto que tuvo esta modificación a la ley en los matrimonios y divorcios ha sido ampliamente estudiado en la literatura (Peters 1986; Allen, 1992; Peters 1992; Nakonezny, Shull y Rodgers, 1995; Friedberg 1998; Wolfers 2006; Stevenson y Wolfers, 2006; Stevenson, 2007; Stevenson 2008; Rotz 2015; Voena, 2015) y a pesar de que no hay una única conclusión, la mayoría de los resultados indican que las leyes de divorcio unilateral (LDU) tiene un efecto temporal positivo sobre las tasas de divorcio, el que disminuye junto con las tasas de matrimonio. Sin embargo, ninguno de los estudios existentes analiza la posibles efectos heterogéneos de esta ley según características de las parejas. En este trabajo evaluaré el impacto de la LDU en las personas que se casaron bajo un régimen de ley de divorcio mutuo y que una vez casados tuvieron la opción de divorcio unilateral como resultado de la modificación a la legislación. Para evaluar cómo afecta la ley a distintos tipos de parejas, estudiaré posibles efectos heterogéneos según características personales como la edad al primer matrimonio, número de hijos, años de educación y nivel ocupacional. Generando una interacción entre el cambio en la LDU y las características mencionadas, podré identificar si el efecto de la LDU en la probabilidad de divorcio varía con estas características. Además evaluaré para qué tipo de parejas la ley de divorcio unilateral aumenta la probabilidad de divorcio, en base a la brecha de edad, años de educación y nivel ocupacional entre los cónyuges.

El impacto de la LDU sobre la tasa de divorcio ha sido un tema muy debatido. Uno de los primeros estudios que estima el efecto de esta ley es el de Peters (1986), que con información a nivel individual de mujeres para 1979, compara la probabilidad de divorcio entre estados con y sin LDU. La autora no encuentra efectos del cambio de régimen legislativo en la probabilidad de divorcio. Como respuesta a ese trabajo, Allen (1992) replica la estimaciones de Peters (1986) y muestra que los resultados cambian al excluir tres estados que, según el autor, estaban en transición respecto a las leyes de divorcio durante el período de estudio y al eliminar *dummies* por región. Aplicando estos cambios, Allen encuentra un efecto positivo y significativo del cambio de la ley sobre la probabilidad de divorcio. A esto, Peters (1992) replica con una nueva modificación a las estimaciones, incluyendo como control la tasa de divorcio en 1970 y controles por región geográfica. La autora argumenta que es necesario incorporar estas variables para capturar la heterogeneidad entre los estados y el hecho de que estados con mayores tasas de divorcio eran más propensos a aprobar leyes que facilitarían el divorcio. Los resultados vuelven a mostrar un nulo efecto de las LDU en la tasa de divorcio. En esta misma línea, Friedberg (1998) utiliza un panel a nivel de estado y compara las tasas de divorcio entre estados que tienen ley de divorcio mutuo y estados que tienen ley de divorcio unilateral. Al utilizar un panel puede controlar por efecto fijo estado, lo que ayuda a solucionar el problema de características no observables. El resultado es un efecto positivo, significativo y permanente de la LDU en las tasas de divorcio. La

autora también realiza estimaciones usando leyes que hacían más fácil obtener el divorcio (y no solamente leyes de divorcio unilateral), para las cuales el efecto disminuye en su magnitud pero sigue siendo positivo y significativo. Finalmente, Wolfers (2006) utiliza también datos a nivel de estado, siendo la variable independiente la existencia o no LDU en cada estado y la cantidad de años que ha estado vigente la LDU y no solamente si un estado la tiene o no. El autor concluye que la LDU generó un aumento en las tasas de divorcio, pero este efecto sería solo temporal, desapareciendo luego de una década de instaurada la ley.

El análisis de los efectos del cambio en la ley de divorcio se enmarca en una amplia literatura teórica y empírica que estudia la economía en las relaciones en dentro de la familia y el matrimonio. Parte de esta literatura se enfoca en la función de producción familiar o del matrimonio y cómo afecta en eso el nivel de educación de los cónyuges, la edad al matrimonio y los hijos. Chiappori, Iyigun y Weiss (2009) desarrollan un modelo teórico y muestran evidencia empírica de que la inversión en educación permite obtener mejores salarios y también aumentar la proporción de utilidad del matrimonio que obtiene una persona. Incorporando la posibilidad de divorciarse Browning, Chiappori y Weiss (2011) argumentan teóricamente que la decisión de divorcio dependerá de la utilidad generada en el matrimonio en comparación con la utilidad que se obtendría luego del divorcio. Dentro de los determinantes de esta decisión estarían los hijos y si siguen o no siendo parte de los “bienes públicos” y el nivel de educación de la pareja. Stevenson y Wolfers (2007) analizan el aumento de los divorcios a partir de la década de los sesenta, que llegó a su máximo a principios de los ochenta en EEUU. Con estadística descriptiva para la cohorte nacida entre 1950 y 1955 concluyen que el porcentaje de (primeros) matrimonios que terminan en divorcio es menor entre quienes tienen educación terciaria completa. Nakonezny, Shull y Rodgers (1995) analizan a nivel de estado el efecto de la LDU y su relación con el ingreso familiar, educación y religiosidad, pero concluyen que el ingreso familiar la única variable que hace aumentar la tasa de divorcio junto con la LDU, aunque sí observan una relación negativa entre años de educación y probabilidad de divorcio. También se ha estudiado el impacto de la LDU en la participación de las mujeres en el mercado laboral. Usando datos de panel a nivel individual, Gray (1998) no encuentra efecto de la LDU en la oferta laboral femenina. Por otra parte, los trabajos Johnson y Skinner (1986), Lundberg y Rose (1999) y Stevenson (2008) muestran que sí habría un efecto positivo de esta ley sobre el trabajo de las mujeres.

Otra variable que afectaría la utilidad en el matrimonio y la probabilidad de divorcio es la edad al primer matrimonio. Booth y Edwards (1985) presentan evidencia empírica que sugiere que los matrimonios compuestos por personas que se casaron siendo muy jóvenes serían más inestables. Rotz (2015) plantea que la edad al primer matrimonio se relaciona negativamente con la probabilidad de divorcio. Utilizando datos a nivel individual de 1979, la autora argumenta que el aumento en la edad al primer matrimonio es una de las principales causas de la baja en las tasas de divorcio en EEUU entre 1980 y 2004. En la medida que las personas se casan a una mayor edad, aumenta la información que pueden tener de su pareja, lo que generaría uniones más

estables y por lo tanto menos divorcios.

Las evaluaciones de este cambio en la legislación son en su gran mayoría a nivel de estado, comparando las tasas de divorcio en estados con y sin divorcio unilateral. Mi estrategia será distinta, ya que evaluaré el impacto del cambio en la ley para quienes se casaron bajo régimen de divorcio mutuo. En ese sentido, el divorcio unilateral lo interpretaré como una disminución exógena en el costo de terminar un matrimonio, que se traduce en un aumento del valor de la opción de divorciarse. Esto me permitirá evaluar posibles efectos heterogéneos de esta ley según características personales y según la diferencia de estas características que hay entre los cónyuges. Mis estimaciones muestran la existencia de efectos heterogéneos de la LDU según edad al primer matrimonio. Quienes se casaron siendo un año menor que el promedio, aumentan su probabilidad de divorcio en un adicional 0,3% con la LDU. También encuentro efectos heterogéneos para la medida ocupacional, pero solamente en el caso de las mujeres, para quienes el tener una mayor medida ocupacional implica un aumento del efecto de la LDU sobre la probabilidad de divorcio. Para educación y número de hijos no hay efecto heterogéneo al incorporar controles por edad y años desde el matrimonio, respectivamente. Respecto a la brecha entre parejas, la LDU parece no haber afectado de manera especial a las parejas según su brecha de edad o educación. Sí hay un cambio en el tipo de ocupación, ya que se ve un aumento de las parejas en que la mujer tiene una mayor medida ocupacional que el hombre.

La tesis se estructura de la siguiente manera: en la sección 2 explico el marco teórico, en la sección 3 describo los datos, en la sección 4 presento la estrategia de identificación y la metodología, en la sección 5 están los resultados y en la sección 6 mis conclusiones.

## 2. Marco Teórico

Para el marco teórico consideraré que hay un proceso en que los individuos buscan pareja y se casan siempre que esto sea eficiente. Quienes están casados tendrán una función de producción del hogar, cuyo resultado dependerá de las características individuales de cada uno de los cónyuges y de un elemento aleatorio que tiene un valor esperado de cero al momento del matrimonio. En cada período, los individuos van a mantener el matrimonio siempre que la utilidad bajo este régimen sea mayor que estando divorciados. El cambio en la ley de divorcio será una disminución no anticipada del costo de divorciarse.

Como base, tomaré el modelo de Browning, Chiappori y Weiss (2011, p.270-285). La utilidad del matrimonio entre la persona  $i$  y  $j$  tendrá la siguiente forma:

$$U_{i,j} = u_{i,j}(q_{i,j}, Q) + \theta_{i,j} \quad (1)$$

donde  $u_{i,j}(q_{i,j}, Q)$  representa la utilidad monetaria del matrimonio, que tiene un componente de consumo privado  $q_{i,j}$  y de consumo público a nivel de hogar  $Q$ , y  $\theta_{i,j}$  representa los beneficios

no monetarios del matrimonio, que no se conoce al momento de casarse y se revela en períodos posteriores.  $\theta_{i,j}$  puede interpretarse como la calidad de la unión entre la persona  $i$  y la persona  $j$ .

Hay dos períodos. En el primer período las personas, con una educación y edad definidas, se casan (eficientemente) y consumen de acuerdo a la producción del hogar. Al final del período se revela  $\theta_{i,j}$ . El divorcio tiene un costo  $D$ , que es definido exógenamente por ley y conocido por todos en todo momento del tiempo. Los individuos tienen un ingreso en cada período  $y_i, y_j$  que genera una utilidad de  $u_i(y_i), u_j(y_j)$  para cada persona cuando no está casada. Por lo tanto, una vez que se revela  $\theta_{i,j}$ , la pareja se divorciará si la utilidad en el matrimonio es menor a la que obtendrían en caso de estar divorciados:

$$u_{i,j}(q_{i,j}, Q) + \theta_{i,j} < u_i(y_i) + u_j(y_j) - D \quad (2)$$

En ese caso, el consumo de cada individuo en el período 2 será  $u_i(y_i) - D(i), u_j(y_j) - D(j)$ , donde  $D(i), D(j)$  es la parte del costo de divorcio que cada uno debe cubrir.

Las parejas que se divorcian son las que tienen menor  $[u_{i,j}(q_{i,j}, Q) + \theta_{i,j}] - [u_i(y_i) + u_j(y_j)]$ , siendo  $[u_{i,j}(q_{i,j}, Q) + \theta_{i,j}] - [u_i(y_i) + u_j(y_j)] = -D$  una representación de la pareja que está indiferente entre seguir casada o divorciarse. Por lo tanto, la decisión de divorciarse dependerá del consumo a nivel de hogar  $q_{i,j}, Q$ , la calidad de la unión  $\theta_{i,j}$ , el consumo de cada individuo en caso de estar divorciado  $y_i, y_j$  y el costo del divorcio  $D$ .

Para incorporar el cambio en las leyes de divorcio y su impacto, defino  $D_0$  como el costo de divorciarse bajo leyes de divorcio mutuo y  $D_1$  como el costo de divorciarse bajo leyes de divorcio unilateral, con  $D_0 > D_1$ . El *shock* vendrá dado por un cambio exógeno y no anticipado de  $D_0$  a  $D_1$ . La pareja indiferente pasará de ser  $[u_{i,j}(q_{i,j}, Q) + \theta_{i,j}]_0 - [u_i(y_i) + u_j(y_j)]_0 = -D_0$  a  $[u_{i,j}(q_{i,j}, Q) + \theta_{i,j}]_1 - [u_i(y_i) + u_j(y_j)]_1 = -D_1$ , con

$$[u_{i,j}(q_{i,j}, Q) + \theta_{i,j}]_0 - [u_i(y_i) + u_j(y_j)]_0 < [u_{i,j}(q_{i,j}, Q) + \theta_{i,j}]_1 - [u_i(y_i) + u_j(y_j)]_1 \quad (3)$$

Así, habrá parejas que con  $D_0$  se hubiesen mantenido en el matrimonio, pero que con el nuevo costo de divorcio  $D_1$  deciden separarse. La baja en el costo de divorciarse se traduce en que más parejas terminen sus matrimonios al final del primer período.

Una pregunta que surge a partir de este resultado es cuáles son estas parejas que no se divorcian si  $D = D_0$  pero que sí lo hacen cuando  $D = D_1$ . Para un  $y_i, y_j$  dados, se divorciarán las parejas con menor utilidad monetaria y no monetaria del matrimonio,  $u_{i,j}(q_{i,j}, Q)$  y  $\theta_{i,j}$ , respectivamente. Así, el efecto de la disminución de los costos del divorcio dependerá de las características de los individuos y cómo estas aumentan o disminuyen la utilidad del matrimonio.

### 3. Datos

Utilizaré dos fuentes de datos: a nivel individual y a nivel de estado, estos últimos para las leyes de divorcio. Los datos a nivel individual los obtuve de las muestras de censos en Estados Unidos, de *Integrated Public Use Microdata Series* (IPUMS). Usaré una de las muestras disponibles para 1970, de un 1% de la población total, y una de las muestras de 1980, de un 5% de la población total. La información de interés que obtendré es año y estado de nacimiento y residencia, estado civil, año del primer matrimonio, número de veces que una persona ha estado casada, nivel educacional, número de hijos nacidos (para mujeres) y una medida del tipo de ocupación, que indica el porcentaje de personas que han completado más de un año de educación terciaria en la categoría ocupacional de cada individuo. Si la persona no está trabajando, se registra la información respecto al último trabajo que tuvo desde 1960 para el censo de 1970 y desde 1975 para el censo de 1980. El nivel educacional lo usaré como años de educación completados, comenzando desde el primer año de educación primaria. Además construiré una variable que mide la cantidad de años desde el matrimonio hasta el año del censo. Para quienes están casados, también dispongo de la información de edad al primer matrimonio, educación y ocupación de la pareja.

La información sobre el año de implementación de las leyes de divorcio la obtuve de la base de datos de Wolfers (2006). Esta base de datos contiene la codificación de ley de divorcio unilateral construida por Friedberg (1998), que utilizaré en la especificación principal. Según la definición de Wolfers (2006) y Friedberg (1998), se considera que un estado adopta la ley de divorcio unilateral si permite poner término a un matrimonio de manera unilateral por parte de uno de los cónyuges, bastando como argumento la existencia de diferencias irreconciliables en la relación. En algunos estados se requiere cierto período de separación antes de que sea otorgado el divorcio, lo que también se considerará como ley de divorcio unilateral. Si un estado cambió la ley en la segunda mitad de año, se registra que el cambio se implementó al año siguiente. Como especificaciones alternativas utilizaré las codificaciones de Gruber (2004) y Nakonezny et al. (1995), también disponible en la base de datos de Wolfers (2006). Gruber (2004) codifica las leyes de divorcio unilateral sin considerar aquellas que tienen un período de separación y presenta la codificación como una actualización de la realizada por Friedberg (1998). Nakonezny et al. (1995) se basan en el cambio de ley de divorcio culposo a ley de divorcio no culposo (*no-fault divorce*). Para obtener el divorcio bajo el régimen de ley de divorcio culposo, era necesario demostrar que uno de los cónyuges había incurrido en algún tipo de falta, como infidelidad, y luego ser declarado culpable. Con divorcio no culposo deja de ser necesario probar que uno de los cónyuges cometió una falta y puede darse término al matrimonio justificando diferencias irreconciliables entre las partes. Bajo esta codificación, se considera que tienen LDU los estados que tienen ley de divorcio mutuo no culposo y ley de divorcio unilateral, con y sin restricciones de tiempo previo de separación. En la tabla A.1, en el anexo, se presenta una lista de todos los estados y el año en que se considera que se implementó el divorcio unilateral y los estados que no tienen este tipo de



ley para cada una de las codificaciones.

#### 4. Estrategia de Identificación

El objetivo de esta investigación es identificar los efectos de cambios de la legislación de divorcio en Estados Unidos sobre la probabilidad de divorcio. En particular, evaluaré la existencia de efectos heterogéneos de esta modificación a la ley, según características individuales y si la brecha de edad y de educación en la pareja afectan la probabilidad de divorcio. Para esto, defino como tratamiento el residir en un estado que pasa de tener ley de divorcio mutuo a ley de divorcio unilateral. Esto me permite construir un grupo tratamiento y un grupo control para estimar el efecto de interés.

La muestra estará compuesta por personas que se hayan casado por lo menos una vez, que el año de su primer matrimonio sea anterior a 1970 y que al momento de casarse no tenían leyes de divorcio unilateral. Las personas que se casaron en años posteriores al cambio en la ley de divorcio no forman parte de la muestra. Ya que no cuento con información sobre el estado de residencia al momento del matrimonio y del divorcio, para las personas divorciadas, y que el estado de residencia declarado en el censo puede ser endógeno al tratamiento, utilizaré el estado de nacimiento como instrumento para asignar el tratamiento. En este caso mi ecuación principal será de forma reducida, asignando directamente el tratamiento según el estado de nacimiento en la ecuación principal. Es importante aplicar esta estrategia ya que la implementación de la LDU pudo haber generado migración entre estados, lo que se traduciría en una selección de la muestra endógena al tratamiento. Dado que el tratamiento se designa según el estado de nacimiento, para evitar una posible endogeneidad al utilizar el estado de residencia, en el grupo de control estarán las personas que nacieron en estados donde no hay ley de divorcio unilateral. En el grupo de tratamiento estarán las personas que nacieron donde sí hay ley de divorcio unilateral y cuya implementación se realizó posteriormente al año de matrimonio.

Para lograr identificar el efecto es necesario que el cambio a la LDU no haya sido anticipado por los individuos. Según lo planteado por Wolfers (2006), que sigue al análisis de Jacob (1988), los estados con mayor tasa de divorcio tenían más probabilidad de implementar leyes que facilitarían el divorcio. En base a los datos utilizados por Wolfers (2006), en 1970 había un total de 2,9 divorcios cada 1.000 habitantes en los estados control y 4,5 divorcios cada 1.000 personas en los estados tratamiento, por lo tanto la tasa de divorcio de un estado estaría relacionada con la ley de divorcio unilateral. Sin embargo el momento en el que se implementó la ley podría considerarse como aleatorio. Este será el principal supuesto de identificación, ya que de esto se desprende que el cambio a la LDU no fue anticipado por los individuos. De todas formas, como una manera de asegurar que el cambio no fue anticipado, en mi especificación principal voy a tomar como tratadas solamente a las personas que se casaron por lo menos 5 años antes de que se implementara la LDU.

Dado que los estados que sí instauraron LDU serían diferentes a los estados que no lo hicieron, es necesario mostrar que en ausencia del tratamiento esta diferencia se hubiese mantenido constante, lo que equivale al supuesto de tendencias paralelas en una especificación de diferencia en diferencia. Para esto, uso datos a nivel de estado de 1960 y 1970 y un placebo las fechas de instauración de la LDU, tomando el patrón de años de modificación de la LDU pero trasladándolo una década hacia atrás y definiendo según esas fechas si un estado fue tratado o no. Finalmente, estimo una ecuación de diferencia en diferencia, donde el coeficiente de interés es la interacción entre la variable de tratamiento (LDU-Placebo) y la *dummy* para 1970. Los resultados se presentan en la tabla A.2. Las variables para las que realizo esta estimación son promedio de edad, porcentaje de mujeres, promedio de edad al primer matrimonio, porcentaje de personas que han estado casadas por lo menos una vez, porcentaje de divorciados, porcentaje de casados, número de hijos nacidos para las mujeres, porcentaje de personas que completaron la educación secundaria, porcentaje de personas que completaron la educación terciaria y promedio de medida ocupacional. Como se observa, el coeficiente para interacción entre la variable de tratamiento (LDU-Placebo) y la *dummy* para 1970 no es significativa para ninguna de las variables. Esto indica que el hecho de que en el futuro se aprobara o no la LDU no afectó en el período anterior la diferencia entre estos estados, por lo que, para datos agregados por estado, sí se cumple el supuesto de tendencias paralelas antes de los cambios en la ley de divorcio.

Por otra parte, aplico la misma estrategia de un placebo de la LDU a datos individuales para edad al primer matrimonio, educación, medida ocupacional y número de hijos. Para estas estimaciones a nivel individual sí encuentro coeficientes significativos para LDU-Placebo, por lo el efecto del tratamiento entre 1970 y 1980 podría explicarse en parte por una tendencia anterior a la modificación de la ley y no únicamente por la implementación de esta, lo que se debe tener en cuenta al interpretar los resultados y la robustez de estos.

#### 4.1. Metodología

Para la estimación de efectos heterogéneos utilizaré como especificación principal la ecuación (4), que tiene como variables independientes la asignación al tratamiento, la característica de interés y la interacción entre estos dos elementos, siendo esto último lo que me permitirá capturar el efecto heterogéneo.

$$D_{ist} = \alpha + \beta_0 T_{ist} + \beta_1 C_{ist} + \beta_2 T_{ist} \times \hat{C}_{ist} + \gamma X_{ist} + \epsilon_{ist} \quad (4)$$

$D_{ist}$  es una *dummy* que toma el valor 1 si la persona está casada y 0 si está divorciada o separada. Teniendo en cuenta que las personas pueden divorciarse y casarse nuevamente, clasifico como casadas a las personas que tienen ese estado civil y que solo han tenido un matrimonio. Además consideraré como divorciadas a las personas que teniendo estado civil *casado*, se hayan

casado más de una vez.<sup>1</sup> Esto bajo la lógica de que quienes tienen más de un matrimonio deben haber pasado por un divorcio.  $T_{ist}$  es una *dummy* que indica si la persona fue tratada o no. La variable  $C_{ist}$  será la característica de interés respecto a la cual se analicen los efectos heterogéneos. Estas serán la edad al primer matrimonio, número de hijos, nivel de educación y ocupación. El término  $T_{ist} \times \hat{C}_{ist}$  representa la interacción entre el tratamiento y la característica  $C_{ist}$  en desviación a la media.  $X_{ist}$  es una matriz de controles que incluye estado de nacimiento, año y tiempo (en años) entre el primer matrimonio y el año del censo y esta variable interactuada por estado.  $\epsilon_{ist}$  es el término de error.

El coeficiente  $\beta_0$  representa el efecto del tratamiento sobre la probabilidad de divorcio,  $\beta_1$  representa el efecto de la característica individual  $C_{ist}$ , y  $\beta_3$  representa el efecto del tratamiento según el nivel de  $C_{ist}$ . Este será el coeficiente de interés, ya que indicará, dado que una persona fue tratada, cómo el efecto aumenta o disminuye según cada característica a evaluar.

La estrategia anterior me permitirá analizar el efecto de la LDU según edad al primer matrimonio, número de hijos, nivel educacional y ocupación de cada persona. Además de este efecto me interesa evaluar cuáles son las parejas que se divorciaron por la ley de divorcio unilateral y que no lo hubiesen hecho en ausencia de esta ley. En particular me interesa estudiar cómo afecta la diferencia de edad y de años de educación entre los cónyuges en la probabilidad de divorcio. La información respecto a la pareja está disponible solamente para quienes están casados, por lo que para los divorciados no tengo información respecto a las características de su ex cónyuge y por lo tanto tampoco puedo saber cuáles eran las características de las parejas que se divorciaron.

Alternativamente, puedo analizar cómo eran las parejas casadas antes y después del cambio en la ley de divorcio. Para esto, voy a incluir en mi muestra solamente a personas que se casaron antes de 1970 y que permanezcan en ese matrimonio, lo que me permitirá tener información sobre la pareja. Luego voy a clasificar a los matrimonios en tres categorías, según la diferencia de edad, de años de educación y de medida ocupacional entre la mujer y el hombre. Para la edad, en la primera categoría estarán los matrimonios en los que la mujer es tres o más años menor que el hombre, en la segunda categoría los matrimonios en los que la diferencia de edad entre el mujer y el hombre es menor o igual a tres años y en la tercera categoría los matrimonios en los que la mujer es tres o más años mayor que el hombre. Para los años de educación aplico categorías similares, pero usando dos años de diferencia entre mujer y hombre para generar las tres categorías. También repito la estrategia para diferencia ocupacional, usando una diferencia de 25 puntos porcentuales para generar las categorías. Con esta información puedo calcular el porcentaje de matrimonios que hay por cada categoría para cada estado en 1970 y 1980, con lo que tengo un panel a nivel de estado y con períodos. Luego utilizaré una estrategia de diferencia en diferencia para analizar si el tratamiento (la LDU) generó impacto significativo en el tipo de parejas que se mantuvieron casadas una vez que se implementó el divorcio unilateral.

---

<sup>1</sup>Al usar este criterio estoy clasificando como divorciadas a personas que enviudaron y luego se volvieron a casar. Dado el bajo porcentaje de personas viudas en la muestra total, esto no debiese afectar mis resultados

Para evaluar el cambio en la composición de las parejas estimaré la ecuación (5),

$$P_{cst} = \alpha + \beta_0 T_s + \beta_1 Post_t + \beta_2 T_s \times Post_t + \epsilon_{cst} \quad (5)$$

donde  $P_{cst}$  es el porcentaje de parejas de la categoría  $c$ , en el estado  $s$  y período  $t$ ,  $T_s$  es una *dummy* que toma el valor 1 si el estado tenía LDU en 1980 y 0 si no,  $Post_t$  es una *dummy* que toma el valor 1 para 1980 y 0 para 1970,  $\epsilon_{cst}$  es el término de error. El coeficiente de interés es  $\beta_2$ , indica qué parte de la variación entre 1970 y 1980, para un porcentaje de parejas de una cierta categoría, se explica por el tratamiento (ley de divorcio unilateral).

## 5. Resultados

### 5.1. Efectos heterogéneos

Considerando que la ley de divorcio unilateral sí afectó la tasa de divorcio (Friedber 1998, Wolfers 2006) y que el matrimonio y la decisión de divorcio estarían afectados por la edad al matrimonio, el nivel de educación, tipo de ocupación y el número de hijos, evalúo si la magnitud del efecto de la LDU varía con estas características.

Inicialmente analizo si hay efecto heterogéneos de la LDU según edad al primer matrimonio. La tabla 1 muestra la estimación de la ecuación (4), usando la variable de edad al primer matrimonio linealmente en el panel A y con una *dummy* para quienes se casaron a una menor edad en el panel B. Esta *dummy* toma el valor 1 para los hombres que se casaron con menos de 25 años y para las mujeres que se casaron con menos de 23 años.

En el panel A el resultado de interés es la interacción entre LDU y la edad al primer matrimonio, en desviación a la media del promedio. En la columna 1, que incluye el total de la muestra y controles por año y estado de nacimiento, el coeficiente de la interacción entre LDU y edad al primer matrimonio indica que para una persona con un año por sobre el promedio de edad al primer matrimonio, la probabilidad de divorcio dada la LDU disminuye un 0,32 %, significativo al 1 %. <sup>2</sup> En las columnas 2 y 3 está el resultado para mujeres y hombres, respectivamente. En el caso de la mujeres el coeficiente es -0,27 % y en el caso de los hombres es -0,31 %, significativo al 1 % en los dos casos, pero no estadísticamente distintos entre ellos. Para las columnas 4, 5 y 6 repito la estimación anterior pero incorporando como control el número de años desde el matrimonio interactuado con una *dummy* por estado. Al usar esta variable control busco incorporar la heterogeneidad entre estados respecto a la duración de los matrimonio y las tasas de divorcio, considerando que en el caso de Peters (1992) y Allen (1992) los resultados dependían de la inclusión o no de este tipo de controles. Los resultados muestran que el coeficiente mantiene

---

<sup>2</sup>Como referencia para el orden de magnitud de los resultados, según los datos de Wolfers (2006), entre 1956 y 1998, la tasa de divorcio promedio es de 4,4 cada 1.000 personas (o 0,4 %). Considerando a las parejas casadas, Stevenson y Wolfers (2007) calculan que en 1970 había 22.8 divorcios por cada 1.000 parejas casadas, siendo el *peak* para el período 1860-2005.

el signo negativo y el nivel de significancia, pero disminuye su magnitud. Para el total de la muestra, un año por sobre el promedio de edad al primer matrimonio disminuye en un 0,27 % la probabilidad de divorcio en presencia de la ley de divorcio unilateral. Considerando solo a las mujeres el coeficiente es -0,24 % y solo para los hombres es -0,27 %.

En el panel B la categoría omitida son los hombres que se casaron con 25 o más años y las mujeres que se casaron con 23 o más años. La variable de interés es la interacción entre LDU y la *dummy* para matrimonio joven. Los resultados son consistentes con la especificación lineal de esta variable, con un aumento de la probabilidad de divorcio entre quienes se casaron a una menor edad. Como muestra la columna 1 de la tabla, la LDU aumentó un 2,26 % la probabilidad de divorcio entre quienes se casaron siendo jóvenes, con un coeficiente significativo al 1 %. Al separar la muestra, el coeficiente es de 1,96 % para las mujeres que se casaron con menos de 23 años y de 2,25 % para los hombre que se casaron con menos de 25 años. Incluyendo controles por años desde el matrimonio, en las columnas 4, 5 y 6, se mantiene un aumento de la probabilidad de divorcio dada la LDU entre quienes se casaron siendo más jóvenes. El coeficiente es de 1,64 % para el total de la muestra, significativo al 5 %, en el caso de las mujeres es de 1,5 %, significativo el 10 % y en el caso de los hombres es de 1,57 %, significativo al 1 %.

Lo anterior indica que sí existiría un efecto heterogéneo a nivel de edad al primer matrimonio de la ley de divorcio unilateral. Este resultado es coherente con lo encontrado por Rotz (2011), que argumenta la existencia de una relación causal negativa y significativa entre la edad al primer matrimonio y la probabilidad de divorcio en las mujeres. Según el modelo teórico desarrollado por la autora, una mayor edad al momento del matrimonio genera matrimonios más estables. Llevando esto al marco teórico anteriormente planteado, quienes se casaron a una menor edad tienen matrimonios que generan una menor utilidad (que puede darse por una menor estabilidad, tomando el resultado de Rotz (2015)), por lo que aumentarán su probabilidad de divorcio frente a una disminución en los costos de divorciarse.

Otra de las variables que podría generar un efecto heterogéneo de la LDU es la educación. Los resultados para la estimación de la ecuación (4) con esta variable están en la tabla 2. En el panel A utilizo los años de educación y en el panel B categorías para el nivel de educación. Para el panel A, el coeficiente de la interacción entre la LDU y la desviación a la media de los años de educación es positivo y significativo al 1 %. En la columna 1, que incluye a toda la muestra, el coeficiente muestra que un año de educación por sobre el promedio aumenta en 0,42 % la probabilidad de divorcio, dada la ley de divorcio unilateral. Separando entre hombres y mujeres, el coeficiente es 0,47 % y 0,4 %, sin ser estadísticamente diferentes entre sí. Al incluir el control de años desde el matrimonio por estado, al igual que en el caso de la edad, los coeficientes mantienen su signo y nivel de significancia pero bajan su magnitud, siendo de 0,35 % para toda la muestra, 0,39 % para las mujeres y 0,34 % para los hombres. A pesar de que la variable educación por sí sola tendría un efecto negativo en el probabilidad de divorcio, como se observa en la segunda fila del panel A, el resultado de la interacción entre LDU y los años de educación indica que este tratamiento acentúa

la probabilidad de divorcio entre quienes tienen más años de educación, por lo que matrimonios compuestos por personas con mayor educación serían menos estables que matrimonios compuestos por personas con menor educación. Esto va en contra de la literatura empírica y teórica que indica que la educación de los sujetos se relaciona positivamente con la estabilidad y utilidad generada en el matrimonio (Chiappori, Iyigun y Weiss, 2009; Browning, Chiappori y Weis, 2011; Stevenson y Wolfers, 2007; Rotz, 2011) y también en contra del resultado de Nakonezny et al. (1995), que plantean la existencia de relación inversa entre los años de educación y la probabilidad de divorcio.

Para dilucidar qué puede estar generando este resultado en mis estimaciones, repito el cálculo pero utilizando niveles de educación, en el panel B de la tabla 2. En la categoría *Primaria* están quienes tienen 8 o menos años de educación. En la categoría *Secundaria* están quienes tienen entre 9 y 12 años de educación. Siendo la categoría de referencia quienes tienen uno o más años de educación terciaria, el coeficiente entre la LDU y los niveles educativos muestra que el tratamiento afecta negativamente la probabilidad de divorcio para quienes tenían educación primaria. En particular, quienes estaban en la categoría *Primaria* tienen una probabilidad un 4% menor de divorcio que quienes tienen un año o más de educación terciaria. Para la educación secundaria, no habría diferencia significativa de la LDU entre esta categoría y la de referencia. Considerando que solo un 17% de la muestra está en la categoría *Primaria* y que el promedio de educación son aproximadamente 11 años, como se observa en la tabla A.3 que presenta la estadística descriptiva, es posible que el coeficiente de la variable de educación esté capturando otra característica relacionada con los años de educación y con la probabilidad de divorcio. El promedio de edad por categoría es de 60,5 años para la categoría *Primaria*, 45 años para la categoría *Secundaria* y 43 años para la categoría de referencia, por lo que es posible que el coeficiente para la variable educación también esté representando parte del efecto de la edad en el valor de la opción de salida del matrimonio y por lo tanto en la probabilidad de divorcio. En la tabla 3 presento las mismas estimaciones que en la tabla 2, pero agregando controles para la edad y la edad interactuada por el tratamiento. Con este cambio, el coeficiente de interés no es estadísticamente distinto de cero, tanto para los años de educación, en el panel A, como para los niveles de educación, en el panel B. Esto implica que el efecto de la LDU no se acentúa ni se atenúa con los años de educación. De todas formas, en ambas especificaciones se observa que la ley de divorcio unilateral afecta positivamente la probabilidad de divorcio, aumentando en cerca 12% esta probabilidad, mientras que los años de educación afectan negativamente, disminuyendo la probabilidad de divorcio en un 1% por año de educación (panel A), lo que sí sería coherente con la literatura previa respecto a la relación entre educación y la utilidad en el matrimonio.

Los resultados para el tipo de ocupación se encuentran en la tabla 4. La interacción entre esta variable y la LDU solo es significativa para la muestra que incluye únicamente a las mujeres (columnas 2 y 5). Con la muestra total y la muestra solo de hombres, no hay un efecto significativo. Para las mujeres que trabajan en ocupaciones donde hay un punto porcentual más de personas con educación superior por sobre el promedio, la LDU aumentó la probabilidad de divorcio en

0,003% y en 0,0019% al controlar por número de años desde el matrimonio. A pesar de ser un resultado significativamente distinto de cero, la interpretación de un efecto causal no puede realizarse directamente. Para los datos de 1980 no se sabe si la variable de ocupación corresponde a un trabajo que se tenía con anterioridad o posterioridad a la implementación de la LDU. Tampoco se sabe si una misma persona se ha cambiado de trabajo o si salió o se incorporó al mercado laboral en los últimos años. Esto puede afectar la interpretación de este resultado ya que el divorcio puede influir en las decisiones laborales. En este caso, es posible que las mujeres que se divorciaron hayan (1) entrado a la fuerza laboral o (2) buscado trabajos en sectores con más alta calificación promedio y mejores salarios. La literatura previa está dividida respecto al efecto de la LDU en la oferta laboral. Gray (1998) plantea que no habría efectos de esta ley en la participación laboral de las mujeres. Por otra parte, Johnson y Skinner (1986), Lundberg y Rose (1999) y Stevenson (2008) sí encuentran efectos positivos de esta ley sobre la oferta laboral femenina. Respecto al resultado significativo solamente en el caso de las mujeres, el trabajo de Brining y Allen (2000) puede entregar una posible explicación. Con evidencia empírica, los autores muestran que son las mujeres en mayor medida las que solicitan el divorcio, especialmente cuando es unilateral. Esto se daría porque las mujeres tienen más probabilidades de quedarse con la custodia de los hijos luego del divorcio. Llevando esto al marco teórico, la utilidad de las mujeres sería mayor que la de los hombres en el caso de divorciarse, ya que se quedarían con la custodia de los hijos. Esto podría explicar que la LDU aumente la probabilidad de divorcio solamente entre las mujeres que tienen mayores niveles de medida ocupacional.

Usando como característica el número de hijos nacidos para la mujeres, en la columna 1 de la tabla 5, panel A, se observa que el número de hijos disminuye el efecto de la LDU. En particular, tener un hijo más por sobre el promedio disminuye en un 0,63% la probabilidad de divorcio en presencia de la ley de divorcio unilateral. Sin embargo, al controlar por número de años desde el matrimonio por estado, este efecto desaparece, sin ser estadísticamente distinto de cero. En el panel B uso categorías para el número de hijos nacidos, donde la categoría de referencia son las mujeres que no tuvieron hijos. Quienes tienen uno o dos hijos tienen un 3,73% menos de probabilidad de divorcio dada la LDU respecto a quienes no tuvieron hijos. En el caso de quienes tienen 3 o 4 hijos, esta probabilidad es de 5,62% y en el caso de quienes tienen 5 o más hijos es de 5,97%. Al igual que para la especificación lineal, los resultados no son significativos al incorporar los controles por años desde el matrimonio por estado. De todas formas, en ambos paneles el número de hijos (sin la interacción por el tratamiento) tiene un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de divorcio, lo que es coherente con la literatura previa (Chiappori, Iyigun y Weiss 2007; Browning, Chiappori y Weiss, 2011). Teóricamente, los hijos son parte de los bienes de consumo público en el hogar (representados por  $Q$  en el marco teórico), por lo que aumentan la utilidad del matrimonio y por lo tanto disminuyen la probabilidad de divorcio.

Como complemento a las estimaciones a nivel individual según características, realizo estimaciones a nivel de estado, tomando como muestra las personas que están casadas en cada uno de los

años. La intuición detrás de esta estimación es que si la LDU afectó en mayor medida a quienes se casaron a una menor edad, se debiese observar que en los estados donde se implementó la LDU, entre 1970 y 1980 aumenta el promedio de edad al primer matrimonio para quienes están casados, ya que quienes se casaron más jóvenes van a dejar de estar casados con mayor probabilidad. La tabla 6 muestra el resultado de una ecuación de diferencia en diferencia, donde el periodo previo es 1970 y el posterior es 1980 y la variable dependiente es el promedio de cada una de las características individuales utilizadas. El coeficiente de interés es la interacción entre el tratamiento (LDU) y la *dummy* para 1980. Aunque solo es significativo al 10 % el coeficiente para educación, en la columna 2, con años de educación, los signos de los coeficientes son coherentes con los resultados de las tablas anteriores. La columna 1 muestra que en los estados donde se implementó la LDU aumentó la edad al primer matrimonio de las parejas casadas, lo que concuerda con que la LDU haya aumentado la probabilidad de divorcio para quienes se casaron siendo muy jóvenes. Lo mismo sucede en la columna 2, que muestra una disminución en los años de educación entre quienes están casados y se vieron afectados por la LDU. Es importante recordar que de acuerdo a los resultados de las tablas 2 y 3, este efecto se explica en parte por la edad de quienes tienen 8 o menos años de educación (60,5 años promedio). Para la columna 3, el coeficiente es positivo, lo que indica que entre las parejas casadas y con ambos cónyuges en el mercado laboral, aumentó la medida ocupacional, lo que quiere decir que en su sector laboral hay una mayor cantidad de personas con educación terciaria. Esto sigue el resultado de la tabla 4 para el total de la muestra y para mujeres, donde la LDU afectó en mayor medida a quienes tenían mayor puntaje ocupacional. Finalmente, también se observa que aumenta el número de hijos nacidos entre las mujeres que están casadas una vez que se implementa la LDU, lo que concuerda con el resultado de que la LDU aumenta en mayor medida la probabilidad de divorcio para quienes tienen menos hijos.

### 5.1.1. Codificaciones alternativas

Como una forma de revisar la robustez de mis resultados, repito las estimaciones utilizando las codificaciones de Gruber (2004) y Nakonezny et al. (1995) para la ley de divorcio unilateral. Las tablas A.5 a A.12 muestran las estimaciones de la ecuación (4) para edad al primer matrimonio, años de educación y nivel de educación, ocupación y número de hijos nacidos.

La codificación utilizada por Gruber (2004) no incluye dentro de los estados con divorcio unilateral aquellos estados que exigen un tiempo mínimo de separación para obtener el divorcio. Para la edad al primer matrimonio se mantiene un coeficiente negativo y significativo para la interacción entre la LDU y esta variable, de similar magnitud al encontrado con la codificación principal (Wolfers, 2006) al usar la variable de edad lineal y al usar la *dummy* de matrimonio joven. En el caso de años de educación, controlando por edad, tampoco encuentro un efecto heterogéneo del tratamiento. Utilizando la medida ocupacional, el resultado solo es positivo y significativo para la muestra de mujeres, al igual que con la codificación principal. En la única variable que se observa un cambio relevante en los coeficientes es en número de hijos nacidos con



especificación lineal, en el panel A de la tabla A.8. En la columna 1, el coeficiente de la interacción es de -0,6 %, significativo al 1 % y similar al de la especificación principal con la codificación de Wolfers (2006). Sin embargo al controlar por años desde el matrimonio el coeficiente pasa a ser 0,2 %, significativo al 10 %, lo que implica que tener un hijo más por sobre el promedio aumenta la probabilidad de divorcio en 0,2 % para el grupo de los tratados. Como el coeficiente para el número de hijos sin la interacción sigue siendo negativo y aumenta de nivel en la columna (2), se mantiene la relación negativa entre el número de hijos y la probabilidad de divorcio, solamente que el aumento que genera la LDU en la probabilidad de divorcio se atenúa para quienes tienen más hijos. Al utilizar categorías para el número de hijos no obtengo coeficientes significativos al añadir los controles por años desde el matrimonio, al igual que con la codificación principal.

El trabajo de Nakonezny et al. (1995) no solamente se basa en las leyes de divorcio unilateral, sino que también incluyen en el grupo de tratamiento aquellos estados donde hay ley de divorcio con acuerdo mutuo no culposo. Esto quiere decir que tiene que existir un acuerdo entre los cónyuges para poner fin al matrimonio pero no es necesario que uno haya incurrido en algún tipo de falta. La interacción entre la edad al primer matrimonio, linealmente y con la *dummy* de matrimonio joven, y la LDU sigue teniendo un coeficiente negativo y significativo, al igual que con las otras codificaciones. Esto no se repite al usar los años de educación, ya que incluso con los controles por edad el coeficiente de la interacción entre años de educación y LDU es positivo y significativo (tabla A.10, panel A). Usando categorías de educación se obtiene el mismo resultado: la ley de divorcio unilateral, con la codificación de Nakonezny et al. (1995), aumentó la probabilidad de divorcio entre quienes tenían un mayor nivel educativo. Bajo esta codificación, la disminución en el costo de divorcio es menos sustancial que en el caso de Wolfers (2006) y Gruber (2004), ya que se sigue necesitando de un acuerdo entre la pareja para obtener el divorcio. Esto podría explicar la relación positiva entre educación y probabilidad de divorcio, porque si lograr el acuerdo para obtener el divorcio sigue siendo costoso, solamente podrán alcanzarlo quienes tengan un nivel de utilidad tal que sea más beneficioso estar divorciado que mantenerse casado.

Para la medida ocupacional, tabla A.11, se repite el resultado obtenido con la codificación de Gruber (2004), positivo y significativo para la muestra de mujeres. También obtengo el mismo resultado con el número de hijos nacidos al usarlo linealmente, como muestra la tabla A.12, panel A. Controlando por número de años desde el matrimonio, el coeficiente para la interacción entre LDU y número de hijos nacidos es positivo y significativo. Con categorías para el número de hijos, en el panel B, el coeficiente es negativo para quienes tienen 1 o 2 hijos, no es estadísticamente distinto de cero para quienes tienen 3 o 4 hijos y es positivo para quienes tienen 5 o más hijos. De la misma manera que en el caso de la definición de Gruber (2004), se mantiene la relación negativa entre el número de hijos y la probabilidad de divorcio para todas las categorías y el efecto positivo de la LDU sobre la probabilidad de divorcio disminuye para quienes tienen 5 o más hijos.

Los resultados para edad al primer matrimonio y para medida ocupacional se mantienen al

utilizar otras definiciones de divorcio unilateral. Al usar la variable de hijos nacidos y controlando por años desde el matrimonio, el coeficiente de interés pasa a ser positivo y significativo, a diferencia de la estimación con la codificación principal, donde no era estadísticamente distinto de cero. Con la variable de educación obtengo un resultado distinto pero solamente con la codificación de Nakonezny et al.(1995), por lo que el cambio en el resultado podría deberse a usar como tratamiento las leyes de divorcio no culposo y no solamente las de divorcio unilateral.

## 5.2. Composición de las parejas

Además de estudiar cómo el efecto de la LDU varía de acuerdo a la edad al primer matrimonio, la educación, el tipo de trabajo y el número de hijos, analizaré cómo la diferencia en edad, educación y ocupación entre los cónyuges se relaciona con cambios en la probabilidad de divorcio al implementarse la ley de divorcio unilateral. Para esto voy a investigar si las parejas casadas cambiaron su composición (según diferencia de edad, educación y ocupación) entre 1970 y 1980 a causa del tratamiento. Dado que sólo tengo la información de la pareja para quienes están casados, no puedo saber directamente cuál era la brecha de la pareja en características para quienes ya están divorciados. Es por esto que utilizo la información de las parejas casadas y asumo que el cambio observado entre 1970 y 1980 se debe a parejas que se divorciaron durante esos años.

Los gráficos en las figuras 1, 2 y 3 muestran la distribución de la brecha de edad, años de educación y ocupación entre mujer y hombre, para quienes están casados. En el caso de la edad el promedio de diferencia de edad entre mujer y hombre es -2,8 años. Para la diferencia de años de educación, el promedio es de 0 años y la diferencia promedio de la medida de ocupación es 0,03. Tomando en cuenta esta distribución, generé tres categorías para la brecha entre parejas. Para la edad las categorías de diferencia entre mujer y hombre son (1) la mujer es cuatro o más años menor que el hombre, (2) la diferencia entre mujer y hombre es igual o menor a tres años y (3) la mujer tiene cuatro o más años más que el hombre. Las categorías de años de educación son (1) la mujer tiene tres o más años de educación menos que el hombre, (2) hombre y mujer tienen dos o menos años de educación de diferencia y (3) la mujer tiene tres o más años de educación más que el hombre. Finalmente, para la medida ocupacional las categorías son (1) la mujer tiene una ocupación con medida de 25 o menos puntos porcentuales menos que el hombre, (2) la diferencia en entre las ocupaciones de la pareja es menor a 25 puntos y (3) la mujer tiene una ocupación con medida de 25 o más puntos porcentuales más que el hombre. En la tabla A.4 se resumen la proporción de parejas que hay en cada categoría, en 1970 y 1980 según estados tratamiento y control.

Utilizando una estrategia de diferencia en diferencia puedo establecer si la LDU generó un cambio significativo en el tipo de parejas casadas, según la brecha en las características ya mencionadas. La tabla 7 muestra los resultados de la estimación de la ecuación (5), para las categorías de diferencia de edad. Para ninguna de las tres categorías es significativo el coeficiente  $\beta_2$ , que es el que acompaña la interacción del tratamiento (LDU) con la *dummy* para 1980. Considerando el

signo de los coeficientes, se ve un aumento en las parejas donde la diferencia de edad era mayor a tres años (categorías 1 y 3) y una disminución de las parejas que tenían una diferencia de edad menor o igual a tres años (categoría 2). Este resultado se mantiene a usar intervalos entre 1 y 9 años para definir las categorías, con un coeficiente positivo para las categorías (1) y (3) y signo negativo para la categoría (2). Solamente se observa un efecto significativo al usar 5 y 6 años, con un aumento de las parejas donde la mujer tenía 5 o 6 años menos que el hombre y una disminución de las parejas donde la diferencia entre hombre y mujer era menor a 5 o 6 años. Como no hay efecto estadísticamente distinto de cero en la mayoría de los intervalos de brecha de edad, no es posible concluir que la LDU generó un aumento o disminución de cierto tipo de parejas según la brecha de edad.

Para educación, en la tabla 8, tampoco hay un efecto significativo del tratamiento en el tipo de parejas casadas según la brecha educacional. Según el signo del coeficiente, se ve una disminución de las parejas en que la mujer es más educada que el hombre (dos o más años de diferencia) y un aumento de las otras dos categorías. Al igual que en el caso de la diferencia de edad, este cambio no es significativo. Utilizando otros intervalos de diferencia de educación, entre 1 y 10 años, se mantiene el coeficiente positivo para la categoría (1), donde la mujer tiene menos años de educación que el hombre, y negativo para la categoría (3), donde la mujer tiene más años de educación que el hombre, sin ser estadísticamente distinto de cero.

En la tabla 9 está el resultado de la ecuación (5) para la diferencia en la medida ocupacional. Esta variable, que va entre 0 y 100, representa el porcentaje de personas con educación terciaria que trabajan en el sector donde cada persona se desempeña laboralmente. Es importante recordar que esta medida muestra el nivel de la ocupación para el trabajo actual o para el último trabajo en caso de que la persona esté desempleada, considerando el último trabajo desde 1960 para el censo de 1970 y el último trabajo desde 1975 para el censo de 1980. Quienes no tienen trabajo durante ese período no forman parte de la muestra (al no tener información para esa variable) y parejas en las que solo un cónyuge está trabajando tampoco forman parte de la muestra para las estimaciones por categoría de pareja a nivel de estado. Esto implica que las estimaciones van a capturar cambios en los tipos de parejas por la LDU y también entradas y salidas del mercado laboral, que pueden o no estar influenciadas por el tratamiento. Volviendo a los resultados, el coeficiente de la interacción entre la LDU y la *dummy* para 1980 muestra que existen cambios significativos en la brecha de esta medida entre las parejas casadas. Aumenta el porcentaje de parejas donde la mujer tiene un mejor empleo en los estados donde se implementó la LDU. En particular, esta ley generó un aumento de 3,8% en la proporción de este tipo de parejas. También se observa un cambio de similar magnitud pero en sentido contrario para las parejas que tienen una similar medida ocupacional, disminuyendo en un 3,4% las parejas en la segunda categoría. Respecto a las parejas en que el hombre tiene una mejor ocupación que la mujer, habría una disminución de 0,4%. Con intervalos más grandes para la diferencia de medida ocupacional se mantienen los signos de los coeficientes pero pierden significancia estadística.

Una posible explicación al aumento de parejas donde la mujer tiene una mejor medida ocupacional es lo planteado por Stevenson (2008), de acuerdo a los estudios de Johnson y Skinner (1986) y Lundberg y Rose (1999), que argumenta que el la mayor probabilidad de divorcio generada por la LDU aumenta la participación laboral femenina (Stevenson 2008, p.854). Además, Stevenson plantea que el aumento en la participación en el mercado laboral por parte de las mujeres en estados con LDU responde a una forma de asegurarse frente a un, ahora más probable, divorcio y también a un aumento en el poder de negociación dentro del matrimonio (Stevenson 2008, p.855).

## 6. Conclusión

La implementación en Estados Unidos de leyes que permiten divorciarse sin necesidad de tener el acuerdo de la pareja y sus efectos sobre la tasa de divorcio han sido ampliamente estudiados (Peters 1986; Allen, 1992; Peters 1992; Nakonezny, Shull y Rodgers, 1995; Friedberg 1998; Wolfers 2006; Stevenson y Wolfers, 2006; Stevenson, 2007; Stevenson 2008; Rotz 2015; Voena, 2015). En general, se ha llegado a la conclusión de que la LDU sí explica parte de la mayor tasa de divorcios en ese país. Sobre ese resultado, este trabajo busca determinar si el efecto se ve acentuado o atenuado por características de los individuos, como su nivel de educación, edad al casarse, número de hijos y tipo de ocupación. Tomando datos individuales de los censos de EEUU en 1970 y 1980, estimo el efecto que tuvo el cambio a ley de divorcio unilateral entre quienes se casaron bajo un régimen de ley de divorcio de mutuo acuerdo y cómo este efecto depende de las características mencionadas.

En relación a la edad al primer matrimonio, en presencia de la LDU la probabilidad de divorcio disminuye un 0,3 % por año de edad al primer matrimonio por sobre el promedio. Respecto a la educación y el número de hijos, no encuentro efectos heterogéneos. Para el tipo de ocupación habría un efecto heterogéneo de la LDU en el caso de las mujeres, con un aumento de la probabilidad de divorcio entre quienes tienen una mayor medida ocupacional. Un desafío que surge a partir de esto lograr identificar qué parte corresponde a un efecto heterogéneo de la ley de divorcio según el tipo de ocupación y qué parte corresponde a cambios en la oferta laboral femenina. El contar con información detallada sobre la situación laboral de cada individuo para cada año permitiría estudiar los efectos heterogéneos de esta ley para un nivel ocupacional definido antes del cambio en la legislación.

Además de efectos heterogéneos según características individuales, estudié el cambio en la composición de las parejas entre 1970 y 1980, para estados tratamiento y estados control. Para esto agrupé a las parejas según la brecha de edad, de años de educación y de ocupación. Los resultados muestran diferencias en la composición de las parejas, pero solo son significativos en el caso de la edad y la ocupación al usar ciertos intervalos para la brecha entre la pareja.

A pesar de que en EEUU la edad promedio al primer matrimonio ha ido aumentando con el paso de los años (OECD, 2015), los matrimonios jóvenes siguen siendo una realidad en muchos

países en desarrollo (Jensen y Thornton, 2003). El resultado de que este tipo de parejas es más inestable debería considerarse en la formación de políticas que promuevan matrimonios a una mayor edad y al evaluar los posibles efectos de leyes que apunten a facilitar el divorcio. Finalmente, este trabajo muestra que modificaciones legales que facilitan el divorcio pueden tener efectos heterogéneos según las características de los individuos, por lo que entender la composición de los países en términos de edad al primer matrimonio, educación, ocupación, número de hijos, entre otras características, podría ayudar a evaluar correctamente las consecuencias de leyes de este tipo.

## Referencias

- [1] Akin, Ş. Nuray, & Platt, Brennan C. 2016. Accounting for Age in Marital Search Decisions. *European Economic Review*, **85**(June), 245–271.
- [2] Allen, Douglas W. 1992. Marriage and Divorce: Comment. *The American Economic Review*, **82**(3), 679–685.
- [3] Blank, Rebecca M, Charles, Kerwin Kofi, & Sallee, James M. 2009. A Cautionary Tale About the Use of Administrative Data: Evidence from Age of Marriage Laws. *American Economic Journal: Applied Economics*, **1**(2), 128–149.
- [4] Booth, Alan, & Edwards, John N. 1985. Age at Marriage and Marital Instability. *Journal of Marriage and Family*, **47**(1), 67–75.
- [5] Brinig, Margaret F, & Allen, Douglas W. 2000. 'These boots are made for walking': why most divorce filers are women. *American Law and Economics Review*, **2**(1), 126–169.
- [6] Browning, Martin, Chiappori, Pierre-Andre, & Weiss, Yoram. 2011. Family Economics.
- [7] Caucutt, Elizabeth M., Guner, Nezih, & Knowles, John. 2002. Why Do Women Wait? Matching, Wage Inequality, and the Incentives for Fertility Delay. *Review of Economic Dynamics*, **5**(4), 815–855.
- [8] Chiappori, Pierre-André, Fortin, Bernard, & Lacroix, Guy. 2002. Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply. *Journal of Political Economy*, **110**(1), 37–72.
- [9] Chiappori, Pierre-André, Iyigun, Murat, & Weiss, Yoram. 2009. Investment in Schooling and the Marriage Market. *The American Economic Review*, **99**(5), 1689–1713.
- [10] Chiappori, Pierre-Andre, Iyigun, Murat, Lafortune, Jeanne, & Weiss, Yoram. 2016. Changing the Rules Midway: The Impact of Granting Alimony Rights on Existing and Newly-Formed Partnerships. *Econ J*, Apr., n/a–n/a.
- [11] Ellman, Ira Mark, & Lohr, Sharon L. 1998. Dissolving the Relationship between Divorce Laws and Divorce Rates. *International Review of Law and Economics*, **18**(3), 341–359.

- [12] Fernández, Raquel, & Wong, Joyce. 2014. Unilateral Divorce, the Decreasing Gender Gap, and Married Women’s Labor Force Participation <sup>†</sup>. *American Economic Review*, **104**(5), 342–347.
- [13] Fernández, Raquel, & Wong, Joyce Cheng. 2011 (Oct.). *The Disappearing Gender Gap: The Impact of Divorce, Wages, and Preferences on Education Choices and Women’s Work*. Working Paper 17508. National Bureau of Economic Research.
- [14] Friedberg, Leora. 1998a. Did Unilateral Divorce Raise Divorce Rates? Evidence from Panel Data. *The American Economic Review*, **88**(3), 608–627.
- [15] Friedberg, Leora. 1998b (Feb.). *Did Unilateral Divorce Raise Divorce Rates? Evidence from Panel Data*. Working Paper 6398. National Bureau of Economic Research.
- [16] Gray, Jeffrey S. 1998. Divorce-Law Changes, Household Bargaining, and Married Women’s Labor Supply. *The American Economic Review*, **88**(3), 628–642.
- [17] Gruber, Jonathan. 2004. Is Making Divorce Easier Bad for Children? The Long-Run Implications of Unilateral Divorce. *Journal of Labor Economics*, **22**(4), 799–833.
- [18] Jensen, Robert, & Thornton, Rebecca. 2003. Early Female Marriage in the Developing World. *Gender & Development*, **11**(2), 9–19.
- [19] Johnson, William R, & Skinner, Jonathan. 1986. Labor supply and marital separation. *The American Economic Review*, 455–469.
- [20] Lee, Jin Young, & Solon, Gary. 2011. The Fragility of Estimated Effects of Unilateral Divorce Laws on Divorce Rates. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, **11**(1).
- [21] Lundberg, Shelly, & Rose, Elaina. 1999. The determinants of specialization within marriage.
- [22] Mechoulan, Stéphane. 2006. Divorce Laws and the Structure of the American Family. *The Journal of Legal Studies*, **35**(1), 143–174.
- [23] Nakonezny, Paul A, Shull, Robert D, & Rodgers, Joseph Lee. 1995. The effect of no-fault divorce law on the divorce rate across the 50 states and its relation to income, education, and religiosity. *Journal of Marriage and the Family*, 477–488.
- [24] OECD. 2015. *OECD Family Database*. <https://www.oecd.org/social/database.htm>.
- [25] Parkman, Allen M. 1992. Unilateral Divorce and the Labor-Force Participation Rate of Married Women, Revisited. *The American Economic Review*, **82**(3), 671–678.
- [26] Peters, H. Elizabeth. 1986. Marriage and Divorce: Informational Constraints and Private Contracting. *The American Economic Review*, **76**(3), 437–454.

- [27] Peters, H. Elizabeth. 1992. Marriage and Divorce: Reply. *The American Economic Review*, **82**(3), 686–693.
- [28] Ruggles S., Genadek K., Goeken R. Grover J., & M., Sobek. 2015. Integrated Public Use Microdata Series: Version 6.0 [dataset]. *Minneapolis: University of Minnesota*.
- [29] Schoen, Robert. 1975. California Divorce Rates by Age at First Marriage and Duration of First Marriage. *Journal of Marriage and Family*, **37**(3), 548–555.
- [30] Stevenson, Betsey. 2007. The Impact of Divorce Laws on Marriage-Specific Capital. *Journal of Labor Economics*, **25**(1), 75–94.
- [31] Stevenson, Betsey. 2008. Divorce Law and Women’s Labor Supply. *Journal of Empirical Legal Studies*, **5**(4), 853–873.
- [32] Stevenson, Betsey, & Wolfers, Justin. 2006. Bargaining in the Shadow of the Law: Divorce Laws and Family Distress. *The Quarterly Journal of Economics*, **121**(1), 267–288.
- [33] Stevenson, Betsey, & Wolfers, Justin. 2007. Marriage and Divorce: Changes and Their Driving Forces. *The Journal of Economic Perspectives*, **21**(2), 27–52.
- [34] Voena, Alessandra. 2015. Yours, Mine, and Ours: Do Divorce Laws Affect the Intertemporal Behavior of Married Couples? †. *American Economic Review*, **105**(8), 2295–2332.
- [35] Wolfers, Justin. 2006. Did Unilateral Divorce Laws Raise Divorce Rates? A Reconciliation and New Results. *The American Economic Review*, **96**(5), 1802–1820.

Tabla 1: Edad al primer matrimonio

Variable dep.: divorciado	(1) Total	(2) Mujeres	(3) Hombres	(4) Total	(5) Mujeres	(6) Hombres
Panel A: edad al primer matrimonio						
LDU	0.00503 (0.00315)	0.00270 (0.00305)	0.00790* (0.00402)	-0.00458 (0.00274)	-0.00722* (0.00382)	-0.00142 (0.00290)
Edad al 1er matrim.	-0.00656*** (0.000260)	-0.00711*** (0.000358)	-0.00470*** (0.000269)	-0.00619*** (0.000265)	-0.00646*** (0.000378)	-0.00472*** (0.000260)
LDU × Edad 1er m.	-0.00315*** (0.000658)	-0.00269*** (0.000867)	-0.00314*** (0.000627)	-0.00274*** (0.000659)	-0.00240*** (0.000880)	-0.00272*** (0.000624)
$R^2$	0.030	0.031	0.024	0.059	0.068	0.045
Panel B: <i>dummy</i> para matrimonio joven						
LDU	-0.00979* (0.00525)	-0.00724 (0.00643)	-0.0107** (0.00506)	-0.0155** (0.00590)	-0.0146* (0.00774)	-0.0151*** (0.00487)
Matrimonio joven	0.0637*** (0.00318)	0.0695*** (0.00371)	0.0507*** (0.00327)	0.0671*** (0.00283)	0.0720*** (0.00354)	0.0557*** (0.00278)
LDU × Matrimonio joven	0.0226*** (0.00641)	0.0196** (0.00784)	0.0225*** (0.00586)	0.0164** (0.00657)	0.0150* (0.00812)	0.0157*** (0.00582)
$R^2$	0.026	0.029	0.023	0.057	0.067	0.044
<i>Controles</i>						
Año	x	x	x	x	x	x
Estado de nacimiento	x	x	x	x	x	x
Años desde matrim.				x	x	x
Años desde matrim. × Estado				x	x	x
Observaciones	4.686.545	2.436.079	2.250.466	4.686.545	2.436.079	2.250.466

Notas: estimaciones con grupos a nivel de estado de nacimiento. La variable *matrimonio joven* toma el valor de 1 para los hombres que se casaron con menos de 25 años y para las mujeres que se casaron con menos de 23 años. Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$



Tabla 2: Educación

Variable dep.: divorcio	(1) Total	(2) Mujeres	(3) Hombres	(4) Total	(5) Mujeres	(6) Hombres
Panel A: años de educación						
LDU	0.00385 (0.00308)	0.00474 (0.00288)	0.00225 (0.00366)	-0.00390 (0.00290)	-0.00346 (0.00335)	-0.00481 (0.00289)
Años de educación	-0.0149*** (0.000843)	-0.0201*** (0.00105)	-0.0112*** (0.000782)	-0.0110*** (0.000659)	-0.0142*** (0.000910)	-0.00922*** (0.000587)
LDU × Años de educacion	0.00417*** (0.00130)	0.00471*** (0.00170)	0.00402*** (0.00114)	0.00350*** (0.00113)	0.00393** (0.00153)	0.00338*** (0.000989)
$R^2$	0.032	0.038	0.026	0.056	0.068	0.045
Panel B: niveles de educación						
LDU	0.0148*** (0.00439)	0.0146*** (0.00466)	0.0150*** (0.00482)	0.00494 (0.00368)	0.00405 (0.00415)	0.00565 (0.00394)
Primaria	0.116*** (0.00742)	0.148*** (0.00875)	0.0892*** (0.00688)	0.0752*** (0.00553)	0.0922*** (0.00778)	0.0655*** (0.00457)
Secundaria	0.0462*** (0.00449)	0.0466*** (0.00517)	0.0369*** (0.00409)	0.0416*** (0.00350)	0.0401*** (0.00453)	0.0354*** (0.00299)
LDU x Primaria	-0.0406*** (0.00983)	-0.0356*** (0.0119)	-0.0431*** (0.00946)	-0.0343*** (0.00936)	-0.0307** (0.0119)	-0.0352*** (0.00845)
LDU x Secundaria	-0.00631 (0.00520)	-0.00763 (0.00586)	-0.00693 (0.00519)	-0.00507 (0.00437)	-0.00529 (0.00522)	-0.00629 (0.00439)
$R^2$	0.028	0.033	0.023	0.054	0.065	0.042
<i>Controles</i>						
Año	x	x	x	x	x	x
Estado de nacimiento	x	x	x	x	x	x
Años desde matrim.				x	x	x
Años desde el matrim. × Estado				x	x	x
Observaciones	4,686,545	2,436,079	2,250,466	4,686,545	2,436,079	2,250,466

Notas: estimaciones con grupos a nivel de estado de nacimiento. Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabla 3: Educación con control por edad

Variable dep.: divorciado	(1) Total	(2) Mujeres	(3) Hombres	(4) Total	(5) Mujeres	(6) Hombres
Panel A: años de educación						
LDU	0.121*** (0.0183)	0.0858*** (0.0186)	0.159*** (0.0191)	0.123*** (0.0185)	0.108*** (0.0189)	0.139*** (0.0197)
Años de educación	-0.0119*** (0.000674)	-0.0157*** (0.000877)	-0.00914*** (0.000612)	-0.0104*** (0.000632)	-0.0128*** (0.000866)	-0.00902*** (0.000560)
LDU x Años de Educación	0.000965 (0.00120)	0.00155 (0.00159)	0.000492 (0.00102)	0.00127 (0.00114)	0.00184 (0.00149)	0.000882 (0.000987)
$R^2$	0.035	0.044	0.029	0.064	0.073	0.050
Panel B: niveles de educación						
LDU	0.127*** (0.0217)	0.0947*** (0.0231)	0.161*** (0.0213)	0.128*** (0.0204)	0.115*** (0.0214)	0.142*** (0.0207)
Primaria	0.0838*** (0.00581)	0.106*** (0.00756)	0.0653*** (0.00505)	0.0707*** (0.00488)	0.0806*** (0.00702)	0.0646*** (0.00405)
Secundaria	0.0442*** (0.00472)	0.0448*** (0.00587)	0.0342*** (0.00403)	0.0314*** (0.00321)	0.0287*** (0.00419)	0.0308*** (0.00277)
LDU × Primaria	-0.00880 (0.00888)	-0.00711 (0.0113)	-0.00604 (0.00788)	-0.00906 (0.00855)	-0.00870 (0.0111)	-0.00739 (0.00732)
LDU × Secundaria	-0.00437 (0.00531)	-0.00651 (0.00654)	-0.00198 (0.00487)	-0.00312 (0.00378)	-0.00513 (0.00449)	-0.00158 (0.00385)
$R^2$	0.032	0.040	0.026	0.061	0.071	0.048
<i>Controles</i>						
Año	x	x	x	x	x	x
Estado de nacimiento	x	x	x	x	x	x
Años desde matrim.				x	x	x
Años desde el matrim. × estado				x	x	x
Edad	x	x	x	x	x	x
Edad × LDU	x	x	x	x	x	x
Observaciones	4,686,545	2,436,079	2,250,466	4,686,545	2,436,079	2,250,466

Notas: estimaciones con grupos a nivel de estado de nacimiento. Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabla 4: Medida ocupacional

Variable dep.: divorciado	(1) Total	(2) Mujeres	(3) Hombres	(4) Total	(5) Mujeres	(6) Hombres
LDU	0.0275*** (0.00374)	0.0393*** (0.00411)	0.0191*** (0.00385)	-0.0101*** (0.00277)	-0.0130*** (0.00328)	-0.00929*** (0.00290)
Ocupación	-0.00129*** (7.60e-05)	-0.00172*** (8.59e-05)	-0.00108*** (8.00e-05)	-0.00124*** (6.16e-05)	-0.00149*** (7.37e-05)	-0.00114*** (6.86e-05)
LDU × Ocupación	0.000105 (9.49e-05)	0.000330*** (0.000103)	-4.78e-05 (0.000104)	6.76e-05 (8.33e-05)	0.000190** (9.36e-05)	-2.19e-05 (9.04e-05)
<i>Controles</i>						
Año	x	x	x	x	x	x
Estado de nacimiento	x	x	x	x	x	x
Años desde matrim.				x	x	x
Años desde el matrim. × estado				x	x	x
Observaciones	4,652,708	2,427,662	2,225,046	4,652,708	2,427,662	2,225,046
$R^2$	0.023	0.024	0.025	0.051	0.064	0.044

Notas: estimaciones con grupos a nivel de estado de nacimiento. Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabla 5: N. de hijos nacidos

Variable dep.:divorciada	(1) Mujeres	(2) Mujeres
Panel A: número de hijos nacidos		
LDU	0.0102*** (0.00287)	-0.000388 (0.00265)
N. hijos nacidos	-0.00293** (0.00124)	-0.0100*** (0.000962)
LDU × N. hijos nacidos	-0.00629*** (0.00162)	0.00219 (0.00135)
$R^2$	0.024	0.055
Panel B: hijos nacidos según categoría		
LDU	0.0510*** (0.00659)	-0.00139 (0.00592)
1 o 2 hijos	-0.0543*** (0.00359)	-0.0719*** (0.00265)
3 o 4 hijos	-0.0744*** (0.00451)	-0.108*** (0.00294)
5 o más hijos	-0.0223*** (0.00553)	-0.0708*** (0.00358)
LDU × 1 o 2 hijos	-0.0373*** (0.00656)	-0.00612 (0.00565)
LDU × 3 o 4 hijos	-0.0562*** (0.00719)	0.00122 (0.00596)
LDU × 5 o más hijos	-0.0597*** (0.00874)	0.00341 (0.00779)
$R^2$	0.027	0.066
<i>Controles</i>		
Año	x	x
Estado de nacimiento	x	x
Años desde matrim.		x
Años desde el matrim. × estado		x
Observaciones	2,436,079	2,436,079

Notas: estimaciones con grupos a nivel de estado de nacimiento. Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabla 6: Características individuales a nivel de estado

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Edad al 1er matrimonio	Educación	Medida Ocupacional	N. de hijos nacidos
LDU	-1.365*** (0.104)	-1.039*** (0.0899)	-0.875 (0.661)	-0.0691** (0.0334)
1980	-0.168*** (0.0314)	0.593*** (0.0272)	12.02*** (0.200)	0.107*** (0.0101)
LDU × 1980	0.0225 (0.0425)	-0.0641* (0.0368)	0.121 (0.271)	0.0219 (0.0137)
Observaciones	92	92	92	92
$R^2$	0.990	0.991	0.995	0.971

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Se incluye efecto fijo por estado. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Tabla 7: Diferencia de edad mujer - hombre

	(1)	(2)	(3)
Categorías diferencia de edad	< -3	[-3, 3]	>3
LDU	0.0585*** (0.00968)	-0.0680*** (0.00970)	0.00951** (0.00411)
1980	-0.0150*** (0.00292)	0.00846*** (0.00293)	0.00651*** (0.00124)
LDU × 1980	0.00331 (0.00397)	-0.00443 (0.00398)	0.00112 (0.00168)
Observaciones	92	92	92
$R^2$	0.952	0.958	0.930

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Se incluye efecto fijo por estado.  
\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Tabla 8: Diferencia años de educación mujer-hombre

Categorías diferencia años de educación	(1) < -2	(2) [-2, 2]	(3) < 2
LDU	0.0256*** (0.00755)	-0.0634*** (0.00883)	0.0378*** (0.00879)
1980	0.0217*** (0.00228)	-0.0183*** (0.00267)	-0.00336 (0.00266)
LDU × 1980	0.00150 (0.00309)	0.00215 (0.00362)	-0.00365 (0.00360)
Observaciones	92	92	92
$R^2$	0.947	0.954	0.965

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Se incluye efecto fijo por estado.

\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

Tabla 9: Diferencia medida ocupacional mujer - hombre

Categorías diferencia medida ocupacional	(1) <-25	(2) [-25, 25]	(3) <25
LDU	-0.0142*** (0.00332)	-0.0692*** (0.00558)	0.0833*** (0.00551)
1980	0.00893*** (0.00114)	-0.0633*** (0.00653)	0.0543*** (0.00669)
LDU × 1980	-0.00418** (0.00192)	-0.0342*** (0.00901)	0.0384*** (0.00950)
Observaciones	92	92	92
$R^2$	0.952	0.928	0.926

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Se incluye efecto fijo por estado. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$

## 7. Anexos

Tabla A.1: Año implementación Ley de Divorcio Unilateral

Estado	LDU			Estado	LDU		
	Friedberg	Gruber	Nakonezny et al.		Friedberg	Gruber	Nakonezny et al.
Alaska	1935	1935	1962	Mississippi	-	-	1978
Alabama	1971	1971	1971	Montana	1975	1973	1973
Arkansas	-	-	1979	North Carolina	-	-	1965
Arizona	1973	1973	1973	North Dakota	1971	1971	1971
California	1970	1970	1970	Nebraska	1972	1972	1972
Colorado	1971	1972	1972	New Hampshire	1971	1971	1971
Connecticut	1973	1973	1973	New Jersey	-	-	1971
District of Columbia	-	-	-	New Mexico	1973	1933	1973
Delaware	-	1968	1968	Nevada	1973	1967	1973
Florida	1971	1971	1971	New York	-	-	1967
Georgia	1973	1973	1973	Ohio	-	-	1974
Hawaii	1973	1972	1972	Oklahoma	1953	1953	1953
Iowa	1970	1970	1970	Oregon	1973	1971	1971
Idaho	1971	1971	1971	Pennsylvania	-	-	1980
Illinois	-	-	1984	Rhode Island	1976	1975	1976
Indiana	1973	1973	1973	South Carolina	-	-	1979
Kansas	1969	1969	1969	South Dakota	1985	1985	1985
Kentucky	1972	1972	1972	Tennessee	-	-	1977
Louisiana	-	-	1975	Texas	1974	1970	1970
Massachusetts	1975	1975	1975	Utah	-	1987	1987
Maryland	-	-	1957	Virginia	-	-	1975
Maine	1973	1973	1973	Vermont	-	-	1972
Michigan	1972	1972	1972	Washington	1973	1973	1973
Minnesota	1974	1974	1974	Wisconsin	-	1978	1977
Missouri	-	-	1973	West Virginia	-	-	1977
				Wyoming	1977	1977	1977



Tabla A.2: Diferencia en Diferencia 1960 - 1970

	(1) Edad	(2) Mujer	(3) Edad 1er matrim.	(4) Alguna vez casado	(5) Divorciado	(6) Casado	(7) Hijos nacidos	(8) Educación Secundaria	(9) Educación Terciaria	(10) Medida Ocupacional
Placebo LDU	-0.485 (0.292)	0.0120*** (0.00210)	-1.475*** (0.0889)	0.0372*** (0.00351)	0.0265*** (0.00329)	-0.00492 (0.00398)	0.295*** (0.0746)	-0.147*** (0.00723)	-0.0177*** (0.00480)	-1.803*** (0.224)
1970	0.150 (0.129)	0.00648*** (0.000637)	-0.752*** (0.0199)	-0.0208*** (0.00283)	0.0158*** (0.00186)	-0.0356*** (0.00315)	-0.405*** (0.0303)	0.120*** (0.00344)	0.0257*** (0.00175)	6.068*** (0.157)
Placebo LDU × 1970	0.228 (0.188)	0.00191 (0.00121)	-0.0174 (0.0342)	0.00154 (0.00330)	2.67e-05 (0.00205)	7.18e-05 (0.00379)	0.0301 (0.0350)	0.000719 (0.00400)	0.00319 (0.00212)	-0.178 (0.200)
Observaciones	102	102	102	102	102	102	102	102	102	102
$R^2$	0.965	0.986	0.992	0.973	0.982	0.975	0.973	0.996	0.979	0.992

Notas: las variables corresponden a promedios por estado y año. Errores estándar entre paréntesis. Se incluye efecto fijo por estado. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabla A.3: Estadística Descriptiva

	Control		Tratamiento	
	1970	1980	1970	1980
Mujer	0.51278 (0.00057)	0.51048 (0.00034)	0.51361 (0.00341)	0.51641 (0.00040)
Casado	0.92343 (0.00030)	0.87684 (0.00022)	0.92705 (0.00178)	0.87633 (0.00026)
Divorciado	0.07657 (0.00030)	0.12316 (0.00022)	0.07295 (0.00178)	0.12367 (0.00026)
Años de educación	11.03094 (0.00365)	11.72449 (0.00220)	11.04667 (0.02095)	11.63478 (0.00263)
Edad	44.37903 (0.01698)	50.04325 (0.00920)	51.71748 (0.08608)	51.95130 (0.01026)
Edad al primer matrimonio	22.61686 (0.00653)	22.50010 (0.00365)	21.98250 (0.03632)	22.13877 (0.00418)
Años desde el matrimonio	22.50731 (0.01582)	28.29587 (0.00851)	30.48051 (0.08085)	30.56521 (0.00943)
Medida Ocupacional	36.13529 (8.0622)	41.47333 (8.1555)	27.87 (5.91249)	31.44444 (5.79386)

Notas: La muestra incluye a las personas entre 18 y 99 años que nacieron en Estados Unidos y que se casaron antes de 1970. Errores estándar entre paréntesis.

Tabla A.4: Estadística Descriptiva diferencia mujer-hombre.

Categoría diferencia edad	Control		Tratamiento	
	1970	1980	1970	1980
< -3	38.71 % (0.00623)	37.21 % (0.00562)	38.45 % (0.00690)	37.29 % (0.00574)
[-3, 3]	56.71 % (0.00644)	57.55 % (0.00626)	56.54 % (0.00764)	56.94 % (0.00623)
> 3	4.58 % (0.00153)	5.23 % (0.00175)	5.01 % (0.00246)	5.77 % (0.00206)
Categoría diferencia años de educación				
<-2	14.26 % (0.00403)	16.43 % (0.00468)	14.75 % (0.00344)	17.07 % (0.00407)
[-2, 2]	67.43 % (0.00643)	65.60 % (0.00693)	68.03 % (0.00445)	66.42 % (0.00482)
> 2	18.31 % (0.00783)	17.97 % (0.00839)	17.21 % (0.00420)	16.51 % (0.00624)
Categoría diferencia ocupación				
<-25	7.78 % (0.0034404)	8.67 % (0.0030322)	8.72 % (0.002867)	9.2 % (0.0026626)
[-25, 25]	48.98 % (0.0097495)	42.6 % (0.006887)	49.5 % (0.0078995)	38.8 % (0.0062329)
> 25	43.24 % (0.0113317)	48.7 % (0.0084519)	41.7 % (0.0093008)	51 % (0.0078861)
Observaciones	21	21	25	25

Nota: errores estándar entre paréntesis. La muestra considera a todas las parejas que casadas antes de 1970 y que mantienen ese estado civil al momento del censo.

Tabla A.5: Edad al primer matrimonio - Codificación Gruber (2004)

Variable dep.: divorciado	(1) Total	(2) Mujeres	(3) Hombres	(4) Total	(5) Mujeres	(6) Hombres
Panel A: edad al primer matrimonio						
LDU-Gruber	0.00515 (0.00332)	0.00296 (0.00318)	0.00787* (0.00418)	-0.00335 (0.00278)	-0.00604 (0.00389)	-0.000175 (0.00282)
Edad al 1er matrim.	-0.00656*** (0.000279)	-0.00710*** (0.000382)	-0.00473*** (0.000284)	-0.00621*** (0.000282)	-0.00646*** (0.000401)	-0.00475*** (0.000274)
LDU-Gruber × Edad 1er m.	-0.00315*** (0.000637)	-0.00270*** (0.000839)	-0.00314*** (0.000610)	-0.00279*** (0.000666)	-0.00241*** (0.000893)	-0.00279*** (0.000623)
$R^2$	0.030	0.032	0.025	0.059	0.068	0.045
Panel B: <i>dummy</i> para matrimonio joven						
LDU-Gruber	-0.00980* (0.00536)	-0.00670 (0.00638)	-0.0111** (0.00531)	-0.0143** (0.00588)	-0.0132* (0.00764)	-0.0141*** (0.00490)
Matrimonio joven	0.0638*** (0.00338)	0.0697*** (0.00390)	0.0508*** (0.00346)	0.0672*** (0.00300)	0.0723*** (0.00372)	0.0558*** (0.00295)
LDU- Gruber × matrim. joven	0.0224*** (0.00618)	0.0188** (0.00756)	0.0228*** (0.00571)	0.0160** (0.00636)	0.0142* (0.00790)	0.0157*** (0.00567)
$R^2$	0.027	0.029	0.023	0.057	0.067	0.045
<i>Controles</i>						
Año	x	x	x	x	x	x
Estado de nacimiento	x	x	x	x	x	x
Años desde el matrimonio				x	x	x
Años desde el matrim. × estado				x	x	x
Observaciones	4,578,331	2,379,801	2,198,530	4,578,331	2,379,801	2,198,530

Notas: estimaciones con grupos a nivel de estado de nacimiento. La variable *matrimonio joven* toma el valor de 1 para los hombres que se casaron con menos de 25 años y para las mujeres que se casaron con menos de 23 años. Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabla A.6: Educación con control por edad - Codificación Gruber (2004)

Variable dep.: divorciado	(1) Total	(2) Mujeres	(3) Hombres	(4) Total	(5) Mujeres	(6) Hombres
Panel A: años de educación						
LDU	0.117*** (0.0189)	0.0788*** (0.0198)	0.157*** (0.0193)	0.121*** (0.0185)	0.104*** (0.0189)	0.139*** (0.0197)
Años de educación	-0.0121*** (0.000719)	-0.0160*** (0.000919)	-0.00922*** (0.000655)	-0.0106*** (0.000670)	-0.0131*** (0.000900)	-0.00915*** (0.000600)
LDU × Años de Educación	0.00101 (0.00119)	0.00154 (0.00166)	0.000512 (0.000975)	0.00126 (0.00118)	0.00185 (0.00161)	0.000831 (0.000978)
$R^2$	0.035	0.044	0.029	0.064	0.074	0.051
Panel B: niveles de educación						
LDU	0.125*** (0.0225)	0.0888*** (0.0242)	0.167*** (0.0223)	0.130*** (0.0209)	0.114*** (0.0216)	0.148*** (0.0217)
Primaria	0.0787*** (0.00591)	0.110*** (0.00789)	0.0550*** (0.00493)	0.0678*** (0.00507)	0.0856*** (0.00737)	0.0556*** (0.00404)
Secundaria	0.0382*** (0.00461)	0.0472*** (0.00581)	0.0229*** (0.00373)	0.0273*** (0.00313)	0.0324*** (0.00414)	0.0205*** (0.00248)
LDU × Primaria	-0.0125 (0.00779)	-0.00871 (0.0102)	-0.0111 (0.00694)	-0.0108 (0.00779)	-0.00909 (0.0104)	-0.0102 (0.00666)
LDU × Secundaria	-0.00801 (0.00508)	-0.00778 (0.00645)	-0.00789* (0.00444)	-0.00526 (0.00367)	-0.00530 (0.00447)	-0.00575 (0.00367)
$R^2$	0.032	0.041	0.025	0.061	0.072	0.047
<i>Controles</i>						
Año	x	x	x	x	x	x
Estado de nacimiento	x	x	x	x	x	x
Años desde matrim.				x	x	x
Años desde el matrim. × estado				x	x	x
Edad	x	x	x	x	x	x
Edad × LDU	x	x	x	x	x	x
Observaciones	4,578,331	2,379,801	2,198,530	4,578,331	2,379,801	2,198,530

Notas: estimaciones con grupos a nivel de estado de nacimiento. Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabla A.7: Medida ocupacional - Gruber (2004)

Variable dep.: divorciado	(1) Total	(2) Mujeres	(3) Hombres	(4) Total	(5) Mujeres	(6) Hombres
LDU - Gruber	0.00188 (0.00422)	0.00226 (0.00471)	0.00118 (0.00420)	-0.00570** (0.00270)	-0.00769** (0.00330)	-0.00474* (0.00281)
Ocupación	-0.00129*** (8.04e-05)	-0.00168*** (8.89e-05)	-0.00110*** (8.63e-05)	-0.00122*** (6.56e-05)	-0.00146*** (7.49e-05)	-0.00112*** (7.44e-05)
LDU-Gruber × Ocupación	0.000110 (0.000100)	0.000302** (0.000116)	-2.60e-05 (0.000108)	5.07e-05 (7.68e-05)	0.000180* (9.16e-05)	-4.28e-05 (8.71e-05)
<i>Controles</i>						
Año	x	x	x	x	x	x
Estado de nacimiento	x	x	x	x	x	x
Años desde el matrimonio				x	x	x
Años desde el matrim. × estado				x	x	x
Observaciones	3,362,409	1,471,744	1,890,665	3,362,409	1,471,744	1,890,665
$R^2$	0.027	0.033	0.023	0.053	0.071	0.043

Notas: estimaciones con grupos a nivel de estado de nacimiento. Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabla A.8: Número de hijos nacidos - Gruber (2004)

Variable dep.: divorciada	(1) Mujeres	(2) Mujeres
Panel A: número de hijos nacidos		
LDU-Gruber	0.0102*** (0.00308)	-0.000609 (0.00259)
N. hijos nacidos	-0.00301** (0.00128)	-0.0113*** (0.000944)
LDU-Gruber × N. de hijos nacidos	-0.00634*** (0.00161)	0.00226* (0.00133)
$R^2$	0.025	0.056
Panel B: hijos nacidos según categoría		
LDU-Gruber	0.0487*** (0.00595)	-0.00204 (0.00548)
1 o 2 hijos	-0.0555*** (0.00361)	-0.0724*** (0.00277)
3 o 4 hijos	-0.0756*** (0.00440)	-0.108*** (0.00313)
5 o más hijos	-0.0227*** (0.00542)	-0.0699*** (0.00374)
LDU-Gruber × 1 o 2 hijos	-0.0337*** (0.00509)	-0.00381 (0.00475)
LDU-Gruber × 3 o 4 hijos	-0.0537*** (0.00584)	0.00291 (0.00517)
LDU-Gruber × 5 o más hijos	-0.0593*** (0.00754)	0.00432 (0.00709)
$R^2$	0.028	0.067
<i>Controles</i>		
Año	x	x
Estado de nacimiento	x	x
Años desde el matrimonio		x
Años desde el matrim. × estado		x
Observaciones	2,379,801	2,379,801

Notas: estimaciones con grupos a nivel de estado de nacimiento. Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabla A.9: Edad al primer matrimonio - Nakonezny et al. (1995)

Variable dep.: divorciado	(1) Total	(2) Mujeres	(3) Hombres	(4) Total	(5) Mujeres	(6) Hombres
Panel A: edad al primer matrimonio						
LDU-N	0.0207*** (0.00660)	0.0189*** (0.00666)	0.0237*** (0.00718)	0.00826* (0.00484)	0.00830 (0.00561)	0.00917* (0.00477)
Edad al 1er matrim.	-0.00616*** (0.000331)	-0.00694*** (0.000403)	-0.00417*** (0.000305)	-0.00587*** (0.000337)	-0.00634*** (0.000441)	-0.00431*** (0.000294)
LDU-N × Edad 1er m.	-0.00250*** (0.000478)	-0.00174*** (0.000530)	-0.00274*** (0.000459)	-0.00206*** (0.000442)	-0.00141*** (0.000497)	-0.00226*** (0.000425)
$R^2$	0.031	0.032	0.025	0.060	0.070	0.046
Panel B: <i>dummy</i> para matrimonio joven						
LDU-N	0.00625 (0.00527)	0.00948* (0.00548)	0.00465 (0.00594)	1.68e-05 (0.00404)	0.00395 (0.00504)	-0.00297 (0.00413)
Matrimonio joven	0.0588*** (0.00379)	0.0661*** (0.00449)	0.0446*** (0.00344)	0.0650*** (0.00341)	0.0712*** (0.00439)	0.0527*** (0.00290)
LDU-N × matrim. joven	0.0208*** (0.00472)	0.0161*** (0.00518)	0.0230*** (0.00452)	0.0119*** (0.00428)	0.00850* (0.00483)	0.0134*** (0.00400)
$R^2$	0.027	0.030	0.023	0.058	0.069	0.045
<i>Controles</i>						
Año	x	x	x	x	x	x
Estado de nacimiento	x	x	x	x	x	x
Años desde el matrimonio				x	x	x
Años desde el matrim. × estado				x	x	x
Observaciones	4,053,123	2,112,578	1,940,545	4,053,123	2,112,578	1,940,545

Notas: estimaciones con grupos a nivel de estado de nacimiento. La variable *matrimonio joven* toma el valor de 1 para los hombres que se casaron con menos de 25 años y para las mujeres que se casaron con menos de 23 años. Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabla A.10: Educación con control edad - Codificación Nakonezny et al.(1995)

Variable dep.: divorciado	(1) Total	(2) Mujeres	(3) Hombres	(4) Total	(5) Mujeres	(6) Hombres
Panel A: años de educación						
LDU	0.168*** (0.0174)	0.136*** (0.0158)	0.202*** (0.0224)	0.139*** (0.0238)	0.125*** (0.0212)	0.155*** (0.0284)
Años de educación	-0.0131*** (0.000650)	-0.0172*** (0.000828)	-0.0101*** (0.000584)	-0.0112*** (0.000601)	-0.0137*** (0.000794)	-0.00974*** (0.000551)
LDU × Años de Educación	0.00233*** (0.000703)	0.00281*** (0.000999)	0.00188*** (0.000669)	0.00199*** (0.000741)	0.00224** (0.000989)	0.00175** (0.000683)
$R^2$	0.038	0.047	0.032	0.066	0.076	0.052
Panel B: niveles de educación						
LDU	0.188*** (0.0194)	0.162*** (0.0211)	0.215*** (0.0216)	0.155*** (0.0241)	0.144*** (0.0238)	0.167*** (0.0268)
Primaria	0.0901*** (0.00659)	0.112*** (0.00872)	0.0711*** (0.00560)	0.0738*** (0.00528)	0.0832*** (0.00747)	0.0680*** (0.00449)
Secundaria	0.0553*** (0.00415)	0.0586*** (0.00607)	0.0432*** (0.00316)	0.0385*** (0.00263)	0.0374*** (0.00415)	0.0367*** (0.00231)
LDU × Primaria	-0.0150** (0.00563)	-0.0132 (0.00862)	-0.0136*** (0.00489)	-0.0112** (0.00515)	-0.00882 (0.00765)	-0.0113** (0.00444)
LDU × Secundaria	-0.0213*** (0.00544)	-0.0261*** (0.00735)	-0.0170*** (0.00476)	-0.0151*** (0.00407)	-0.0180*** (0.00522)	-0.0127*** (0.00397)
$R^2$	0.035	0.043	0.029	0.064	0.073	0.050
<i>Controles</i>						
Año	x	x	x	x	x	x
Estado de nacimiento	x	x	x	x	x	x
Años desde matrim.				x	x	x
Años desde el matrim. × estado				x	x	x
Edad	x	x	x	x	x	x
Edad × LDU	x	x	x	x	x	x
Observaciones	4,053,123	2,112,578	1,940,545	4,053,123	2,112,578	1,940,545

Notas: estimaciones con grupos a nivel de estado de nacimiento. Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



Tabla A.11: Medida Ocupacional - Nakonezny et al. (1995)

Variable dep.: divorciado	(1) Total	(2) Mujeres	(3) Hombres	(4) Total	(5) Mujeres	(6) Hombres
LDU-N	0.0226** (0.00952)	0.0285** (0.0131)	0.0178** (0.00781)	0.00516 (0.00535)	0.00522 (0.00733)	0.00382 (0.00473)
Ocupación	-0.00140*** (7.16e-05)	-0.00182*** (9.35e-05)	-0.00119*** (6.77e-05)	-0.00128*** (6.01e-05)	-0.00154*** (7.87e-05)	-0.00117*** (6.11e-05)
LDU-N × Ocupación	0.000256*** (8.68e-05)	0.000396*** (8.72e-05)	0.000161 (0.000114)	0.000146* (7.34e-05)	0.000217*** (7.24e-05)	0.000101 (9.99e-05)
<i>Controles</i>						
Año	x	x	x	x	x	x
Estado de nacimiento	x	x	x	x	x	x
Años desde el matrimonio				x	x	x
Años desde el matrim. × estado				x	x	x
Observaciones	2,955,814	1,296,819	1,658,995	2,955,814	1,296,819	1,658,995
R <sup>2</sup>	0.027	0.032	0.023	0.054	0.072	0.044

Notas: estimaciones con grupos a nivel de estado de nacimiento. Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Tabla A.12: Número de hijos nacidos - Nakonezny et al. (1995)

Variable dep.: divorciada	(1) Mujeres	(2) Mujeres
Panel A: número de hijos		
LDU-N	0.0239*** (0.00719)	0.00765 (0.00588)
N. de hijos nacidos	-0.00121 (0.00125)	-0.0113*** (0.000779)
LDU-N × N. de hijos nacidos	-0.00686*** (0.00150)	0.00428*** (0.000912)
$R^2$	0.025	0.065
Panel B: hijos nacidos según categoría		
LDU-N	0.0789*** (0.00987)	0.0140* (0.00706)
1 o 2 hijos	-0.0395*** (0.00448)	-0.0647*** (0.00365)
3 o 4 hijos	-0.0553*** (0.00582)	-0.106*** (0.00350)
5 o más hijos	-0.00808 (0.00693)	-0.0770*** (0.00391)
LDU-N × 1 o 2 hijos	-0.0535*** (0.00392)	-0.0156*** (0.00333)
LDU-N × 3 o 4 hijos	-0.0734*** (0.00573)	-0.000842 (0.00354)
LDU-N × 5 o más hijos	-0.0682*** (0.00708)	0.0129*** (0.00471)
$R^2$	0.029	0.068
<i>Controles</i>		
Año	x	x
Estado de nacimiento	x	x
Años desde el matrimonio		x
Años desde el matrim. × estado		x
Observaciones	2,112,578	2,112,578

Notas: estimaciones con grupos a nivel de estado de nacimiento. Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Figura 1

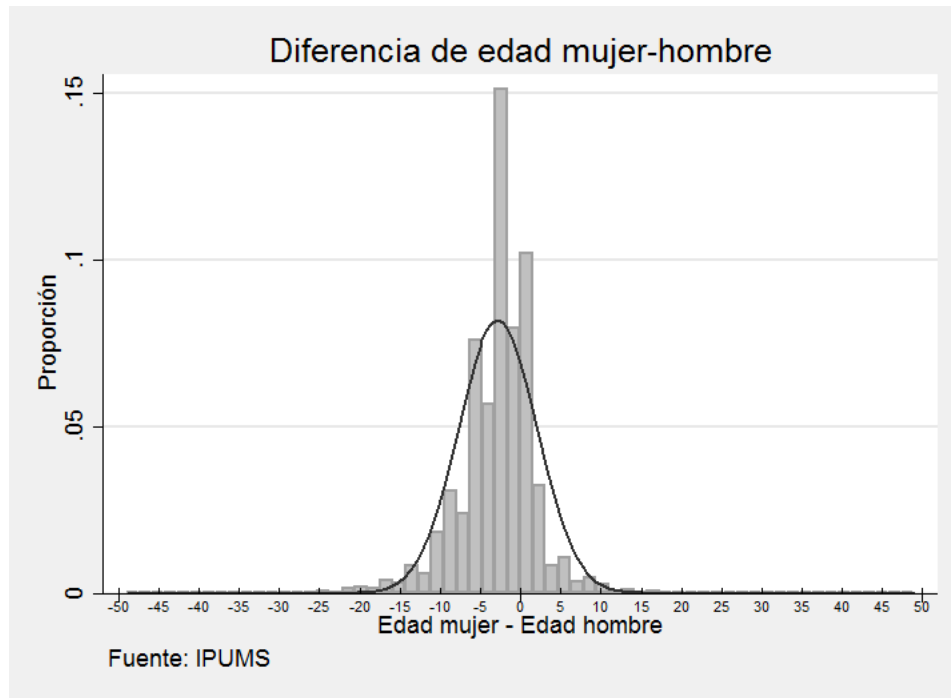


Figura 2

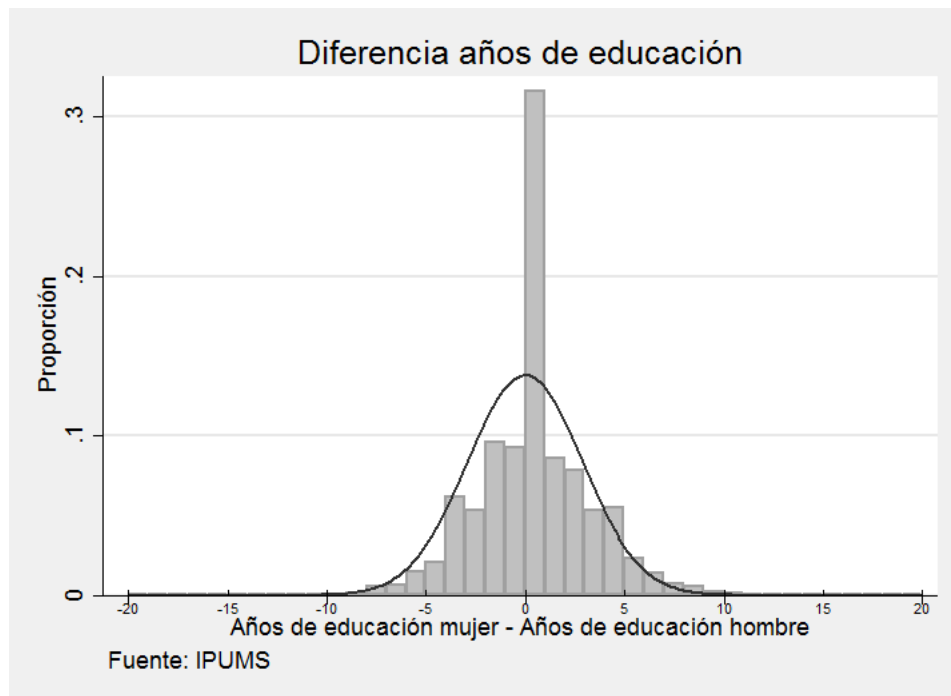


Figura 3

