



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

**TESIS DE GRADO
MAGISTER EN ECONOMIA**

De Iruarrizaga, Tagle, Carolina

Diciembre, 2017



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

**¿Qué hacer frente a cambios en las leyes de divorcio? Un enfoque a las
decisiones de educación y edad de matrimonio en EEUU**

Carolina de Iruarrizaga Tagle

Comisión

Jeanne Lafortune
Gert Wagner
Francisco Gallego
Felipe Gonzalez
Rolf Lüders
José Tessada
José Diaz
Felipe Aldunate

Santiago, diciembre de 2017

¿Qué hacer frente a cambios en las leyes de divorcio? Un enfoque a las decisiones de educación y edad de matrimonio en EEUU

Carolina de Iruarrizaga

Noviembre 2017

Resumen

Este trabajo evalúa cómo una caída en los costos del divorcio altera las decisiones de educación y edad de matrimonio. Concretamente, me concentro en Estados Unidos durante el siglo XX y busco cómo la disminución de los períodos mínimos establecidos por cada estado para residir en él y para declarar deserción matrimonial determinan las decisiones de cuántos años educarse y a qué edad casarse. Los resultados indican que a menores costos de divorcio los individuos se casan más tarde, hay un aumento en el nivel educativo y una disminución en la brecha educacional de los esposos. Los resultados varían según cohorte y género. Estos resultados no son consistentes con lo que propone el modelo teórico en un escenario pareto-óptimo, lo que sugiere la no pareto-optimalidad de las decisiones.

⁰Trabajo realizado en el Seminario de Tesis de Magíster EH Clio Lab, Instituto de Economía UC. Agradezco especialmente a la profesora Jeanne Lafortune por su continua guía, enseñanza y gran disposición. Agradezco también al profesor Gert Wagner por sus comentarios y a los profesores Francisco Gallego, Felipe Gonzalez, Rolf Lüders, José Tessada, José Diaz y Felipe Aldunate por su ayuda y apoyo durante la realización de este trabajo. Quiero dar las gracias también al FONDECYT, proyecto 1150337, por el financiamiento que recibí para esta investigación. También quisiera agradecer a Jose Ignacio Loeser y José Diego Salas por su ayuda y colaboración. Finalmente, agradezco a Teresita Gonzalez, Antonia Sanhueza y a mi familia y amigos por su acompañamiento tanto en mi paso por la universidad como en el desarrollo de esta tesis. Todos los errores son de mi completa responsabilidad. Dudas y comentarios: cdeiruarrizaga@uc.cl

Índice

1. Introducción	3
2. Modelo teórico	5
2.1. Caso pareto-óptimo	7
2.2. Caso no pareto-óptimo	11
2.3. Equilibrio	16
2.4. Predicciones del modelo	18
3. Modelo empírico	19
3.1. Contexto: leyes de divorcio en EEUU	19
3.2. Diferencias en diferencias	20
3.3. Datos	21
3.4. Resultados	23
3.4.1. Chequeos de robustez	31
4. Conclusiones	34

1. Introducción

Dentro de las muchas decisiones que toma una persona en su vida, el matrimonio y la educación son, sin duda, parte de las más importantes. En los últimos años la edad del primer matrimonio ha ido aumentando, tendencia contraria a la que se ve en la brecha educacional de las parejas (Lafortune, J. y A.M. Iyigun, 2017). Durante el siglo XX, estos cambios han sido acompañados por cambios en las leyes de divorcio, dando lentamente mayor facilidad al fin del matrimonio. ¿Qué rol, a nivel teórico y empírico, juegan los cambios en las leyes de divorcio en las decisiones de cuándo casarse y cuánto educarse? El paper trata de contestar la pregunta en el contexto del siglo XX en Estados Unidos.

A nivel teórico modelo el impacto de las leyes de divorcio en una versión extendida de Lafortune e Iyigun (2017). Es un modelo de matching sin fricciones, en un mundo de dos períodos, donde en un primer período los individuos optimizan las decisiones endógenas intertemporales de educación, tiempo de matrimonio y divorcio. Al mismo tiempo estos individuos tienen una restricción presupuestaria, donde cuentan con un capital personal, retornos de la educación y la experiencia; pero, se enfrentan a costos exógenos de educación, matrimonio y divorcio. Mi modelo tiene como objetivo mostrar cómo el impacto de un cambio en los costos de divorcio está intrínsecamente relacionado con si la decisión de divorcio es tomada pareto-óptimo o no. Cuando la decisión de divorcio es tomada de manera pareto existe un traspaso de utilidad entre la pareja para que ambos estén de acuerdo con la decisión, lo que hace más difícil el divorcio. Mientras que un divorcio no pareto es más simple pues basta con que un miembro de la pareja quiera hacerlo, no existe compensación entre los esposos.

Al tratar el tópico de matrimonio se hace indispensable citar el trabajo seminal de Becker (1973), con el que se da inicio a las teorías de matrimonio. En su trabajo se modela la teoría del matrimonio bajo dos supuestos. Primero, que los individuos preferirán vivir en pareja versus a permanecer solteros siempre que la ganancia de la primera alternativa sea mayor a la segunda; es decir, es un modelo de utilidad transferible. Segundo, que el mercado de matrimonio está en equilibrio. Como se entiende, estos supuestos quedan implícitos en el modelo presentado en este trabajo.

Sobre la decisión de cuándo casarse la evidencia muestra que la edad del primer matrimonio no es algo trivial. La edad del matrimonio se relaciona con la estabilidad del matrimonio (Booth y Edwards, 1985) y la probabilidad de divorcio (Rotz, 2015); para los hombres, hay evidencia de que se relaciona con su desarrollo de carrera profesional (Oppenheimer et al. 1997); para las mujeres, con las decisiones de fertilidad, nivel de educación y probabilidad de abandono escolar (Klepinger et al. 1999, Goldstein y Kenney 2001). Además, la literatura que busca explicar el por qué se

atrasan los matrimonios encuentra que las mujeres ahora toman más tiempo en revelar su calidad dado la mayor importancia que ha tomado el mercado laboral (Oppenheimer, 1988). Similar a lo que sucede a los hombres de “mayor calidad” que pueden tomar más tiempo en revelar su tipo (Bergstrom y Bagnoli, 1993)

Este trabajo no es el primero en relacionar la inversión en educación con el mercado de matrimonio, más bien existe una amplia literatura al respecto. Konrad and Lommerud (2000) trabajan en un modelo de dos tiempos, donde en el primer periodo la decisión de educación es tomada de manera no colaborativa, a diferencia de mi modelo, y en la siguiente etapa se produce una negociación; ellos encuentran que existe una sobreinversión en educación de parte de los esposos. Iyigun and Walsh (2007) también desarrollan un modelo del mercado de matrimonio incorporando las inversiones per-matrimoniales. Por su parte, Chiappori, Iyigun and Weiss (2009) desarrollan un modelo donde la educación trae dos tipos de retornos, uno para el mercado laboral y otro para el mercado del matrimonio. A diferencia de estos autores, en mi modelo los esposos pueden optimizar en conjunto sus decisiones de matrimonio y educación.

Otros autores como Browning, Chiappori y Weiss (2011) han modelado la decisión de matrimonio de manera muy completa. Al agregar la decisión de divorcio a su modelo teórico, este se justifica solo cuando los beneficios de la separación son superiores al costo de permanecer casados. Asimismo, en este trabajo se pretende complementar este modelo agregando también las decisiones de educación y luego testeando empíricamente si se cumple el modelo. Por su parte, Rasul (2005) utiliza un modelo de búsqueda y aprendizaje similar al utilizado en este trabajo, pero con la diferencia que busca explicar los efectos en la tasa de divorcio por el cambio de sistema de consenso mutuo a un sistema de divorcio unilateral. Igualmente, Voena (2015) y Wolfer (2006) estudian los cambios en comportamiento y bienestar causados por las leyes de divorcio pero concentrándose en el sistema de divorcio unilateral. Ninguno de ellos ha buscado los efectos de cambios en las leyes dentro de un modelo de consenso mutuo sobre las decisiones de edad de matrimonio y años de educación.

¿Cómo se toman las decisiones dentro de la pareja? La literatura discute fuertemente el rol del divorcio en el matrimonio, sobre todo al buscar si se cumple el teorema de Becker-Coase y si existe una real transferencia de utilidad dentro de las parejas, de modo que puedan tomar decisiones pareto-eficientes. (Chiappori, P. A. M. Iyigun, J. Lafortune y Y. Weiss., 2016; Chiappori, P. A. M. Iyigun y Y. Weiss, 2015).

Para testear el modelo teórico, se utilizará una estrategia de diferencias en diferencias que utiliza como proxies de los costo de divorcio las leyes de residencia y deserción. A diferencia de los estudios que se concentran en un régimen de divorcio unilateral o en los efectos del cambio de sistema sobre

la tasa de divorcio (Peters, 1986; Friedberg, 1998; Wolfers, 2006), la novedad de este trabajo es estudiar el efecto de un cambio marginal en las leyes vigente bajo un sistema de divorcio de mutuo consentimiento sobre las decisiones de matrimonio y educación. Las leyes estudiadas en este trabajo actuaban como requisitos para el divorcio bajo una ley de mutuo consenso; además, variaban por estado y fueron disminuyendo el período mínimo exigido a lo largo del tiempo antes de llegar al actual divorcio unilateral. Se utilizarán los datos de los censos entre los años 1910 y 1970.

Para el análisis de los resultados, primero se observa a la población completa y luego se divide la muestra en dos cohortes; los nacidos entre 1880 y 1910, y los nacidos entre 1910 y 1935. La segunda cohorte se caracteriza por enfrentar menores restricciones crediticias que la primera, producto de la caída en los costos fijos del matrimonio. También se busca chequear la robustez de los resultados al controlar por factores que podrían ser relevantes en este período de tiempo, como son la leyes de edad mínima de matrimonio, la ley de educación mínima y el beneficio del GI Bill para los veteranos de guerra.

Los resultados indican que a medida que los costos de divorcio cayeron, se postergó la edad de matrimonio en hombres y mujeres. Para los años de educación, ante la caída en los costos de divorcio, se encuentra un aumento en los años de educación y una disminución en la brecha educacional de la pareja. En ambos resultados los cambios varían por género y cohorte, siendo los efectos más fuerte para la generación nacida entre 1910 y 1935. Estos resultados sugieren la existencia de un comportamiento no pareto-óptimo dentro del matrimonio.

Lo que sigue de este trabajo se organiza de esta manera: la sección 2 presenta el modelo teórico, primero con un enfoque pareto-óptimo, seguido de un enfoque no pareto-óptimo y finalmente los posibles equilibrios y predicciones del modelo. La sección 3 presenta el modelo empírico, donde se señala el contexto histórico y la metodología a utilizar. A continuación se presentan los datos y la construcción de las variables. Luego se procede a presentar los principales resultados y los chequeos de robustez. Finalmente, en la sección 4 se concluye.

2. Modelo teórico

A continuación se presenta un modelo teórico que busca explicar la economía detrás de las decisiones de matrimonio y educación. Para la creación de este modelo se comienza con el presentado por Lafortune e Iyigun (2017), pero agregándole la posibilidad de divorcio al matrimonio. La primera modelación es bajo un escenario pareto-óptimo, es decir, en que las decisiones son tomadas en conjunto y en el óptimo ningún miembro de la pareja sale perjudicado. En el segundo caso se presenta un escenario no pareto-óptimo, en que algún miembro de la pareja puede tener más poder que el otro y no necesariamente las decisiones los benefician a ambos.

La economía está formada por individuos que viven dos períodos, no hay descuento entre períodos. Existe un continuo de hombres y mujeres; los hombres se normalizan a 1 y las mujeres a r . Si $r > 1$, existen más mujeres que hombres; si $r < 1$, lo contrario.

En el período 1 la persona decide si casarse o permanecer soltera. En el período 2 la persona que permaneció soltera puede decidir si casarse o no. Además, quien decidió casarse en el primer período puede decidir si permanecer casado o si divorciarse. Esta segunda decisión depende de un “*love shock*” aleatorio igual a ϕ que reciben las parejas al final del primer período. El shock actualiza las expectativas de las parejas en aspectos que no podrían haber anticipado. ϕ distribuye centrado en 0, $h(\phi)$ representa la función de distribución, siendo $H(\phi)$ su función acumulada. Para quienes se casan tarde, el período termina antes de recibir el shock y no existe la opción de divorciarse. El matrimonio implica un costo fijo F , $F > 0$, mientras que el divorcio implica un costo fijo D , $D > 0$. Ambos costos deben ser financiados por la pareja en el período correspondiente; no hay opción de préstamo pero si pueden unir sus recursos.

En caso de divorcio, en el segundo período cada individuo recibe lo que le corresponde sin poder transferirse utilidad. En este modelo no existe ningún tipo de compensación hacia la pareja post divorcio.¹

En cada período los individuos derivan una utilidad u_i , $i = m, f$. Los individuos nacen con un capital, y para los hombres, z para las mujeres. En el primer período y distribuye en el soporte $[y_{min}, y_{max}]$, similar al capital femenino que distribuye en el soporte $[z_{min}, z_{max}]$ según distribuciones G_m y G_f respectivamente. Si los individuos no se educan en el segundo período recibirán, producto de la experiencia, xy y xz según el género, con $x > 1$. En el caso de educarse deben enfrentar los costos c , $c > 0$. No se puede pedir prestado, pero las parejas pueden unir sus recursos para financiarse mutuamente. El retorno de la educación depende del género y está dada por e_i , $i = m, f$, $e_i > 1$. Quien se eduque recibirá en el segundo período e_i veces las unidades de eficiencia que tendrían en caso de no educarse. Es decir, $e_m xy$ si el individuo es hombre y $e_f xz$ si es mujer.

Al casarse una pareja de capitales y y z entran a una función de producción matrimonial dada por $h(y, z)$, generando un output intratemporal:

$$u^m + u^f = h(y, z) \equiv \eta(y + z)^2, \quad \eta \geq 1$$

η representa las ventajas escalares y potenciales ganancias asociadas al matrimonio, como los bienes públicos matrimoniales (que podrían ser los hijos o la compañía). Según esto, existe una

¹La compensación como el derecho a alimentación no es parte de este modelo pero se pueden ver otros trabajos como Chiappori, P. A. M. Iyigun, J. Lafortune y Y. Weiss, 2016.

transferencia de utilidad entre la pareja mientras permanezca unida. Al permanecer soltero y no educarse, el individuo genera un output intratemporal igual a $f_m(y) = y^2$ si es hombre y $f_f(z) = z^2$ si es mujer.

A continuación se presentan dos casos; el primero donde las decisiones de divorcio son tomadas pareto-óptimas y el segundo donde no lo son.

2.1. Caso pareto-óptimo

Bajo un modelo pareto-óptimo, el matrimonio optimiza la utilidad conjunta S_t^i donde pueden contraer matrimonio en los períodos $t = 1, 2$ y elegir un nivel de educación $i = U, M, MF$ dependiendo de si ninguno se educa, si se educa solo el hombre o si se educan ambos, respectivamente. En caso de optar por el divorcio en el segundo período cada uno recibirá lo que es suyo y no tendrá los beneficios de su pareja. A continuación se presentan los diferentes escenarios relevantes.

Para quienes decidan no educarse y casarse en el primer período, el resultado matrimonial puede ser expresado como:

$$S_1^U(y, z) = \eta(y + z - F)^2 + \text{prob}(\phi > \bar{\phi}^U)(\eta x^2(y + z)^2 + E(\phi|\phi > \bar{\phi}^U)) \\ + \text{prob}(\phi < \bar{\phi}^U)((xy)^2 + (xz)^2 - D)$$

Simplificando algebraicamente podría expresarse como:

$$S_1^U(y, z) = \eta(y + z - F)^2 + (\eta x^2(y + z)^2) + H(\bar{\phi}^U)\bar{\phi}^U + (1 - H(\bar{\phi}^U))E(\phi|\phi > \bar{\phi}^U) \\ = \eta(y + z - F)^2 + (\eta x^2(y + z)^2) + H(\bar{\phi}^U)\bar{\phi}^U + \int_{\bar{\phi}^U}^1 \phi h(\phi) d\phi$$

Si la pareja no educada decide casarse tarde, el outcome generado será:

$$S_2^U(y, z) = (y)^2 + (z)^2 + \eta x^2[(y + z)^2 - F]$$

Este resultado se debe a que se elegirá el divorcio por sobre el matrimonio siempre que se obtenga un $\phi < \bar{\phi}^U$, con:

$$\bar{\phi}^U = (xy)^2 + (xz)^2 - D - \eta x^2(y + z)^2$$

Para parejas en que solo uno se educa y se casan en el primer período el outcome, si quien se educa es el hombre², será:

² $S_1^F(y, z) = \eta(y + z - F - c)^2 + \text{prob}(\phi > \bar{\phi}^F)(\eta x^2(y + z e_f) + E(\phi|\phi > \bar{\phi}^F)) + \text{prob}(\phi < \bar{\phi}^F)((xy)^2 + (xze_f)^2 - D|\phi >$

$$S_1^M(y, z) = \eta(y + z - F - c)^2 + \text{prob}(\phi > \bar{\phi}^M)(\eta x^2(ye_m + z) + E(\phi|\phi > \bar{\phi}^M)) \\ + \text{prob}(\phi < \bar{\phi}^M)((xye_m)^2 + (xz)^2 - D)$$

Simplificando algebraicamente se puede expresar como:

$$S_1^M(y, z) = \eta(y + z - F - c)^2 + (\eta x^2(ye_m + z)^2) + H(\bar{\phi}^M)\bar{\phi}^M + (1 - H(\bar{\phi}^M))E(\phi|\phi > \bar{\phi}^M) \\ = \eta(y + z - F - c)^2 + (\eta x^2(ye_m + z)^2) + H(\bar{\phi}^M)\bar{\phi}^M + \int_{\bar{\phi}^M}^1 \phi h(\phi) d\phi$$

De casarse en el segundo periodo, el resultado sería³:

$$S_2^M(y, z) = (y - c)^2 + (z)^2 + \eta x^2[(ye_m + z)^2 - F]$$

Este resultado se debe a que se elegirá el divorcio por sobre el matrimonio siempre que se obtenga un $\phi < \bar{\phi}^M$, con:

$$\bar{\phi}^M = (xye_m)^2 + (xz)^2 - D - \eta x^2(ye_m + z)^2$$

Cuando ambos miembros de la pareja se educan y se casan jóvenes, el resultado será:

$$S_1^{MF}(y, z) = \eta(y + z - F - 2c)^2 + \text{prob}(\phi > \bar{\phi}^{MF})(\eta x^2(ye_m + ze_f) + E(\phi|\phi > \bar{\phi}^{MF})) \\ + \text{prob}(\phi < \bar{\phi}^{MF})((xye_m)^2 + (xze_f)^2 - D)$$

Simplificando algebraicamente, se puede expresar como:

$$S_1^{MF}(y, z) = \eta(y + z - F - 2c)^2 + (\eta x^2(ye_m + ze_f)^2) + H(\bar{\phi}^{MF})\bar{\phi}^{MF} + (1 - H(\bar{\phi}^{MF}))E(\phi|\phi > \bar{\phi}^{MF}) \\ = \eta(y + z - F - 2c)^2 + (\eta x^2(ye_m + ze_f)^2) + H(\bar{\phi}^{MF})\bar{\phi}^{MF} + \int_{\bar{\phi}^{MF}}^1 \phi h(\phi) d\phi$$

Finalmente, en caso de que una pareja en que ambos se educan y se casa tarde reciben como outcome:

$$S_2^{MF}(y, z) = (y - c)^2 + (z - c)^2 + \eta x^2[(ye_m + ze_f)^2 - F]$$

$\bar{\phi}^F$) será el resultado si quién se educó es la mujer

³ $S_2^F(y, z) = (y)^2 + (z - c)^2 + \eta x^2[(ye_m + z)^2 - F]$ sería la utilidad si quien se educó es la mujer.

En este caso, el divorcio será preferido siempre que $\phi < \bar{\phi}^{MF}$, con:

$$\bar{\phi}^{MF} = (xye_m)^2 + (xze_f)^2 - D - \eta x^2(ye_m + ze_f)^2$$

A partir de lo anterior surgen seis distintos escenarios: $S_1^U, S_2^U, S_1^M, S_2^M, S_1^{MF}, S_2^{MF}$ y tres puntos de cortes según el nivel de educación: $\bar{\phi}^U, \bar{\phi}^M, \bar{\phi}^{MF}$. Por análisis algebraico obtenemos que $\bar{\phi}^U > \bar{\phi}^M > \bar{\phi}^{MF}$, lo que significa que a menor nivel educativo la probabilidad de divorcio es mayor. La intuición detrás de este resultado es que parejas más educadas logran mejores matrimonios. Esto se debe a que los retornos de la educación entregan condiciones que facilitan la relación matrimonial y, por consiguiente, disminuyen los riesgos de divorcio. En la literatura el tener un buen matrimonio es conocido como un buen *match*.

Este trabajo busca los efectos que la ley de divorcio tiene sobre las decisiones individuales de matrimonio y educación; por lo tanto, las siguientes derivadas debiesen guiar nuestros resultados.

La decisión de postergar el matrimonio se ve en:

$$\frac{\partial(S_1^U - S_2^U)}{\partial D} = \frac{\partial(H(\bar{\phi}^U)\bar{\phi}^U + \int_{\bar{\phi}}^1 \phi h(\phi)d\phi)}{\partial D} = -H(\bar{\phi}^U) < 0$$

Siguiendo este mismo razonamiento, se obtiene:

$$\frac{\partial(S_1^M - S_2^M)}{\partial D} = -H(\bar{\phi}^M) < 0$$

$$\frac{\partial(S_1^{MF} - S_2^{MF})}{\partial D} = -H(\bar{\phi}^{MF}) < 0$$

Sabiendo que $\bar{\phi}^U > \bar{\phi}^M > \bar{\phi}^{MF}$, se desprende que:

$$\frac{\partial(S_1^U - S_2^U)}{\partial D} < \frac{\partial(S_1^M - S_2^M)}{\partial D} < \frac{\partial(S_1^{MF} - S_2^{MF})}{\partial D} < 0$$

Esto quiere decir que al aumentar los costos de divorcio, será preferible postergar el matrimonio. La economía tras este resultado es que en el primer período, cuando el individuo planifica sus decisiones, puede ver que a mayores costos de divorcio mayor será el castigo de obtener un mal matrimonio. Dado que la probabilidad de tener un mal matrimonio disminuye a medida que los individuos se educan, quienes tengan menor educación serán quienes tengan mayor incentivos a postergar el matrimonio.

Por otro lado, aumentar el nivel de educación en el primer período se muestra por las siguientes derivadas:

$$\frac{\partial(S_1^U - S_1^M)}{\partial D} = \frac{\partial(H(\bar{\phi}^U)E(\bar{\phi}^U) - H(\bar{\phi}^M)E(\bar{\phi}^M) + \int_{\bar{\phi}^U}^1 \phi h(\phi)d\phi - \int_{\bar{\phi}^M}^1 \phi h(\phi)d\phi)}{\partial D} = \\ -H(\bar{\phi}^U) + H(\bar{\phi}^M) < 0$$

Siguiendo el mismo argumento, se obtiene que:

$$\frac{\partial(S_1^U - S_1^{MF})}{\partial D} = -H(\bar{\phi}^U) + H(\bar{\phi}^{MF}) < 0 \\ \frac{\partial(S_1^M - S_1^{MF})}{\partial D} = -H(\bar{\phi}^M) + H(\bar{\phi}^{MF}) < 0$$

De los resultados se desprende que, a mayores costos de divorcio, hay mayor incentivo a educarse en el primer periodo. Una manera de explicar esto es que a mayor nivel de educación menor es la probabilidad de divorcio. Por lo tanto, si el individuo sabe que aumentarán los costos de divorciarse decide educarse más para prevenir esta situación.

Al hacer análisis cruzados de educación y edad de matrimonio los resultados serán análogos a los anteriores, pues todas las decisiones se toman en el primer periodo. De esta manera, es de esperar que un aumento en los costos de divorcio incentive al individuo a postergar su matrimonio y aumentar su nivel de educación a modo de disminuir la probabilidad de tener que incurrir en los costos de divorcio. Es importante notar que quienes deciden postergar su matrimonio no están influidos por "D" en la decisión de su nivel educativo.

El modelo representa un escenario de divorcio pareto-óptimo pues las decisiones son tomadas en pareja. Es decir, existe una compensación de utilidad dentro de la pareja a la hora de tomar las decisiones. Bajo estas circunstancias y en conocimiento del valor que toma D es que la pareja se adelanta y toma las decisiones que optimizan su utilidad conjunta. Por esta razón los cambios en los costos de divorcio afectan de igual manera a hombres y mujeres. Si un miembro de la pareja se educa más y luego quiere divorciarse, deberá compensar al miembro menos educado hasta el punto en que este también quiera divorciarse. Por esta razón, el escenario es pareto-óptimo y las decisiones de matrimonio, educación y divorcio serán óptimas para ambos. En caso de que uno de los miembros de la pareja tuviese más poder a la hora de tomar decisiones o que bien bastara con que uno quisiese divorciarse para poder hacerlo, estaríamos frente a un escenario de divorcio no pareto-óptimo. La ley bajo la que se aplica este modelo es de doble consentimiento, por lo que se espera que se cumpla un modelo pareto-óptimo; sin embargo en la realidad podría no cumplirse así.

2.2. Caso no pareto-óptimo

Bajo un escenario no pareto-óptimo, basta con que uno de los miembros del matrimonio quiera terminar la relación para que pueda divorciarse. Es decir, se puede tomar una decisión que no sea óptima para ambos individuos sino solo para uno de ellos. Para estudiar este caso observaré las utilidades individuales, donde V_{gt}^i indica la utilidad intertemporal del individuo de género $g, g = m, f$, casado en el periodo $t, t = 1, 2$ y cuyo nivel de educación $i, i = U, M, MF$ indica si no se educó ninguno, si se educó solo el hombre o si se educaron ambos, respectivamente. El modelo es igual al caso anterior, pero con la diferencia de que la decisión de divorcio es unilateral. Además, dado que ahora se tienen que calcular utilidades individuales, se asume que el hombre es beneficiado con una porción β y la mujer con una porción de $1 - \beta$ mientras permanecen casados. En este estudio se tomará un $\beta > 0,5$ pero no muy alto, de modo que es el hombre quien tiene mayor poder de negociación.

A continuación, se presentan la utilidades de hombres y mujeres para los escenarios en que uno se educa versus el escenario en que ambos se educan. Se considera que cada uno recibe su porción de la utilidad conjunta, pero que los costos de divorcio y el shock lo reciben a medias.

La utilidad del hombre cuando solo él se educa y se casan jóvenes será:

$$V_{m1}^M(y, z) = \beta(\eta(y + z - F - c)^2) + \text{prob}(\phi > \bar{\phi}_m^M) \beta(\eta x^2(ye_m + z)) + \frac{E(\phi|\phi > \bar{\phi}_m^M)}{2} \\ + \text{prob}(\phi < \bar{\phi}^M)((xye_m)^2 - \frac{D}{2})$$

Simplificando algebraicamente se puede expresar como:

$$V_{m1}^M(y, z) = \beta(\eta(y + z - F - c)^2 + (\eta x^2(ye_m + z)^2)) + H(\bar{\phi}_m^M) \frac{\bar{\phi}_m^M}{2} + (1 - H(\bar{\phi}_m^M)) \frac{E(\phi|\phi > \bar{\phi}_m^M)}{2}$$

En este caso, el divorcio será preferido siempre que $\phi < \bar{\phi}_m^M$, con:

$$\frac{\bar{\phi}_m^M}{2} = (xye_m)^2 - \frac{D}{2} - \beta \eta x^2(ye_m + z)^2$$

La utilidad cuando ambos se educan y se casan jóvenes está dada por:

$$V_{m1}^{MF}(y, z) = \beta(\eta(y + z - F - 2c)^2) + \text{prob}(\phi > \bar{\phi}_m^{MF}) \beta(\eta x^2(ye_m + ze_f)) + \frac{E(\phi|\phi > \bar{\phi}_m^{MF})}{2} \\ + \text{prob}(\phi < \bar{\phi}^{MF})((xye_m)^2 - \frac{D}{2})$$

Simplificando algebraicamente, se puede expresar como:

$$V_{m1}^{MF}(y, z) = \beta(\eta(y+z-F-2c)^2 + (\eta x^2(ye_m+ze_f)^2)) + H(\bar{\phi}_m^{MF}) \frac{\bar{\phi}_m^{MF}}{2} + (1 - H(\bar{\phi}_m^{MF})) \frac{E(\phi|\phi > \bar{\phi}_m^{MF})}{2}$$

En este caso, el divorcio será preferido siempre que $\phi < \bar{\phi}_m^{MF}$, con:

$$\frac{\bar{\phi}_m^{MF}}{2} = (xye_m)^2 - \frac{D}{2} - \beta\eta x^2(ye_m + ze_f)^2$$

Con respecto a los puntos de cortes, tenemos que $\bar{\phi}_m^M > \bar{\phi}_m^{MF}$ siempre y cuando se cumpla que:

$$\frac{(xye_m)^2 + \eta x^2(ye_m + z)^2 - (xz)^2}{2\eta x^2(ye_m + z)} > \beta$$

lo cual se cumplirá si β no es mucho mayor a 0,5. En otras palabras, al utilizar un enfoque no pareto-óptimo el “*love shock*” adquiere nuevos puntos de cortes más sensibles que los anteriores, tal que $\bar{\phi}^{MF} < \bar{\phi}^M < \bar{\phi}_m^{MF} < \bar{\phi}_m^M$.

Cuando la decisión es individual, el individuo educado se vuelve más sensible a un shock negativo. Para quien se educa menos que su pareja, en este caso la mujer, el resultado será el contrario, obteniendo así $\bar{\phi}_f^{MF} > \bar{\phi}_f^M$. Este resultado es irrelevante, ya que basta con que uno de los dos quiera divorciarse para que esto suceda. Por lo tanto, la utilidad óptima individual será determinada por el miembro de la pareja que sea más sensible al shock. En este caso, la utilidad de la mujer será derivada bajo el $\bar{\phi}_m$ que corresponde al punto de quiebre de su pareja. En otras palabras, cuando basta con que un miembro de la pareja quiera divorciarse para poder hacerlo, el individuo más educado será más sensible a un “*mal matrimonio*” pues no será necesario compensar a su pareja para poder dejarla. Por otro lado, el miembro de la pareja que posee menos poder está más dispuesto a soportar un “*mal matrimonio*”, en vista de que si es abandonado no recibirá ningún tipo de compensación. A la hora de optimizar sus decisiones ambos individuos deben ponerse en el escenario de que el divorcio será determinado por el más sensible. Dado que en este caso las decisiones no son iguales para ambos, es de esperar que los resultados obtenidos difieran entre hombres y mujeres.

La utilidad individual de la mujer cuando solo su pareja se educa será:

$$V_{f1}^M(y, z) = (1 - \beta)(\eta(y + z - F - c)^2) + \text{prob}(\phi > \bar{\phi}_m^M)(1 - \beta)(\eta x^2(ye_m + z)) + \frac{E(\phi|\phi > \bar{\phi}_m^M)}{2} + \text{prob}(\phi < \bar{\phi}_m^M)((xz)^2 - \frac{D}{2})$$

Simplificando algebraicamente, se puede expresar como:

$$\begin{aligned}
V_{f1}^M(y, z) = & (1 - \beta)(\eta(y + z - F - c)^2 + (\eta x^2(ye_m + z)^2)) + (1 - H(\bar{\phi}_m^M)) \frac{E(\phi|\phi > \bar{\phi}_m^M)}{2} \\
& + H(\bar{\phi}_m^M)((xz)^2 - \frac{D}{2} + (1 - \beta)(\eta x^2(ye_m + z)))
\end{aligned}$$

Mientras que la utilidad cuando ambos se educan será:

$$\begin{aligned}
V_{f1}^{MF}(y, z) = & (1 - \beta)(\eta(y + z - F - 2c)^2 + prob(\phi > \bar{\phi}_m^{MF})(1 - \beta)(\eta x^2(ye_m + ze_f) + \frac{E(\phi|\phi > \bar{\phi}_m^{MF})}{2} \\
& + prob(\phi < \bar{\phi}_m^{MF})((xze_f)^2 - \frac{D}{2})
\end{aligned}$$

Simplificando algebraicamente se puede expresar como:

$$\begin{aligned}
V_{f1}^{MF}(y, z) = & (1 - \beta)(\eta(y + z - F - 2c)^2 + (\eta x^2(ye_m + ze_f)^2)) + (1 - H(\bar{\phi}_m^{MF})) \frac{E(\phi|\phi > \bar{\phi}_m^{MF})}{2} + \\
& H(\bar{\phi}_m^M)((xze_f)^2 - \frac{D}{2} + (1 - \beta)(\eta x^2(ye_m + ze_f)))
\end{aligned}$$

De casarse en el segundo período, cada uno financia su propia educación en caso de educarse y luego recibe su porción de los beneficios del matrimonio en el segundo período. Al igual que para el caso pareto-óptimo, la utilidad derivada en este escenario no depende de D ni de ϕ .⁴ Del análisis también fue omitido el caso en que ningún miembro de la pareja se educa. Este caso sigue siendo relevante, pero las conclusiones serán las mismas que para los casos presentados. Lo importante es poder comparar entre un escenario en que ambos miembros tienen el mismo nivel educacional de uno en que no; la brecha educacional de la pareja es lo que determinará el interés de cada miembro por permanecer casado.

Para encontrar los efectos de los costos de divorcio sobre la decisión de postergar matrimonio, tenemos que:

$$\frac{\partial(V_{1m}^M - V_{2m}^M)}{\partial D} = \frac{-H(\bar{\phi}_m^M)}{2}$$

lo que indica que en el caso de los hombres el efecto es el mismo que en caso pareto-óptimo. En el caso de las mujeres, se obtiene que:

⁴En el caso de la mujer, casarse tarde si es que ella no se educa y él sí le traerá una utilidad de $V_{2f}^M = z^2 + (1 - \beta)\eta(xye_m + xz - F)^2$

$$\frac{\partial(V_{1f}^M - V_{2f}^M)}{\partial D} = \frac{\partial(V_{1f}^M)}{\partial D} = \\ h(\bar{\phi}_m^M)((xye_m)^2 - (xz)^2 + (1 - 2\beta)\eta x^2(ye_m + z)^2) - \frac{H(\bar{\phi}_m^M)}{2}$$

En este caso, el primer término toma valor positivo siempre y cuando:

$$\frac{(xye_m)^2 - (xz)^2 + \eta x^2(ye_m + z)}{2\eta x^2(ye_m + z)} > \beta$$

Esto se cumplirá si β toma un valor no mucho mayor a 0,5. Es decir, se cumple que tener un costo de divorcio más alto hace el matrimonio joven más atractivo para las mujeres:

$$\frac{\partial(V_{1f}^M - V_{2f}^M)}{\partial D} > \frac{\partial(V_{1m}^M - V_{2m}^M)}{\partial D}$$

Sin embargo, lo que importa es la decisión conjunta de los individuos, pues la decisión de matrimonio debe ser tomada en conjunto cuando se optimiza la decisión en el período inicial. Dado que estamos en un caso no pareto-óptimo, la suma de las utilidades individuales será menor que la utilidad conjunta, tal que $V_{tf}^i + V_{tm}^i < S_t^i$

El efecto en la decisión conjunta sobre la edad de matrimonio al cambiar los costos de divorcio se obtiene de:

$$\frac{\partial((V_{1m}^M + V_{1f}^M) - (V_{2m}^M + V_{2f}^M))}{\partial D} = h(\bar{\phi}_m^M)((xye_m)^2 - (xz)^2 + (1 - 2\beta)\eta x^2(ye_m + z)^2) - H(\bar{\phi}_m^M)$$

Donde el primer término será positivo, tal como se mostró anteriormente, siempre que β no sea mucho mayor a 0,5. A partir de esto se obtiene que:

$$\frac{\partial((V_{1m}^M + V_{1f}^M) - (V_{2m}^M + V_{2f}^M))}{\partial D} > \frac{\partial(S_1^M - S_2^M)}{\partial D}$$

La utilidad obtenida por la suma de las decisiones individuales es menor a la utilidad de la decisión conjunta, dado que el primer caso es un escenario no pareto-óptimo mientras que el segundo si lo es. Del análisis recién presentado se desprende que cuando la decisión de divorcio es individual, un aumento en los costos de divorcio no debiese incentivar tanto la postergación del matrimonio sino que incluso podría ser lo contrario.

Para la decisión de educación analizaremos directamente el caso conjunto, donde se obtiene que:

$$\frac{\partial((V_{1m}^M + V_{1f}^M) - (V_{1m}^{MF} + V_{1f}^{MF}))}{\partial D} = H(\bar{\phi}_m^{MF}) - H(\bar{\phi}_m^M) + h(\bar{\phi}_m^M)((xye_m)^2 - (xz)^2 + (1 - 2\beta)\eta x^2(ye_m + z)^2) - h(\bar{\phi}_m^{MF})((xye_m)^2 - (xze_f)^2 + (1 - 2\beta)\eta x^2(ye_m + ze_f)^2)$$

La primera resta tendrá valor negativo, pero en el segundo caso tenemos fuerzas que se pueden mover en dirección opuesta:

$$h(\bar{\phi}_m^{MF}) \gtrless h(\bar{\phi}_m^M)$$

$$((xye_m)^2 - (xz)^2 + (1 - 2\beta)\eta x^2(ye_m + z)^2) \gtrless ((xye_m)^2 - (xze_f)^2 + (1 - 2\beta)\eta x^2(ye_m + ze_f)^2)$$

La primera ecuación depende de la función de distribución, que en este caso al asumirse una distribución uniforme debiese ser de igual valor. La segunda ecuación dependerá del valor de β , el segundo término será mayor cuando β sea suficientemente grande. En este caso se asume mayor a 0.5 pero no mucho mayor. De este resultado se desprende que, la mujer se puede asegurar teniendo más educación, pero al mismo tiempo sus pérdidas serán mayores cuando se divorcie; por lo tanto, el resultado final será incierto.

Para el caso en que ningún miembro de la pareja se educa versus que se eduque solo el hombre se obtiene que:

$$\frac{\partial((V_{1m}^U + V_{1f}^U) - (V_{1m}^M + V_{1f}^M))}{\partial D} = H(\bar{\phi}_m^M) - H(\bar{\phi}_m^U) + h(\bar{\phi}_m^U)((xy)^2 - (xz)^2 + (1 - 2\beta)\eta x^2(y + z)^2) - h(\bar{\phi}_m^M)((xye_m)^2 - (xz)^2 + (1 - 2\beta)\eta x^2(ye_m + z)^2)$$

Este resultado es interesante puesto que se muestra que en un escenario no pareto-óptimo se le da más importancia a la brecha dentro de la pareja que al nivel educativo. Ante un aumento en los costos de divorcio, en el caso pareto se obtenía un aumento en el nivel educativo; mientras que en el caso no pareto se obtiene un aumento en la brecha, haciendo más atractiva la educación de un solo miembro, siempre y cuando β sea suficientemente grande.

Del análisis anterior se desprende que ante un cambio en los costos de divorcio las decisiones de matrimonio y educación cambiarán dependiendo de si fueron tomadas bajo un modelo pareto-óptimo o no. En el primer escenario, un aumento en los costos de divorcio se vuelve un incentivo a postergar el matrimonio y aumentar el nivel educativo tanto para hombres como para mujeres. Esto se daría con el fin de alcanzar un mejor matrimonio y disminuir los riesgos del divorcio cuando los costos son altos. En el segundo escenario los resultados se tornan ambiguos, pues si bien para los hombres la lógica es la misma que la anterior, para las mujeres no lo es. Dado que la decisión inicial se toma en conjunto, la suma de las preferencias entregan resultados que no son claros. Ante

un escenario no pareto-óptimo, del aumento de los costos de divorcio se obtiene que los incentivos a postergar el matrimonio y aumentar el nivel educativo son menores que en el caso anterior, pero al mismo tiempo existe incentivo a aumentar la brecha educacional de la pareja.

2.3. Equilibrio

El equilibrio de este modelo se encuentra donde un hombre de dotación y se une con una mujer de dotación z , tal que la masa de hombres sobre y sea exactamente igual a la masa de mujeres sobre la dotación z . Para $r > 1$ todos los hombres se casan y para $r < 1$ sucede lo contrario. Esto es lo que en inglés se conoce como *positive assortative mating* (Becker, 1981). Para esta sección se asume una distribución uniforme de y y de z .

A partir de lo anterior, sabremos quién se casa con quién dependiendo de su dotación de capital. Pero, ¿cómo elegir cuándo casarse y cuánto educarse? El modelo presentado nos indica los distintos escenarios pero, dadas las dotaciones iniciales, no todos los individuos podrán acceder a todas las opciones. Sin embargo, existen dos supuestos que son necesarios. El primero, que todas las parejas pueden casarse ya sea cuando jóvenes o una vez adultos. De este supuesto se desprende que el retorno de la experiencia es suficientemente grande como para permitir financiar el costo de matrimonio aun cuando sea en el segundo período. El segundo, todo individuo soltero puede financiar su propia educación si lo considera óptimo (Lafortune e Iyigun, 2017).

Las decisiones de matrimonio y educación dependerán de los parámetros que determinan el costo del matrimonio (F), el costo de la educación (c), el retorno de la experiencia (x), el retorno de la educación (e_i), el costo del divorcio (D), el love shock (ϕ) y la porción de los beneficios del matrimonio en caso de estar en un escenario no pareto-óptimo ($\beta, 1 - \beta$).

Para la caracterización de las parejas, Lafortune e Iyigun (2017) buscan los diferentes puntos de cortes según el lugar que utilice y en su distribución.⁵ Sean y^{HW} , y^H , y^U los umbrales accesibles, tal que $y^{HW} > y^H > y^U$. Además, se definen los siguientes puntos de cortes: \hat{y}_1^{HW} como el punto en que $S_1^{HW} = S_1^H$; \hat{y}_2^{HW} la dotación donde $S_2^{HW} = S_2^H$; \hat{y}_2^{HW} el punto donde $S_2^{HW} = S_1^H$; \hat{y}_1^H es el nivel de capital donde $S_1^H = S_1^U$; \hat{y}_2^H es tal que $S_2^H = S_2^U$; y, finalmente, \hat{y}_2^H el punto donde $S_2^H = S_1^U$. Los cortes óptimos serán tales que $\hat{y}_2^{HW} > \hat{y}_2^H > \hat{y}_1^{HW} > \hat{y}_2^H > \hat{y}_2^H > \hat{y}_1^H$.

Se puede verificar que $\partial y^i / \partial F > 0$ y que $\partial \hat{y}_i^H / \partial e_g < 0$. La primera derivada indica que, a medida que caen los costos fijos del matrimonio, la edad del primer matrimonio debiese caer. La segunda derivada muestra cómo un aumento en el retorno debiese aumentar los años de educación. De esta manera, el equilibrio dependerá de los diferentes parámetros. En la Figura 1 se presentan los equilibrios para diferentes valores de F .

⁵Para los detalles algebraicos revisar la sección 3.3. de Lafortune e Iyigun (2017)

Cuando F sea muy alto, la falta de recursos dará a los matrimonios incentivos a casarse tarde y educarse poco. Este escenario corresponde al contexto de 1880 en los Estados Unidos y está representado por la fila de más arriba en la Figura 1 (Anexo). La fila del medio representa el escenario para costos medios de F . A medida que F comienza a caer los matrimonios pueden costear una unión joven, pero en educación es más probable que solo se eduque un miembro de la pareja, aumentando la diferencia educacional entre los esposos. Este caso se asimila al contexto de Estados Unidos alrededor de 1950. En este escenario de mediados del siglo XX, es común encontrar matrimonios jóvenes con una alta brecha educacional. Por último, la fila de más abajo corresponde a un escenario donde los retornos a la educación entre hombres y mujeres se igualan. En este caso, con los mismos valores de F que en el escenario anterior las parejas optarán por atrasar el matrimonio con tal de poder educarse ambos. Esta representación se asimila al contexto de 1980 en adelante.

En otras palabras, la existencia de costos en las decisiones crean una restricción relevante. Si bien para una pareja puede ser óptimo casarse en el primer período y educarse ambos, esta alternativa puede no ser factible. El valor que tomen ϕ y D puede alterar las preferencias, pero no cambia la restricción de factibilidad. Al cambiar los costos de divorcio, \hat{y}_2^H y \hat{y}_2^{HW} traerán cambios en las decisiones de edad de matrimonio. Estos cambios pueden ser a postergar o adelantar el matrimonio dependiendo de si estamos bajo un escenario pareto-óptimo o no. Por otro lado, los cambios en los costos de divorcio producirán cambios en \hat{y}_1^{HW} y \hat{y}_1^H al alterar las decisiones de educación dentro de la pareja. Por último, \hat{y}_2^H y \hat{y}_2^{HW} no se verán alterados por cambios en D .

¿A cuál de estos casos impacta más un cambio en la ley de divorcio? En el primer escenario de la Figura 1, los puntos de corte relevantes son y^U , \hat{y}_2^H y \hat{y}_2^{HW} . De esos el único que se ve afectado por un cambio en el costo de divorcio es el punto \hat{y}_2^H ; esto impactaría la edad de matrimonio y el nivel educativo de los hombres. Ante una caída en los costos de divorcio en un caso pareto, el corte se moverá a la derecha, haciendo más atractivo el matrimonio joven no educado. En el caso no pareto se podría mover a la derecha o a la izquierda dada la ambigüedad existente al hacerse más atractivo el matrimonio joven pero con mayor brecha educacional. En el segundo escenario ninguno de los puntos de cortes determinantes se ven afectados por un cambio en los costos de divorcio, por lo que un cambio en la ley no alteraría las decisiones. En el tercer escenario los puntos de corte relevantes son y^U , y^H , \hat{y}_2^{HW} y y^{HW} , donde \hat{y}_2^{HW} es el único que cambia al cambiar D . Esto significa que bajo este contexto un cambio en los costos de divorcio impactaría el cuándo casarse y el nivel educativo de las mujeres. Ante un comportamiento pareto-óptimo una caída en los costos de divorcio debiese incentivar el matrimonio joven con una mayor brecha educacional al moverse el corte a la derecha; mientras que para el caso no óptimo el movimiento también pudiese ser a la izquierda.

A partir de este análisis es de esperar que, al hacer una aplicación empírica para Estados Unidos

con los censos entre 1910 y 1970, se encuentre que la caída en los costos de divorcio haya alterado las decisiones de cuándo casarse y la brecha educacional dentro de la pareja. El sentido de estos cambios dependerá de si las decisiones fueron tomadas en un contexto pareto-óptimo o no y a qué tipo de emparejamiento tenemos.

2.4. Predicciones del modelo

En el modelo pareto óptimo se obtiene que una caída en los costos de divorcio trae como consecuencia un adelanto en el matrimonio. A mayor facilidad de dar fin al contrato de matrimonio bajo mutuo acuerdo, ambos individuos ven disminuido el riesgo de enfrentarse a un mal matrimonio, pues pueden salir de él a bajo costo. En el modelo no pareto-óptimo, esto deja de así. Al bajar los costos de divorcio el matrimonio sigue siendo menos riesgoso, pero esta vez no se necesita el consenso de ambos miembros de la pareja para dar fin al matrimonio. Por lo tanto, a la disminución del riesgo de tener un mal matrimonio se le opone el riesgo de que un miembro de la pareja quiera dejar el matrimonio y el otro no. Este riesgo de ser abandonado es relevante cuando existe diferencia educacional entre la pareja que se casó joven. Al casarse jóvenes, los individuos juntaron sus recursos para que se educara el más rentable de los dos. Si solo uno quiere abandonar el matrimonio, es probable que sea el con mayor educación. Es por esta razón que una caída en los costos de divorcio no tendrá el mismo efecto en un escenario pareto-óptimo que en uno no pareto-óptimo. En el primer caso ambos quieren adelantar el matrimonio, mientras que en el segundo caso el incentivo a adelantar el matrimonio se ve disminuido por el incentivo a asegurarse que tiene el menos educado de la pareja.

Con respecto a los años de educación, los resultados también difieren en ambos escenarios. En el caso pareto-óptimo se obtiene que una caída en los costos de divorcio no crea incentivos a educarse más, pues ante la eventualidad de un mal matrimonio será fácil salir de él y quien más se beneficie de la separación deberá compensar a su pareja de modo que acepte el divorcio. En el caso no pareto-óptimo esto deja de ser así, pues en este escenario no es necesario compensar a la pareja para abandonar el matrimonio. Por esta razón, existe un incentivo a disminuir la diferencia educacional entre la pareja, ya que al existir una brecha el menos educado corre el riesgo de que lo dejen sin ser compensado.

Finalmente, el efecto de equilibrio depende de cómo son los otros parámetros del modelo. Los efectos serán limitados a cuando el costo fijo de casarse es bajo y la educación de los hombres tiene un retorno mucho mayor a la de las mujeres. En otros escenarios, no afectará a la educación y edad de matrimonio.

3. Modelo empírico

En esta sección se busca testear el modelo teórico e intentar explicar si el comportamiento matrimonial se asimila más a un modelo pareto-óptimo o a un modelo no pareto-óptimo. Los costos de divorcio son una variable no observable que ha ido variando en el tiempo. A modo de proxy se utilizarán las leyes de divorcio vigentes en Estados Unidos durante el s.XX. El beneficio de utilizar este país es que cuenta con datos censales para todo este período, además de tener un sistema legislativo en que cada estado tiene autonomía para fijar sus propias leyes, cuyas determinaciones son reconocidas a nivel federal. La variación de las leyes por estado y tiempo permite hacer un estudio causal de los costos de divorcio sobre decisiones individuales.

3.1. Contexto: leyes de divorcio en EEUU

En Estados Unidos antes de 1960 para obtener el divorcio en la gran mayoría de los estados era necesario que existiera un mutuo consentimiento o que bien se pudiese culpar del divorcio a uno de los miembros (Voen, 2015). Entre las causales de culpa (fault-divorce) se encontraban abandono, enfermedades mentales incurables, crueldad o adulterio. En el caso de abandono se debía acreditar la deserción de la pareja por un período de tiempo determinado por cada estado, que variaba entre 6 y 60 meses. Con el paso del tiempo los estados fueron disminuyendo el tiempo mínimo de abandono. Además, para obtener el divorcio era necesario ser reconocido residente en el estado. Para esto existe un período mínimo de residencia que varía entre 1.5 y 60 meses, según el estado y el año.

La diferencia de condiciones establecida por cada estado se prestaba para un uso estratégico de los lugares donde era más fácil obtener el divorcio por alguna causal. Por ejemplo, durante algunos años Nevada se convirtió en la “*capital del divorcio*”; la ciudad de Reno atraía a tanta gente que se convirtió en una importante fuente de ingresos para el estado durante la Gran Depresión (Rothwell, 1998). Por otro lado, Nueva York presentaba altas cifras de divorcio bajo la causal de adulterio. En 1969 California se convirtió en el primer estado en terminar con este sistema y dar inicio a un divorcio unilateral (*no fault divorce*).

Con el paso de los años los estados fueron uniéndose a la nueva legislación, que rige actualmente, donde basta con que un miembro de la pareja quiera divorciarse para poder hacerlo (Friedberg, 1998). Para 1990, la mayor parte de los estados ya contaba con divorcio unilateral. Las causales del fault-divorce dejaron de regir, pero el período mínimo de residencia sigue siendo un requisito necesario para poder pedir el divorcio en un estado dado.

3.2. Diferencias en diferencias

Las leyes de divorcio que establecen un período de tiempo, como lo son el período mínimo de residencia y el período mínimo de abandono, actúan como proxy de los costos de divorcio. A mayores tiempos exigidos por la ley, más difícil se volvía el divorcio. El hecho de que cada estado modifique sus leyes en distintos momentos del tiempo da espacio a un experimento cuasi-experimental. La estrategia de diferencia en diferencia permite explotar las diferentes variaciones entre estados para encontrar una causalidad entre los costos de divorcios y un outcome, que en este trabajo corresponde a la edad de matrimonio y los años de educación. El supuesto implícito detrás de esta estrategia es que en la ausencia del cambio de la ley los estados seguirían tendencias paralelas en estas dos variables dependientes. Dado que el período de deserción deja de ser vigente una vez que se entra a un régimen de divorcio unilateral, este estudio se concentra en los períodos previos al *no fault divorce*.

Concretamente, para la medición se utilizará la siguiente ecuación:

$$y_{gst} = \beta_1 \text{desertion}_{st} + \beta_2 \text{desertion}_{s't} * \text{residency}_{s't} + u_s + \eta_t$$

Los outcomes a medir son (i) edad de matrimonio y (ii) años de educación. El subíndice g representa el género, s el estado de nacimiento, s' el promedio de los estados vecinos al estado de nacimiento y t el año. Las variables independientes están medidas en meses y corresponden a los períodos mínimos establecidos por la ley de cada estado. La variable *desertion* se refiere al período mínimo de abandono que debe sufrir un miembro de la pareja para poder exigir el divorcio bajo esa causal. La variable *residency* determina el período mínimo de residencia exigido por un estado para poder ser considerado parte de él. El término de interacción busca capturar el efecto migratorio. Si un estado exige un período de residencia y deserción bajo, puede ser conveniente mudarse a ese estado para pedir el divorcio, sobre todo si la migración tiene bajo costo. Se utiliza el estado de nacimiento pues si se utilizara el estado de residencia podría existir un problema de endogenidad dado que las personas eligen donde vivir, mientras que el estado de nacimiento no puede ser elegido. Por esta misma razón no se utiliza el período de residencia en el estado de nacimiento como variable independiente; sería irrelevante. Se controla por efecto fijo tiempo, efecto fijo estado y cluster standard error por estado según década de nacimiento.

Para justificar el uso de estado de nacimiento en vez de estado de residencia por individuo, no cuento con la información del estado de nacimiento del esposo(a) pero sí con el lugar de nacimientos de sus padres. A partir de los censos utilizados se desprende que, del total de la población, el 83% proviene de padres que nacieron en el mismo estado. Dado que los censos utilizados abarcan la gran parte del siglo XX el utilizar una generación anterior sigue siendo una prueba válida para justificar el uso del estado de nacimiento como aproximación exógena al estado de residencia.

Para las estimaciones que se presentaran en la sección de Resultados, se utilizaron las leyes vigentes a la edad de 18 años. Si bien el trabajo de Lafourture e Iyigun (2017) utiliza las leyes para la edad mínima necesaria para casarse vigente a los 16 años, estas leyes representan un caso distinto. De la muestra total, la mayoría de la población se casa por primera vez entre los 17 y los 25 años si son mujeres y entre los 19 y 28 si son hombres. Por lo tanto, es de esperar que la ley enfrentada a los 18 años corresponda a una ley relevante a la hora de tomar las decisiones de matrimonio y educación. De todas formas, al repetir los ejercicios para las leyes enfrentadas a los 16 y a los 20 años los resultados se mantenían consistentes.

Además, para el análisis de los resultados es necesario diferenciar entre quienes se casaron conociendo los costos del divorcio y pudieron optimizar su decisión con plena información, de quienes sufrieron un shock no esperado en los costos del divorcio cuando ya habían tomado las decisiones del primer período. Los resultados que se presentarán utilizan la ley a la que el individuo se enfrenta cuando tiene 18 años; por lo que debiese tratarse del primer caso, donde el individuo optimiza con pleno conocimiento de los costos. Sin embargo, si durante el matrimonio se enfrenta un cambio en la ley no anticipado el individuo actualiza sus creencias y puede ser óptimo optar por el divorcio aún cuando en un principio no lo era. Al facilitar el divorcio a matrimonios ya establecido, la literatura indica que, primero, surge un gran número de divorcios correspondiente a todos los “malos matrimonios”; pero luego, esté boom debiese disminuir al entrar las parejas que anticiparon el cambio y formaron mejores *match* (Rasul, 2006).

3.3. Datos

Se utilizarán los datos de los censos decimales del siglo XX para EEUU disponibles en *Integrated Public Use Microdata Series* (IPUMS), además de una base de datos propia que determina el periodo mínimo de residencia y deserción para el divorcio según estado y año.⁶ La población estudiada por los censos se acota a aquella nacida entre 1880 y 1935, que corresponde a la encuestadas por los censos de 1910, 1930, 1940, 1950 y 1970. No se utilizan los siguientes censos porque el tamaño muestral es mucho mayor al de los años anteriores distorsionando así la representatividad de la muestra. Además, a partir de 1970 la gran mayoría de los estados cambian su ley de divorcio a un sistema unilateral, lo que también altera los resultados. En en cuadro 18 presentado en los anexos se puede ver la participación de cada censo en la muestra total. Las variables de interés obtenidas del censo corresponden a edad, nivel de educación, estado de nacimiento, estado de nacimiento de los padres, años de matrimonio, números de matrimonio y si existe divorcio.

Para la edad del primer matrimonio se utiliza una variable construida por Lafourture e Iyigun (2017), utilizando la edad del individuo y la duración del matrimonio. Se elimina de la muestra a

⁶Los datos fueron recolectados por Jeanne Lafourture.

quienes se casaron antes de los 10 años o después de los 80, pues se toman como casos excepcionales. A diferencia de Becker (1973), que considera como matrimonio a todos quienes formen un acuerdo consensual, más allá de si cumplen con las condiciones legales, este trabajo solo considera como matrimonio a quienes cumplan con las condiciones legales, pues así se encuentra en los censos. De todas formas, no considerar a quienes cohabitaban no debiese ser un problema para los años del siglo XX estudiados en este trabajo (Bailey et al., 2015). Por otro lado, Becker (1974) justifica que, a medida que el divorcio se vuelve más fácil, aumenta el número de personas legalmente casadas.

Para los años de educación, se crea una variable que aproxima los años de educación según el máximo nivel educacional obtenido declarado en la variable *educ*. Es importante mencionar que esta variable solo está disponible a partir del censo de 1940; antes de esta fecha no se cuenta con información relevante que sirva para estimar el nivel educacional de los individuos.

Tal como se mencionó anteriormente en la sección 3.2, la variable *Desertion* corresponde al período mínimo durante el cual un miembro de la pareja debe abandonar el hogar para que quien se queda pueda obtener el divorcio. *Desertion'* corresponde al promedio de los períodos mínimos para declarar abandono establecidos por los estados vecinos al estado de nacimiento. Por su parte, la variable *Residency'* corresponde al promedio de los períodos mínimos establecidos por los estados vecinos al estado de nacimiento para poder pedir el divorcio como residente del estado. Se utiliza el promedio de los períodos dado que existen estados de gran superficie donde utilizar el valor mínimo de los vecinos no sería representativo ya que en algunos casos existiría un costo muy alto de migrar al estado de leyes más flexibles, sobre todo en lo que corresponde a los estados del sector Oeste. Si bien utilizar el valor mínimo entre los vecinos es una alternativa viable, utilizar el promedio es una solución más robusta. Lo ideal sería poder localizar a los individuos para ver la distancia de sus vecinos, pero lamentablemente no existe esa información para su lugar de nacimiento sino solo para su lugar de residencia. Aun cuando se asume que los individuos habitan en el mismo estado donde nacieron, puede existir una alta migración dentro de su mismo estado. Por último, como ya se mencionó, la ley de deserción deja de ser efectiva cuando se pasa a un régimen de divorcio unilateral.

Para los chequeos de robustez se utilizan tres nuevas variables. Primero, la variable que mide la ley de edad mínima a la que los individuos pueden casarse establecida por cada estado, obtenida de Lafortune e Iyigun (2017). Segundo, para la Compulsory School Law se utiliza la base de dato usada por Adriana Lleras-Muney en su trabajo "Were Compulsory Attendance and Child Labor Laws Effective? An Analysis from 1915 to 1939", disponible en su página web. Tercero, la variable GI Bill es obtenida de Loeser (2014). Los detalles de estas variables se presentan más adelante.

3.4. Resultados

Antes de comenzar con los principales resultados se presentarán un par de análisis preliminares. Por un lado, se busca testear que las leyes utilizadas actúan como buenas proxies de los costos de divorcio. Los resultados arrojaron que, efectivamente, al caer la ley de deserción se produce un aumento en la tasa de divorcio. El Cuadro 11 en los anexos muestra estos resultados, donde se observa el efecto que un cambio en el período mínimo de abandono tiene sobre la tasa de divorcio; las columnas varían según la edad a la que se enfrenta la ley. A mayor edad que se enfrenta una caída en la ley, mayor será el aumento de la tasa de divorcio. Para realizar este test como divorciados se considera a todas aquellas personas que se declaran divorciadas o que bien están casadas por segunda o tercera vez. El problema de solo utilizar a quienes se consideran divorciados es que se pierde la información de quienes se han vuelto a casar. Agregar a quienes se han casado por segunda o tercera vez soluciona en parte este problema, pero no completamente, ya que esta pregunta se omite en los censos de 1920 y 1930; además, se pierde la información de quienes se casan por segunda vez por otras razones, como sería la muerte del primer esposo. Bajo la definición utilizada, el 9% de la población femenina clasifica como divorciada y el 8% de la población masculina. Entonces, tenemos evidencia que a leyes más blandas se generarán más divorcio, pero solamente mirando las leyes cuando los individuos están en una edad propensa a divorciarse.

Por otro lado, se podría estar preocupado que las variables independientes sean demasiado cercanas entre sí. Para descartar la posibilidad de colinealidad entre las variables revisé que no existiese alta correlación entre las variables. La correlación encontrada es de 0.39 entre ambas variables independientes, por lo que no debiese existir un problema de multicolinealidad (Cuadro 12, Anexos).

Para comenzar se verá el impacto que tuvieron estas leyes sobre la edad del primer matrimonio, los resultados se presentan en el Cuadro 1. La columna (1) indica que una caída en un mes en el período mínimo de abandono provoca en los hombres una postergación del matrimonio de 0.1 meses. Al ver el modelo completo en la columna (2) se observa que, al agregar el promedio de los estados vecinos, este efecto se hace mayor. Dado que la gran mayoría de los estados modificó sus leyes de abandono en cambios discretos de 12 meses, el resultado se interpreta como que una caída en 12 meses de la ley de deserción se refleja en una postergación del matrimonio de 1.3 meses, que es un efecto limitado. Además, se observa que una caída en los promedios de los períodos de residencia y abandono para los estados vecinos también crea un incentivo a postergar la edad del primer matrimonio. Este coeficiente es de menor magnitud que el del estado de nacimiento, lo cual es coherente con la existencia de costos de migración que dificultan el divorcio en otro estado. En las columnas (3) y (4) se observan los resultados para las mujeres, si bien este resultado es de menor magnitud y significancia. También se observa que una caída en los costos de divorcio trae como consecuencia una postergación de la edad del primer matrimonio. En la columna (4),

al estimar el modelo completo, se obtiene que una caída de 12 meses en la ley de abandono trae como consecuencia una postergación de 1.1 meses en la edad de matrimonio. Con respecto a los estados vecinos, la consecuencia para las mujeres sigue la misma tendencia que para los hombres. Basándose en el comportamiento de la población total, se descarta que las decisiones de divorcio se tomaran de manera óptima.⁷

Cuadro 1: Efectos costos de divorcio sobre edad de matrimonio

Variables	Hombres		Mujeres	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Desertion	-0.00845** (0.00333)	-0.00892*** (0.00334)	-0.00667 (0.00413)	-0.00746* (0.00404)
Residency'*Desertion'		-0.00175*** (0.000458)		-0.00157*** (0.000444)
Observations	882,305	880,706	968,388	966,693
R-squared	0.039	0.039	0.036	0.036
Efecto fijo tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí
Efecto fijo estado	Sí	Sí	Sí	Sí

Robust standard errors in parentheses

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

El modelo sugiere que podrían existir diferencias dependiendo de cuán relevante son las restricciones de liquidez. Por eso, se separa la muestra en dos cohortes, resultados presentados en el Cuadro 2. Para todos aquellos nacidos entre 1880 y 1910, las leyes de divorcio enfrentada a sus 18 años parece no haber tenido efecto significativo en su decisión de cuándo casarse. Sin embargo, los resultados indicarían que una caída en los costos de divorcio provocaría un adelanto del primer matrimonio, como se observa en las columnas (2) y (4). Este resultado es el contrario que el obtenido para la generación nacida entre 1910 y 1935. Para este grupo, una caída en los costos de divorcio llevaría a una postergación del matrimonio, siendo el efecto para las mujeres el doble de fuerte que para los hombres. Según el modelo teórico, no se podría rechazar que el primer grupo tuviese un comportamiento pareto-óptimo, mientras que el segundo grupo es significativamente no coherente con un comportamiento pareto-óptimo, al menos para las mujeres. Además, a partir del equilibrio del modelo, este segundo grupo corresponde a un período donde caen las restricciones de crédito y la decisión del matrimonio depende más de las preferencias.

⁷Si bien el modelo asume que los individuos se casan en el mismo período, en el Cuadro 13 en los anexos se puede ver como varía la brecha en edad de matrimonio.

Cuadro 2: Efectos costos de divorcio sobre edad de matrimonio por cohorte

Variables	Hombres		Mujeres	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Nacidos entre 1880 y 1910				
Desertion	-0.0135 (0.0111)	0.00196 (0.00820)	0.0114 (0.0279)	0.00635 (0.0353)
Residency''*Desertion'		-0.00115* (0.000693)		-0.000274 (0.000755)
Observations	546,497	546,198	609,003	608,726
Nacidos entre 1910 y 1935				
Desertion	-0.00313 (0.00335)	-0.00375 (0.00318)	-0.00601** (0.00234)	-0.00671*** (0.00223)
Residency''*Desertion'		-0.00146*** (0.000377)		-0.00115*** (0.000437)
Observations	335,823	334,523	359,402	357,984
Efecto fijo tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí
Efecto fijo estado	Sí	Sí	Sí	Sí

Robust standard errors in parentheses

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

La segunda variable a explicar corresponde a los años de educación, cuyos resultados se encuentran en el Cuadro 3. Aunque ninguno de los efectos es significativo para las leyes del estado de nacimiento, los resultados indican que una caída en los costos de divorcio se traduciría en un aumento en los años de educación. En las columnas (2) y (4) se observa que, al estimar el modelo completo, una caída en 12 meses de la ley de abandono traería un aumento de 0.6 meses de educación para los hombres y de 0.2 para las mujeres. Eso no es consistente con las predicciones del modelo pareto-óptimo, sugiriendo un comportamiento no pareto-óptimo en el divorcio.

Cuadro 3: Efectos costos de divorcio sobre años de educación

Variables	Hombres		Mujeres	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Desertion	-0.00413 (0.00539)	-0.00394 (0.00540)	-0.00139 (0.00478)	-0.00161 (0.00457)
Residency'*Desertion'		0.000437 (0.000352)		-0.00107*** (0.000384)
Observations	929,023	927,201	987,438	985,594
R-squared	0.188	0.188	0.157	0.156
Efecto fijo tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí
Efecto fijo estado	Sí	Sí	Sí	Sí

Robust standard errors in parentheses

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

Ante la duda de que los resultados pudiesen no ser lineales y se estuviese ocultando algún resultado, se realizó una estimación con dummies, donde la variable dependiente tomaba valor 1 si el individuo había completado cierto nivel educacional y tomaba valor 0 si es que no lo había completado pero contaba con información. Los resultados obtenidos se encuentran en el Cuadro 4 a continuación. Los coeficientes son consistentes con la estimación lineal, aunque cuentan con un mayor poder estadístico. En las columnas (2) y (5) se encuentra que la caída en doce meses del período mínimo para declarar abandono en el estado de nacimiento aumenta en 0.02% la probabilidad de terminar algún curso de educación media si se es hombre y de 0.018% si se es mujer. Al igual que en el cuadro anterior, los resultados son mayores para hombres que para mujeres, pero ambos se mueven en el mismo sentido.

Cuadro 4: Efectos no lineales de costos de divorcio sobre años de educación

Variables	Hombres			Mujeres		
	(1) 5 -8 grade	(2) 9-12 grade	(3) 1 or + college	(4) 5 -8 grade	(5) 9-12 grade	(6) 1 or + college
Población completa						
Desertion	0.00228* (0.00137)	-0.00173*** (0.000529)	-1.41e-06 (0.000748)	0.00219** (0.00107)	-0.00145*** (0.000488)	-6.17e-05 (0.000367)
Residency'*Desertion	-0.000416*** (0.000111)	-0.000125** (6.25e-05)	0.000230*** (3.21e-05)	-0.000303*** (0.000107)	-0.000174** (7.40e-05)	0.000126*** (2.33e-05)
Observations	927,201	927,201	927,201	985,594	985,594	985,594
Efecto fijo tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efecto fijo estado	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Robust standard errors in parentheses

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

Al desglosar la estimación lineal del efecto de los costos de divorcio sobre los años de educación en dos cohortes, se obtiene el Cuadro 5. Al igual que lo sucedido con los resultados sobre edad del primer matrimonio, se obtienen resultados diferentes para ambas cohortes. Para los nacidos entre 1880 y 1910, los resultados sugieren que una caída en los costos de divorcio llevaron a una caída en los años de educación; sin embargo, no se distingue estadísticamente de cero. Para quienes nacieron entre 1910 y 1935 los coeficientes indican lo contrario, sugiriendo que una caída en los costos de divorcio produjo un aumento en los niveles de educación. Además, el resultado negativo se puede interpretar como que la disminución de los costos hace menos rentable para la mujer sacrificar su educación en pos de la de su esposo.⁸ Los resultados no significativos de la primera cohorte van de la mano con el comportamiento pareto-óptimo, mientras que lo encontrado para la segunda cohorte rechaza la hipótesis de comportamiento pareto-óptimo, sugiriendo que las decisiones de divorcio fueron tomadas de manera no eficiente.

⁸Para ver los resultados no lineales por cohorte se puede ver el Cuadro 15 en los anexos

Cuadro 5: Efectos costos de divorcio sobre años de educación por cohorte

Variables	Hombres		Mujeres	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Nacidos entre 1880 y 1910				
Desertion	0.00144 (0.0169)	0.0134 (0.0203)	0.00175 (0.0176)	0.0269* (0.0147)
Residency'*Desertion'		0.000658 (0.000704)		0.00113* (0.000619)
Observations	514,223	513,879	550,022	549,715
Nacidos entre 1910 y 1935				
Desertion	-0.00193 (0.00376)	-0.00208 (0.00365)	-0.00234 (0.00365)	-0.00290 (0.00326)
Residency'*Desertion'		-0.000169 (0.000396)		-0.00158*** (0.000391)
Observations	414,800	413,322	437,416	435,879
Efecto fijo tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí
Efecto fijo estado	Sí	Sí	Sí	Sí

Robust standard errors in parentheses

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

El modelo teórico presentado en este trabajo se refiere más a la brecha educacional entre la pareja que al nivel de educación en sí. El impacto en educación difiere por periodo y de si las desiciones son tomadas de manera óptimas o no. Los resultados de estimar los cambios en los costos de divorcio sobre la brecha educacional se muestran en el Cuadro 14 a continuación. Para todas las cohortes se observa que una caída en los costos de divorcio se traduce en una caída en la brecha educacional para las leyes del propio estado. Para las leyes de estados vecinos, se encuentra que una caída en los costos de divorcio generan una brecha más chica en agregado para la cohorte más reciente. Este resultado es coherente con un comportamiento no pareto-óptimo donde el aumento del riesgo de ser abandonado sin compensación se traduce en una igualación del nivel educativo de la pareja. La intuición tras de este resultado es que una caída en los costos de abandono lleva al miembro más desaventajado de la pareja a buscar un medio de aseguramiento como es una mayor educación. Esto a su vez es consistente con los resultados en los niveles educativos femeninos presentados en los cuadros anteriores.

Cuadro 6: Efectos costos de divorcio sobre brecha educacional

Variables	(1)	(2)	(3)
	Todos	1880-1910	1910-1935
Desertion	0.000954 (0.00202)	0.00535 (0.0231)	0.00291 (0.00205)
Residency*Desertion'	0.000714*** (0.000207)	-0.000253 (0.000575)	0.000747*** (0.000284)
Observations	523,411	233,435	289,976
R-squared	0.011	0.006	0.012

Robust standard errors in parentheses

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

La estrategia de diferencias en diferencias cuenta con un supuesto fundamental de tendencias paralelas. Esto quiere decir que previo a cambios en la ley de divorcio entre un estado y otro, los resultados para edad del primer matrimonio y años de educación debiesen seguir la misma tendencia. Se busca encontrar que a pesar de los efectos políticos u otros cambios que pudieron acompañar las modificaciones de las leyes, estos cambios fueron exógenos. Al demostrar que antes de las modificaciones a la ley los individuos seguían las mismas tendencias, se justifica que todos los efectos encontrados se atribuyen únicamente a la variación en la ley de divorcio.

Para testear este supuesto es que se repitieron las estimaciones generales presentadas en los Cuadros 1 y 3, pero agregando, a la ley de abandono enfrentada a los 18 años, la ley enfrentada a los 12 años. El objetivo de esta estimación es mostrar como, condicional a una ley que debiese ser irrelevante en las decisiones, los resultados se mantienen. Si bien este metodo de estimación no es perfecto porque es posible que las leyes a edades más tempranas tuvieran un impacto, sirve como indicador. En el Cuadro 7 se busca testear que el supuesto de tendencias paralelas se cumple para la edad del primer matrimonio. Al comparar con el Cuadro 1, no hay un gran cambio al controlar por las leyes enfrentadas a los 12 años. Existen casos donde se hace relevante controlar por la ley enfrentada a los 12 años, como se observa en las columnas (2) y (3). Estos resultados sugieren que el supuesto de tendencias paralelas para la edad de matrimonio es un supuesto valido, al menos para las mujeres.

Cuadro 7: Tendencias paralelas en edad de matrimonio

Variables	Hombres		Mujeres	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Desertion 18	-0.00785*	-0.00733*	-0.0148**	-0.0146**
	(0.00403)	(0.00413)	(0.00613)	(0.00580)
Desertion 12	1.55e-05	-0.00309	0.0127*	0.0104
	(0.00498)	(0.00543)	(0.00703)	(0.00679)
Residency'*Desertion' 18		-0.00132**		-0.00113**
		(0.000517)		(0.000455)
Residency'*Desertion' 12		-0.000853*		-0.000586
		(0.000488)		(0.000463)
Efecto fijo tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí
Efecto fijo estado	Sí	Sí	Sí	Sí
Observations	864,177	862,788	958,346	956,780
R-squared	0.039	0.039	0.036	0.037

Robust standard errors in parentheses

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

Por su parte, el Cuadro 8 busca validar el supuesto de tendencias paralelas para los años de educación. Para los hombres en las columnas (1) y (2), no hay evidencia para justificar que se esté cumpliendo el supuesto de tendencias paralelas en las leyes de los estados vecinos. Sin embargo, esto se puede explicar con que simplemente no se encuentran resultados significativos en educación para los hombres, como muestra el Cuadro 3. Para las mujeres, al comparar con los resultados iniciales de educación hay un gran cambio en la significancia de los coeficientes al controlar por la ley enfrentada a los 12 años. Los resultados señalan que cambios de ley podrían haber afectado a las mujeres a una edad más joven pero en sentido contrario.

Cuadro 8: Tendencias paralelas en años de educación

Variables	Hombres		Mujeres	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Desertion 18	-0.00206 (0.00384)	-0.00270 (0.00375)	-0.00739*** (0.00258)	-0.00733*** (0.00253)
Desertion 12	-0.00997 (0.00659)	-0.00849 (0.00664)	0.00498 (0.00601)	0.00392 (0.00586)
Residency''*Desertion' 18		-2.98e-05 (0.000422)		-0.00142*** (0.000445)
Residency''*Desertion' 12		0.000933** (0.000446)		0.000748 (0.000476)
Observations	915,689	914,100	981,616	979,869
R-squared	0.188	0.187	0.156	0.156

Robust standard errors in parentheses

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

A modo de resumen, los resultados en la edad del primer matrimonio indican que una caída en los costos de divorcio llevaron a una postergación del matrimonio. Esta postergación es, en promedio, de 1.3 meses para los hombres y 1.1 meses para las mujeres. Para la primera cohorte, correspondiente a los nacidos entre 1880 y 1910, no se encuentran resultados significativos. Una posible explicación es que durante este período los costos del matrimonio eran más altos; por lo tanto, la restricción de crédito quitaba a las parejas la posibilidad de elegir el período de matrimonio, tal como se menciona en el modelo teórico. Para la cohorte nacida entre 1910 y 1935, los resultados rechazan la teoría de un comportamiento pareto-óptimo. Al caer las restricciones de crédito, la postergación del matrimonio producto de la caída en los costos de divorcio se explica por un cambio en las preferencias. Con respecto al nivel educacional, los resultados sugieren que una caída en los costos de divorcio crean incentivos a aumentar los años de educación. El aumento sería, en promedio, de 0.6 meses para los hombres y 0.2 meses para las mujeres. Además, se encuentra una caída en la brecha educacional de la pareja. Estos resultados rechazan, nuevamente, la teoría del comportamiento pareto-óptimo en divorcio.

3.4.1. Chequeos de robustez

A continuación se pretende testear la robustez de los resultados obtenidos controlando por los diferentes cambios existentes en Estados Unidos durante el s.XX que podrían correlacionarse con las leyes de divorcio y no estar capturados por el efecto fijo tiempo. Entre estos cambios se encuentra la edad mínima de matrimonio, los beneficios de escolaridad para los veteranos de la

Segunda Guerra Mundial y la Guerra de Corea mediante el G.I. Bill y la ley de edad mínima de escolaridad obligatoria.

En primer lugar, para las leyes mínimas de educación conocidas como *Compulsory School Laws* (CSL) se utilizó la ley enfrente a los 14 años. CSL corresponde a la cantidad de años a los que se está obligado a asistir al colegio por ley. Se utiliza la edad de 14 años pues es la utilizada por Lleras-Muney (2002) y además corresponde al fin de la secundaria cuando la decisión de abandono escolar se hace más relevante (Loser, 2014). Los datos utilizados corresponden a las cohortes nacidas entre 1901 y 1925. En segundo lugar, la edad mínima de matrimonio es determinada por cada estado y establece la edad mínima en que pueden contraer matrimonio los hombres y mujeres con y sin consentimiento de sus padres (Lafortune e Iyigun, 2007). Para las estimaciones se toma la ley enfrente a los 14 años con consentimiento de los padres.⁹ Estas leyes están disponibles para todas las observaciones usadas en este estudio. En tercer lugar, el G.I. Bill consistió en una política de gobierno para los veteranos de la II Guerra Mundial. El objetivo de esta política era dar acceso a la educación, sin costos, para todos aquellos jóvenes que habían estado al servicio del país. Esta ley, también conocida como “*The Servicemen’s Readjustment Act of 1944*”, fue repetida de manera similar para los veteranos de la Guerra de Corea. Los individuos que pudieron ser afectados por esta política corresponden a los hombres que eran mayor de edad cuando comenzó la guerra y pudieron participar en ella, y al mismo tiempo, no eran tan mayores, de modo que al terminar la guerra aún estaban en condiciones de estudiar. Para la segunda guerra mundial esto corresponde a los hombres nacidos entre 1920 y 1928 (Loeser, 2014). La variable GI Bill utilizada en las estimaciones a continuación corresponde a la utilizada por Loeser (2014). La variable captura los beneficios educacionales para las diferentes generaciones y estados que participaron en la guerra. Para la construcción de esta variable se les asigna a los hombres nacidos entre 1920 y 1928 el porcentaje de hombres que son veteranos de la Segunda Guerra Mundial según el estado de nacimiento. Si bien el beneficio es solo entregado a los hombres también se realiza la estimación para las mujeres, asumiendo que podrían verse afectadas si su marido obtiene el GI Bill. Los datos disponibles corresponden a las cohortes nacidas entre 1910 y 1935.

Los Cuadros 9 y 10 a continuación comparan los efectos de los cambios en los costos de divorcio sobre la edad de matrimonio y los años de educación para los hombres, respectivamente. Para cada una de las tres variables incluidas en esta sección se compara el resultado de la muestra para la cual se cuenta con la información de la variable, pero sin incluirla, con el resultado de la estimación al incluirla.¹⁰

⁹Los efectos de estas leyes sobre la edad del primer matrimonio y sobre los años de educación es tratada en profundidad por el trabajo de Lafortune e Iyigun (2017)

¹⁰Para ver los resultados de las mujeres se pueden revisar los Cuadros 16 y 17 en los anexos. Si bien los coeficientes varían, las conclusiones serán las mismas que para los hombres

Para los efectos sobre edad del primer matrimonio presentes en el Cuadro 9, se observa al comparar la columna (1) con la columna (2), que el cambio en el valor del coeficiente de abandono de agregar al agregar la variable CSL es muy pequeño. De todos modos, la variable se mueve en el mismo sentido que la ley de divorcio, indicando que a mayor edad requerida de estudio más temprano será el matrimonio; este resultado cuenta con valor estadístico. Al comparar la columna (3) con la columna (4) se encuentra que a mayor edad requerida para casarse, más tarde será el matrimonio, lo cual es completamente lógico. Al agregar esta variable a la regresión, el resultado inicial se mantiene pero aumenta su magnitud. Al agregar la variable GI Bill y comparar las columnas (5) y (6), se observa que esta variable es irrelevante en la edad de matrimonio y el resultado se mantiene intacto se incluya o no. A raíz de estos resultados se puede afirmar que los efectos obtenidos para la edad del primer matrimonio son robustos a las leyes de CSL, edad mínima de matrimonio y GI Bill. Las diferencias entre los coeficientes de los Cuadros 9 y 1 se deben principalmente a cambios en la muestra más que a efectos de la variable en cuestión.

Cuadro 9: Chequeo de robustez: efectos costos de divorcio sobre edad de matrimonio hombres

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Desertion	-0.0116*	-0.0110*	-0.00889**	-0.0112***	-0.0154**	-0.0154**
	(0.00601)	(0.00595)	(0.00334)	(0.00347)	(0.00593)	(0.00604)
Residency'*Desertion'	-0.00168***	-0.00186***	-0.00179***	-0.00179***	-0.00236***	-0.00236***
	(0.000582)	(0.000602)	(0.000458)	(0.000450)	(0.000634)	(0.000637)
CSL		-0.0453***				
		(0.0140)				
Min marriage age				0.0643**		
				(0.0227)		
GI Bill					0.0129	
					(0.0819)	
Observations	363,246	363,246	880,706	880,706	193,096	193,096
R-squared	0.036	0.036	0.039	0.039	0.041	0.041

Robust standard errors in parentheses

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

El Cuadro 10 repite el ejercicio del Cuadro 9, pero para los años de educación en los hombres. Al comparar este cuadro con el Cuadro 3 se concluye, al igual que en el caso del matrimonio, que los resultados son robustos y que cualquier cambio en los coeficientes producto de agregar las variables CSL, mínima edad de matrimonio y GI Bill, se debe a cambios en la muestra más que efectos de las variables en si mismas.

Cuadro 10: Chequeo de robustez: efectos costos de divorcio sobre años de educación hombres

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Desertion	-0.00589 (0.00603)	-0.00601 (0.00617)	-0.00394 (0.00540)	-0.00319 (0.00529)	-0.0180*** (0.00492)	-0.0181*** (0.00512)
Residency'*Desertion'	0.000341 (0.000496)	0.000382 (0.000503)	0.000437 (0.000352)	0.000445 (0.000352)	1.78e-05 (0.000565)	1.07e-05 (0.000567)
CSL		0.00847 (0.00878)				
Min marriage age				-0.0201 (0.0152)		
GI Bill					0.0130 (0.0429)	
Observations	536,684	536,684	927,201	927,201	204,439	204,439
R-squared	0.166	0.166	0.188	0.188	0.220	0.220

Robust standard errors in parentheses

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

A modo de cierre, al agregar controles por CSL, GI Bill y edad mínima de matrimonio los resultados sugieren que las decisiones de cuándo casarse y cuánto educarse siguen siendo tomadas de manera no pareto-óptimas.

4. Conclusiones

Este trabajo se basa en el modelo teórico presentado por Lafortune e Iyigun (2007). A partir de su modelación sobre las decisiones de matrimonio y educación, este trabajo introduce la posibilidad de divorcio al matrimonio analizando el comportamiento desde una perspectiva pareto-óptima y no pareto-óptima. En el primer caso se esperaría que una disminución en los costos de divorcio adelantara la edad de matrimonio y disminuyera los años de educación, mientras que en el segundo caso no sería necesariamente así.

Para testear el modelo, se utiliza como proxy de divorcio las leyes de abandono que regían en Estados Unidos entre 1900 y 1970 mientras existía el sistema de *fault-divorce* en la gran mayoría de los estados. Se utiliza la ley de abandono para el estado de nacimiento del individuo, además de un promedio de las leyes de abandono y períodos mínimos de residencia para los estados vecinos al estado de nacimiento. La existencia de un sistema federal que permite a cada estado establecer sus propias leyes para luego reconocer sus sentencias a lo largo de todo el país forma un experimento cuasi-experimental que permite utilizar la metodología de diferencia en diferencia. Bajo este método, se busca la causalidad existente de los costos de divorcio sobre la edad del primer matrimonio y los años de educación. De este modo se busca poder comprender el efecto de las leyes de divorcio sobre el comportamiento tanto de los hombres como de las mujeres que residían en Estados Unidos

durante el s.XX.

Los resultados obtenidos indican que a medida que las leyes de abandono disminuyeron su período mínimo requerido para solicitar el divorcio, los individuos tuvieron incentivos a postergar el matrimonio. En los años de educación, los resultados indican un aumento en el nivel educativo y una disminución en la brecha educacional de la pareja; ninguno de estos dos últimos resultados en educación cuenta con poder estadísticos. Al separar la población en dos cohortes, los resultados difieren entre quienes nacieron entre 1880 y 1910 y quienes nacieron entre 1910 y 1935. A modo general se concluye que el comportamiento no es coherente con un modelo pareto-óptimo, sino que más bien las decisiones fueron tomadas de manera no eficiente.

La ley de deserción, causal de divorcio por abandono, es utilizada en un contexto de *fault divorce*. En teoría se esperaría que los resultados obtenidos se adapten más a un modelo de decisiones pareto-óptimo porque el contexto de la ley se enmarca en un sistema de divorcio de mutuo consentimiento. Los resultados indican que en la realidad no fue así, sino que la disminución de los costos de divorcio por parte de los estados lo que hicieron fue facilitar la transición hacia un sistema de divorcio unilateral. De todas formas, dado que para solicitar el divorcio por abandono se requería de un solo miembro de la pareja, el que permanecía en el hogar, no es de extrañar que facilitar este proceso se explicara por un método de optimización individual. Es decir, al separarse por esta causal no existiría una transmisión de utilidad entre la pareja.

Se espera que esta evidencia sea un aporte a la amplia literatura de matrimonio y divorcio. A pesar de existir muchas investigaciones en esta área, la novedad de este trabajo se centra en el uso de las leyes de residencia y deserción durante el período de *fault divorce*. Además, el buscar los efectos del divorcio sobre la educación es también una novedad.

De todas formas aún queda trabajo por hacer. Un tema ampliamente tratado en la literatura son las decisiones de fertilidad en las mujeres, sobre todo ante las bajas en natalidad presentes en los últimos cien años (Bailey et al, 2015). A la hora de divorciarse se espera que bajo la presencia de hijos el divorcio se haga más costoso (Caucutt, Guner y Knowles, 2002). Este factor no ha sido considerado en el modelo presentado en este trabajo pero sería interesante hacerlo en un trabajo futuro. Por otro lado, también queda pendiente indagar sobre el efecto par en el divorcio, buscando cómo el divorcio de los pares determina la decisión individual de divorcio.

Referencias

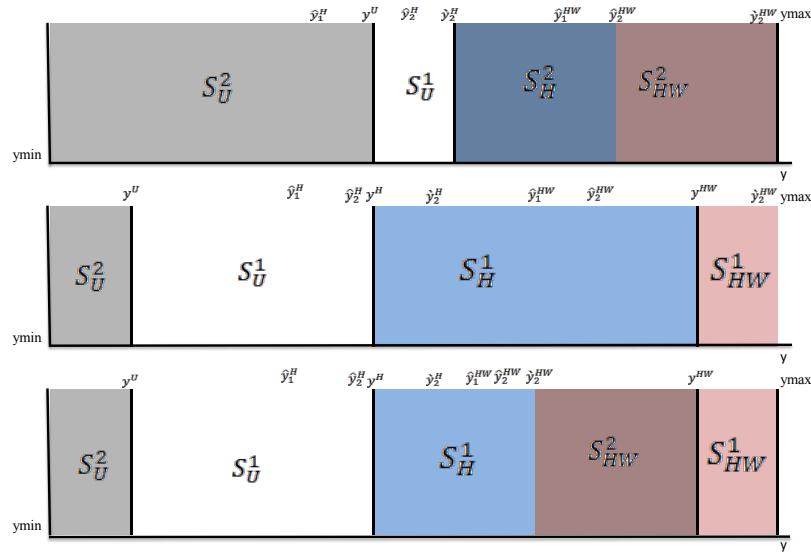
- [1] Bailey, M. J., M. Guldi and B. J. Hershbein (2015). “Is There a Case for a ”Second Demographic Transition”? Three Distinctive Features of the Post-1960 U.S. Fertility Decline” in L. Boustan,

- C. Frydman and R. Margo, *Human Capital in History: The American Record*, NBER.
- [2] Becker, G. S. (1973). “A Theory of Marriage: Part I,” *Journal of Political Economy*, Vol. 81 (4), 813-46.
- [3] Becker, G. S. (1974). “A Theory of Marriage: Part II,” *Journal of Political Economy* 82, S11–S26.
- [4] Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*, MA: *Harvard University Press*.
- [5] Becker, G. S., E. M. Landes, and R. T. Michael (1977), “An Economic Analysis of Marital Instability,” *Journal of Political Economy* 85, no. 6 (Dec., 1977): 1141-1187.
- [6] Bergstrom, T. C. and M. Bagnoli (1993) “Courtship as a Waiting Game,” *Journal of Political Economy*, 101(1): 185-202.
- [7] Browning, M., Chiappori, PA, and Weiss, Y. (2011). Family Economics.
- [8] Booth, A., Edwards, J.N. 1985. “Age at Marriage and Marital Instability.” *Journal of Marriage and Family*, 47(1), 67–75.
- [9] Caucutt, E. M., N. Guner and J. Knowles (2002) “Why Do Women Wait? Matching, Wage Inequality, and the Incentives for Fertility Delay,” *Review of Economic Dynamics*, 5(4): 815-855.
- [10] Chiappori, P. A. M. Iyigun and Y. Weiss. (2009). “Investment in Schooling and the Marriage Market,” *American Economic Review*, Vol. 99 (5), 1689-1713.
- [11] Chiappori, P. A. M. Iyigun and Y. Weiss. (2015). “Public Goods, Transferable Utility and Divorce Laws,” *Journal of Demographic Economics*, 1:1
- [12] Chiappori, P. A. M. Iyigun, J. Lafortune and Y. Weiss. (2016). “Changing the Rules Midway: The Impact of Granting Alimony Rights to Existing and Newly-Formed Partnerships,” *The Economic Journal*.
- [13] Friedberg, L. (1998). “Did unilateral divorce raise divorce rates? evidence from panel data”, *American Economic Review*, vol. 88(3), pp. 608–627.
- [14] Goldstein, J. R. and C. T. Kenney (2001) “Marriage Delayed or Marriage Forgone? New Cohort Forecasts of First Marriage for U.S. Women,” *American Sociological Review*, 66:506- 519.
- [15] Iyigun, M. F. and R. P. Walsh. (2007). “Building the Family Nest: Pre-Marital Investments, Marriage Markets and Spousal Allocations,” *Review of Economic Studies*, 74:2, 507-35, April.
- [16] Klepinger, D., S. Lundberg and R. Plotnick (1999) “How Does Adolescent Fertility Affect the Human Capital and Wages of Young Women?,” *Journal of Human Resources*, 34(3): 421-48.

- [17] Konrad, K. A. and K. E. Lommerud (2000) “The bargaining family revisited,” *Canadian Journal of Economics*, 33(2): 471-487.
- [18] Lafortune, J. A. M. Iyigun. (2017). “Why Wait? A Century of Education, Marriage Timing and Gender Roles”
- [19] Lafortune, Jeanne (2013), “Making Yourself Attractive: Pre-Marital Investments and The Returns to Education in the Marriage Market”, *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 5(2), April 2013, 151-178.
- [20] Lleras-Muney, A. (2002). “Were Compulsory Attendance and Child Labor Laws Effective? An Analysis from 1915 to 1939”, *Journal of Law and Economics*, Vol. XLV, No. 2: 401-435
- [21] Loeser, J.I. (2014). “Innovación Tecnológica y Educación: Un Análisis para Estados Unidos”. *Tesis de magister. Pontificia Universidad Católica de Chile.*
- [22] Oppenheimer, V. K. (1988) “A Theory of Marriage Timing,” *The American Journal of Sociology*, 94(3): 563-591.
- [23] Oppenheimer, V. L., M. Kalmijn and N. Lim (1997) “Men’s Career Development and Marriage Timing During a Period of Rising Inequality,” *Demography*, 34(3): 311-330
- [24] Peters, H.E. (1986) “Marriage and Divorce: Informational Constraints and Private Contracting.” *The American Economic Review*, 76(3), 437-454.
- [25] Pinto, M.I. (2016). “Efectos Heterogéneos de la Ley de Divorcio Unilateral en Estados Unidos: ¿Quiénes se Divorcian Más?” *Tesis de magister. Pontificia Universidad Católica de Chile.*
- [26] Rasul, I. (2006). “Marriage markets and divorce laws”, *Journal of Law, Economics, and Organization*, vol. 22(1), pp. 30-69.
- [27] Rothwell, M. (1998) “Divorce and Economic Opportunity in Reno, Nevada during the Great Depression”. *Reno: MS thesis. University of Nevada.*
- [28] Rotz, D. (2015). “Why Have Divorce Rates Fallen? The Role of Women’s Age at Marriage”. *Journal of Human Resources November 30, 2015*
- [29] Ruggles, S., K. Genadek, R. Goeken, J. Grover, and M. Sobek. Integrated Public Use Microdata Series: Version 7.0 [dataset]. Minneapolis, MN: University of Minnesota, 2017.
- [30] Voena, A. (2015). “Yours, Mine, and Ours: Do Divorce Laws Affect the Intertemporal Behavior of Married Couples?” *American Economic Review* 2015, 105(8): 2295–2332
- [31] Wolfers, J. (2006). “Did unilateral divorce raise divorce rates? a reconciliation and new results”, *American Economic Review*, vol. 96(5), pp. 1802–1820.

Anexos

Figura 1: Ejemplos de equilibrio



Cuadro 11: Probit efecto leyes por edad sobre tasa de divorcio

	Hombres				Mujeres			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Age	18	24	30	40	18	24	30	40
Desertion	0.000143 (0.00103)	-0.000778 (0.000730)	-0.00135** (0.000568)	-0.00142*** (0.000509)	0.000659 (0.00105)	-0.000395 (0.000734)	-0.00139** (0.000697)	-0.00140*** (0.000535)
Efecto fijo tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efecto fijo estado	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observations	1,322,472	1,316,564	1,310,586	1,287,592	1,377,504	1,372,410	1,366,292	1,342,144

Robust standard errors in parentheses

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

Cuadro 12: Correlación entre variables

	Desertion	Residency'
Desertion	1.000	
Residency'*Desertion'	0.3924	1.00

Cuadro 13: Efectos costos de divorcio sobre brecha en edad matrimonial

Variables	(1)	(2)	(3)
	Total	1880-1900	1900-1935
Desertion	-0.00340 (0.00452)	0.0218** (0.00958)	-5.94e-06 (0.00361)
Residency'*Desertion'	0.000750 (0.000539)	-0.000534 (0.000483)	8.56e-05 (0.000335)
Observations	995,275	463,181	532,094
R-squared	0.009	0.012	0.005

Robust standard errors in parentheses

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

Cuadro 14: Efectos costos de divorcio sobre brecha educacional por cohorte

Variables	(1)	(2)
	1880-1900	1900-1935
Desertion	0.0296* (0.0171)	0.00150 (0.00190)
Residency'*Desertion'	5.67e-05 (0.000586)	0.000815*** (0.000257)
Observations	115,433	407,978
R-squared	0.006	0.012

Robust standard errors in parentheses

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

Cuadro 15: Efectos no lineales de costos de divorcio sobre años de educación por cohorte

Variables	Hombres			Mujeres		
	(1) 5 -8 grade	(2) 9-12 grade	(3) 1 or + college	(4) 5 -8 grade	(5) 9-12 grade	(6) 1 or + college
Nacidos entre 1880 y 1910						
Desertion	-0.000545 (0.00289)	-0.000163 (0.000664)	0.00124 (0.00232)	-0.00271* (0.00163)	0.000159 (0.000705)	0.00282*** (0.000249)
Residency'*Desertion'	-0.000145 (0.000126)	0.000181** (7.41e-05)	-2.06e-05 (3.20e-05)	-0.000310** (0.000139)	0.000203** (8.27e-05)	6.74e-05 (4.59e-05)
Observations	513,879	513,879	513,879	549,715	549,715	549,715
Nacidos entre 1910 y 1935						
Desertion	0.000390 (0.000763)	-0.00102* (0.000530)	0.000398 (0.000606)	0.000948 (0.000619)	-0.000880** (0.000434)	-2.26e-05 (0.000320)
Residency'*Desertion'	-0.000111 (8.70e-05)	-0.000272*** (5.80e-05)	0.000193*** (3.52e-05)	2.87e-05 (9.42e-05)	-0.000319*** (7.95e-05)	9.41e-05*** (2.95e-05)
Observations	413,322	413,322	413,322	435,879	435,879	435,879
Efecto fijo tiempo	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Efecto fijo estado	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí

Robust standard errors in parentheses

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

Cuadro 16: Chequeo de robustez: efectos costos de divorcio sobre edad de matrimonio mujeres

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Desertion	-0.0129*** (0.00425)	-0.0128*** (0.00430)	-0.00746* (0.00404)	-0.00893** (0.00416)	-0.00673 (0.00615)	-0.00705 (0.00634)
Residency'*Desertion'	-0.00143** (0.000578)	-0.00145** (0.000584)	-0.00157*** (0.000444)	-0.00160*** (0.000458)	-0.00282*** (0.000664)	-0.00282*** (0.000662)
CSL		-0.00431 (0.0133)				
Min marriage age				0.0335** (0.0147)		
GI Bill						0.0234 (0.0602)
Observations	399,530	399,530	966,693	966,693	213,299	213,299
R-squared	0.031	0.031	0.036	0.036	0.039	0.039

Robust standard errors in parentheses

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

Cuadro 17: Chequeo de robustez: efectos costos de divorcio sobre años de educación mujeres

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Desertion	-0.00300 (0.00341)	-0.00321 (0.00350)	-0.00161 (0.00457)	-0.00214 (0.00438)	-0.00995** (0.00399)	-0.00935** (0.00420)
Residency'*Desertion'	-0.000833 (0.000535)	-0.000765 (0.000540)	-0.00107*** (0.000384)	-0.00107*** (0.000382)	-0.00183*** (0.000578)	-0.00182*** (0.000574)
CSL		0.0140* (0.00747)				
Min marriage age				0.0116 (0.0136)		
GI Bill						-0.0341 (0.0435)
Observations	563,471	563,471	985,594	985,594	219,250	219,250
R-squared	0.142	0.142	0.156	0.156	0.183	0.183

Robust standard errors in parentheses

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

Cuadro 18: Muestra total según censos (hombres)

Censo	Frecuencia	Porcentaje
1910	111,292	5.17
1930	875,510	40.66
1940	215,634	10.01
1950	289,182	13.43
1960	316,630	14.70
1970	345,074	16.03
Total	2,153,322	100.00