

# **DIFERENCIAS DE GÉNERO EN LA EDAD DEL PRIMER MATRIMONIO: EVIDENCIA DE MODELOS DE BÚSQUEDA MARITAL PARA COLOMBIA<sup>1</sup>.**

**Wilmer Javier Ríos Piñerez – Cod. 200820088**

**Asesor: Raquel Bernal Salazar**

**Octubre de 2013**

## **Resumen**

Este estudio pretende establecer de qué manera la decisión de casarse en cierto momento de la vida se ve afectada por un entorno socioeconómico familiar que favorece la acumulación de capital humano y por la transición hacia el rol económico de la adultez. Se evalúa si las diferencias de género en las características de entrada al matrimonio disminuyen a medida que se reducen las diferencias en el estatus económico de hombres y mujeres. Con este propósito, se estima un modelo de duración de la búsqueda marital para evaluar si estas variables explican la decisión de hombres y mujeres colombianos de casarse o comenzar uniones de hecho a determinada edad. Se encuentra que mayores posibilidades de educación e inserción laboral femenina reducen las diferencias en el comportamiento matrimonial entre hombres y mujeres generando, en ambos casos, incentivos a postergar las uniones como lo predicen los modelos de búsqueda marital y no a evitarlas totalmente, como predice la teoría de la especialización en los roles de género.

**Palabras clave:** Mercado matrimonial, Búsqueda marital, Edad del matrimonio, Modelo de duración.

**Clasificación JEL:** C41, D19, D83.

---

<sup>1</sup> Artículo realizado como tesis para obtener el grado de Magister en Economía de la Universidad de los Andes. Agradezco a mi asesora, Raquel Bernal Salazar por su valiosa guía y a todas las personas que de una u otra forma se interesaron en este trabajo. Agradezco también a Paula Jaramillo, quien fue mi profesora del seminario de tesis y a Ximena Cadena quien me ayudó con los datos de la ELCA. Agradezco también a Carmen Elisa Flórez y a Carlos Medina por sus valiosos comentarios. El contenido de este trabajo es responsabilidad exclusiva del autor.

## 1 Introducción

Las teorías económicas de la selección de pareja conciben la decisión de casarse como un resultado de equilibrio del mercado matrimonial. Hombres y mujeres tratan de buscar la *mejor* pareja posible, sujetos a las restricciones impuestas por el mercado. El equilibrio del mercado matrimonial se caracteriza por la existencia de emparejamiento selectivo como descripción del comportamiento óptimo de individuos que intentan maximizar su utilidad. Ello implica que debería observarse una alta correlación entre el capital humano de esposos y esposas en un mercado matrimonial (Fafchamps & Quisumbing, 2007; Jordán, 2006; Becker, 1973, 1991; Montgomery and Trussell, 1986).

Sin embargo, el efecto de la acumulación de capital humano femenino en la conformación de las familias es objeto de debate entre distintas teorías económicas que explican las uniones matrimoniales. Por una parte, las teorías que se basan en las ventajas comparativas de género explican la división del trabajo dentro del hogar relacionando los incentivos a unirse en pareja con el nivel de especialización de cada género en el mercado laboral o la economía doméstica. Esta perspectiva predice que mayor educación y participación laboral femenina aumentan la independencia femenina disminuyendo los incentivos a casarse. Por lo tanto, a medida que se mejora el acceso a la educación y al mercado laboral por parte de las mujeres, estos modelos predicen que se debería postergar o eliminar la opción del matrimonio (Becker, 1974; 1977; 1981).

La característica central de las teorías enfocadas en las diferencias de género es que el beneficio de casarse proviene de la especialización y división del trabajo entre esposos. La tendencia de cada género a especializarse, ya sea en el mercado laboral o en las labores domésticas genera una dependencia mutua, en la cual, el intercambio de diferentes habilidades es beneficioso para ambos individuos. De aquí surge la predicción acerca de una correlación negativa entre características que son sustitutas, como los salarios.

Por otro lado, para las teorías de búsqueda (Oppenheimer, 1988, 1997) la decisión de casarse o cohabitar en unión de hecho es resultado de un proceso de búsqueda en el *mercado matrimonial*, similar a la búsqueda que se realiza en el mercado laboral. Las oportunidades matrimoniales estarían determinadas por la deseabilidad de las

características propias y las características potenciales de las parejas disponibles. En este enfoque, la edad al casarse está asociada con la incertidumbre respecto al desarrollo de las características que definen el rol económico durante la adultez.

Existe una asociación entre las expectativas de un desarrollo laboral favorable y la decisión de casarse. Las mejoras de la posición económica femenina pueden darse conjuntamente con una mayor incidencia del matrimonio, aun cuando podrían tener algún efecto en su postergación. Como resultado genérico, el proceso de conformación de las uniones se encuentra muy ligado a la incertidumbre acerca de las características deseables en las parejas disponibles, dadas las características propias.

En los modelos de búsqueda, el emparejamiento selectivo sucede en condiciones de incertidumbre. Por lo tanto, la transición hacia los roles de trabajo adultos de los individuos es una variable que tiene efectos sobre la posibilidad de emparejarse selectivamente. La acumulación de capital humano y la mayor participación laboral de la mujer tiene entonces efectos ambiguos sobre la probabilidad de casarse. No obstante el efecto predicho por Becker (1977), la independencia económica femenina, podría aumentar las ganancias del matrimonio y la posibilidad de crear un hogar independiente en menor tiempo según las predicciones de los modelos de búsqueda y emparejamiento selectivo.

A pesar de la fortaleza teórica del modelo de diferencias de género para explicar la división del trabajo en el hogar y los incentivos que genera la decisión matrimonial, algunas observaciones empíricas para Colombia son inconsistentes con esta explicación. Amador et al. (2013) encuentra que el aumento sustancial de la participación laboral femenina colombiana, pasando de cerca del 47% en 1984 a 65% en 2006, ha sido precisamente impulsado por las mujeres casadas o en unión libre y de bajo nivel educativo. Al mismo tiempo, la brecha educativa pasó a estar a favor de las mujeres. La proporción de mujeres de mediano y alto nivel educativo pasó de alrededor de 15% y 10% al 30% y 28%, respectivamente. Lo que sugiere que las inversiones en capital humano y los incentivos a la unión conyugal no son excluyentes, sino complementarios.

No obstante, la brecha salarial a favor de los hombres colombianos es persistente y, a pesar del aumento de la participación laboral de las mujeres, éstas se concentran en

carreras tradicionalmente femeninas. También siguen teniendo a su cargo la mayor parte de las responsabilidades del hogar. La mejora de las condiciones educativas y laborales de las mujeres colombianas tiene interés por su posible impacto en las condiciones de las familias y la distribución del bienestar que éstas generan entre sus integrantes. Peña et al. (2013) quienes documentan estas desigualdades acumulativas, sugieren que las medidas efectivas para generar la movilidad de la mujer deben incluir la igualdad de oportunidades económicas para hombres y mujeres.

La elección de la edad matrimonial tiene consecuencias económicas importantes para hombres y mujeres. Casarse y tener hijos son decisiones que suelen tener gran impacto en la vida de las personas. A su vez, se relaciona con las decisiones de educación, trabajo y ahorros. Además, la edad de la primera unión marital define, en gran medida, la edad al momento del nacimiento del primer hijo lo cual afecta el tiempo y los recursos que invierten en todos los hijos.

La primera parte de este estudio es la presente introducción. La segunda es una revisión de la literatura empírica enfatizando en el vínculo entre estatus económico de la mujer, características de las parejas potenciales y edad de entrada al primer matrimonio. En la tercera parte, se plantea el marco empírico donde caracterizan las variables que inciden en la decisión matrimonial, se presentan los datos y la metodología a utilizar. En la cuarta parte, se presentan los resultados. La quinta parte concluye.

## **2 Revisión de Literatura**

El vínculo entre el empleo femenino y el matrimonio no está completamente establecido. La evidencia empírica encuentra dos tipos de influencias del mejor estatus económico de la mujer sobre las oportunidades de matrimonio. Quienes proponen las teorías de la especialización de los roles de género dicen que en cualquier entorno económico, a mayor participación económica de la mujer, menor su posibilidad de casarse. Otros investigadores argumentan que, solamente en un entorno donde los roles de género están altamente diferenciados, existe una relación inversa entre la probabilidad de matrimonio y el estatus económico femenino.

La evidencia empírica internacional es mixta y sugiere que el proceso de desarrollo económico y la incorporación de la mujer a la actividad económica influyen en qué variables y en qué sentido afectan la decisión matrimonial. Boulier y Rosenzweig (1984) utilizan el hecho de la baja participación laboral de las mujeres filipinas para estimar relaciones estructurales entre la edad del matrimonio, el logro escolar y la selección del cónyuge de las mujeres filipinas. Estas variables responden a las condiciones de los mercados matrimoniales, la heterogeneidad individual y la selección marital. El hecho de que la participación laboral femenina sea casi nula permite establecer causalmente que mayores niveles educativos tienen el propósito de “atraer” una pareja con mayor educación y salarios. En este sentido, mayores niveles educativos de la mujer retrasan el matrimonio sólo de manera temporal y posteriormente lo aceleran como predicen los modelos de búsqueda.

Blossfeld y Huinik (1991) analizan cómo los cambios en las inversiones educativas y laborales durante el ciclo de vida influyen en la conformación de las familias alemanas. Para ello estiman un modelo dinámico de la tasa de riesgo instantáneo de entrada en el matrimonio y la maternidad a partir tanto de características constantes como variables en el tiempo. Su resultado principal es que la decisión de entrada al matrimonio es independiente de las inversiones en capital humano y que el matrimonio es pospuesto en respuesta al mayor tiempo de transición hacia la adultez en términos del tiempo necesario para completar mayores niveles educativos.

Santow y Bracher (1994) discuten cuál es la relación entre el empleo femenino y el matrimonio. Mientras que las teorías económicas del hogar predicen que el empleo femenino atenúa los incentivos a casarse, en Australia observan que el crecimiento del empleo femenino a partir de los 70's se debió por completo a las casadas. Usando una función de riesgos proporcionales, definida por Cox (1972), encuentran que las mujeres que trabajan incrementan su probabilidad de casarse y que la educación retrasa el matrimonio.

Con esta misma aproximación, encuentran que para Suecia los efectos de las variables que explican la formación de uniones son iguales para hombres y mujeres y que mayor grado de autosuficiencia económica aumenta la probabilidad de unirse (Bracher y Santow, 1998). En ambos casos, se hace énfasis en la importancia de incorporar en las

estimaciones el censuramiento muestral y el hecho de que las variables relevantes para la decisión de unirse sean predeterminadas en el momento en que comienza la exposición al riesgo de entrada al matrimonio.

Lewis y Oppenheimer (2000) investigan cómo la composición educativa de los mercados matrimoniales afecta la posibilidad de emparejarse selectivamente y la edad de las uniones. Con el uso del análisis de riesgo competitivo en tiempo discreto, encuentran que las condiciones de los mercados matrimoniales, definidas por la proporción de parejas potenciales con mayores niveles educativos, limitan la posibilidad de emparejarse selectivamente.

Goldstein y Kenney (2001) utilizan una encuesta retrospectiva y un enfoque de máxima verosimilitud para estimar un modelo de difusión logístico que describe la transición del estado civil de solteras a casadas. Encuentran que las mujeres estadounidenses con grados de educación superior incrementan su probabilidad de estar casadas.

Los estudios sobre modelos de búsqueda marital han tenido poca aplicación para países latinoamericanos. Parrado y Zenteno (2002) estiman una función de riesgos logística para submuestras de hombres y mujeres mexicanos incluyendo características individuales variables y constantes en el tiempo, medidas de las características de los mercados matrimoniales y los mercados laborales. Sus resultados son consistentes con los modelos de búsqueda marital.

Ono (2003) compara tres escenarios de países industrializados encontrando que mayores niveles de ingreso disuaden del matrimonio solamente a las mujeres en Japón donde los roles de género son más diferenciados que en Estados Unidos y Suecia, en donde mayores ingresos alientan el matrimonio.

Manda y Meyer (2005) utilizan un análisis bayesiano para estimar un modelo jerárquico de supervivencia discreta para la edad del primer matrimonio en Malawi. Este modelo permite tener en cuenta explícitamente la heterogeneidad no observada usando efectos aleatorios con una estructura de correlación. En este caso, el aumento de la edad del matrimonio es producto de una combinación entre los efectos de la educación, del entorno

familiar y la cohorte de nacimiento. Las mujeres con mayores niveles educativos tienen más probabilidad de casarse a edades posteriores que las mujeres con poca o ninguna educación. A su vez, encuentran diferencias sustanciales entre cohortes en las cuales se observa que las mujeres de cohortes recientes posponen el matrimonio a edades posteriores comparadas con mujeres de cohortes anteriores.

Nobles (2008) realiza una regresión logística y encuentra que, después de la crisis financiera de 1998, el aumento de los salarios incentivó a que las mujeres y hombres indonesios retrasaran la edad de entrada al matrimonio. Shemyakina (2011) con una regresión de riesgos proporcionales de Cox (1972), encuentra que las mujeres en zonas de conflicto en Tayikistán retrasan el matrimonio comparadas a las residentes en otras zonas del país.

Los estudios para Colombia que han abordado este tema se han enfocado en comprobar si el matrimonio tiene efectos sobre la movilidad social (Jordán, 2006) o si el mercado matrimonial genera incentivos para que las mujeres tengan mayores niveles educativos (Piñeros, 2009). Ninguno de estos estudios establece explicaciones causales porque no tienen en cuenta cómo la dinámica, entre las distintas condiciones individuales y los incentivos de los mercados laborales y matrimoniales, inciden en la decisión de permanecer o no solteros.

Una forma de aproximarse al entendimiento de la decisión de unirse conyugalmente podría ser modelar la probabilidad de que una persona se encuentre casada. Sin embargo, tal aproximación no tiene en cuenta que esta probabilidad está condicionada por la duración de la soltería y que, al mismo tiempo, el tiempo que las personas permanecen solteras se relaciona con probabilidad de casarse a cada edad. Por ejemplo, a edades cortas, las personas más educadas pueden tener una baja probabilidad de estar casadas; sin embargo, a edades posteriores, después de que los individuos acumulan educación y mejoran su estatus económico, podrían concretar más rápidamente sus uniones maritales y formar hogares independientes en menor tiempo.

Desarrollar este análisis en el ámbito colombiano es el aporte del presente trabajo. Al utilizar un modelo que explica la duración de la soltería de hombres y mujeres

colombianos, se enmarca metodológicamente dentro la literatura internacional de los modelos de búsqueda. Éstos, relacionan la edad de la primera unión conyugal con las decisiones de acumulación de capital humano, la inserción en el mercado laboral y las características socioeconómicas tanto de los individuos como de sus parejas potenciales.

El propósito principal es establecer si, a medida que disminuyen las diferencias de género en estas variables, también disminuyen las diferencias en las edades de entrada al matrimonio o unión de hecho de hombres y mujeres colombianos. En este sentido, una de las preguntas centrales que se pretende responder es cómo se relaciona la edad de la primera unión marital con el estatus económico de las mujeres colombianas y sus potenciales candidatos a ser pareja. La respuesta a esta pregunta se establece en términos de las variables que reflejan el estatus económico familiar, indicadores de la transición hacia la adultez y características de los mercados matrimoniales.

### **3 Marco Empírico**

#### **3.1 Un Modelo de Búsqueda Marital**

La característica principal de los modelos de búsqueda marital es que reconocen que adquirir información tiene costos y que los individuos tienen incentivos a asignar recursos, en particular tiempo, a adquirir información acerca de las posibles parejas en lugar de emparejarse aleatoriamente. De manera similar al mercado laboral, en donde una estrategia de búsqueda consiste en fijar un salario de reserva, por debajo del cual se rechaza cualquier oferta de trabajo, un individuo en un mercado matrimonial puede establecer un conjunto de parejas “elegibles” a partir de los cuales selecciona el cónyuge. Esta selección se realiza a partir de características que maximizan la utilidad neta del proceso de búsqueda (Oppenheimer, 1988; Boulier y Rosenzweig, 1984).

Un resumen de lo que sería dicha estrategia es el siguiente (Tenjo et al., 2012):

Sea  $u$  una variable que resume las características que determinan la utilidad de emparejarse con un individuo determinado y sea  $g(u)$  la función de densidad que describe la percepción del individuo de lo que es la distribución de parejas potenciales en un



momento determinado. A su vez,  $\mu$  y  $\sigma$  son la media y la desviación estándar de la distribución  $g(\cdot)$ .

Los individuos fijan una utilidad de reserva  $V$  y establecen la siguiente regla de decisión:

Si  $u \geq V$  se casa

Si  $u < V$  permanece soltero

Dado lo anterior, la probabilidad de que un individuo permanezca soltero sería:

$$Prob(u < V) = G(V) = \int_0^V g(u) du$$

La probabilidad de que un individuo se case sería:

$$Prob(u \geq V) = 1 - G(V) = 1 - \int_0^V g(u) du$$

Si se supone que los emparejamientos potenciales son un proceso aleatorio, el valor esperado del número de parejas que se encontrarían antes de que una sea aceptable, dado por  $L$ , se expresa como:

$$D = E(L) = \frac{1}{1 - G(V)} = \frac{1}{1 - \int_0^V g(u) du}$$

Si se supone que el individuo conoce una pareja potencial por período,  $D$  se puede interpretar como la duración esperada de la búsqueda. Si este supuesto no se cumple, entonces la duración de la búsqueda sería una función de  $D$ .

La utilidad esperada que obtendría el individuo cuando decida unirse se puede expresar como:

$$U_E = E(u|u \geq V) = \frac{\int_V^\infty u g(u) du}{1 - G(V)} = \frac{\int_V^\infty u g(u) du}{1 - \int_0^V g(u) du}$$

La utilidad de reserva se establece maximizando el valor presente del beneficio neto esperado de la búsqueda. La búsqueda también tiene costos directos y de oportunidad. Los costos directos son los asociados con la búsqueda misma, como la adquisición de información y la generación de ofertas. Los costos de oportunidad están asociados con la utilidad que deja de percibir el individuo por dedicar su tiempo a la búsqueda en lugar de emparejarse. En general, los costos directos se pueden considerar como fijos por período, pero el costo de oportunidad crece con la duración de la búsqueda. Si suponemos que se recibe una oferta por período de tiempo, podemos expresar los costos (C) como una función de la duración misma de la búsqueda:

$$C = FD + h(D) = C(V) \quad y \quad \frac{\partial C}{\partial V} > 0$$

Donde F representa el costo fijo directo por período, h es el costo de oportunidad que es función de la duración de la búsqueda.

El individuo determina su utilidad de reserva óptima maximizando el valor presente del beneficio neto (B(V)) de la búsqueda teniendo un horizonte de planeación T, dado por la siguiente función:

$$B(V) = \int_D^T V e^{-\rho t} dt - \int_0^V C(V) e^{-\rho t} dt$$

$$B(V) = \frac{1}{\rho} [V(e^{-\rho D} - e^{-\rho T}) - C(V)(1 - e^{-\rho D})]$$

El valor óptimo de la utilidad de reserva  $V^*$  se obtiene resolviendo:

$$\frac{\partial B(V)}{\partial V} = 0$$

Esto equivale a igualar el beneficio marginal con el costo marginal de búsqueda. La utilidad de reserva óptima es una función de la distribución de posibles parejas, la tasa de descuento y el horizonte de la toma de decisiones.

$$V^* = v(g(u), \rho, T)$$

Habiéndose determinado la utilidad de reserva óptima también se define la duración óptima de la búsqueda  $D^*$  de forma que:

$$D^* = d(g(u), \rho, N)$$

La tasa de descuento  $\rho$  es una medida del costo intertemporal de la búsqueda de pareja. Esta medida se relaciona inversamente con los recursos disponibles por el individuo y su familia. Las redes y calidad de contactos aumentan cuando hay más ingresos y educación familiar. Por lo tanto, la duración de la búsqueda aumenta cuando el individuo proviene de una familia con mayores ingresos y nivel educativo porque tiene más recursos para financiar su búsqueda.

El ingreso familiar y el estatus socioeconómico familiar tienen dos efectos. Un efecto directo se da través de la tasa de descuento, pues reduce los costos intertemporales de búsqueda y mejora las *oportunidades* para seguir buscando parejas deseables. El efecto indirecto es proporcionar características que mejoran las parejas potenciales, tales como la educación; es decir, la riqueza familiar aumenta indirectamente  $\mu$  a través de la mejora de las *aspiraciones* acerca de la pareja aumentando la utilidad de reserva y la duración óptima de la búsqueda.

La función de densidad  $g(u)$ , que es la distribución de parejas potenciales en un momento determinado, es función de características propias que atraen parejas de mejor “calidad” o que mejoran las parejas potenciales. Es decir, la media y la desviación estándar de esta distribución son diferentes en individuos con características diferentes, pero también en mercados matrimoniales diferentes.  $\mu$  y  $\sigma$ , la media y la desviación estándar de la distribución  $g(\cdot)$ , resumen características diferenciales de los mercados matrimoniales a que se enfrenta un individuo, dadas sus características.

En una situación de emparejamiento selectivo, los hombres y mujeres con niveles educativos por encima del promedio de su género, buscarán emparejarse con mujeres y hombres de nivel educativo también superior al promedio de su género, por lo que estarían dispuestos a posponer las uniones hasta encontrar la pareja que cumpla con el nivel educativo esperado. Es decir, los hombres y mujeres más educados tienen una utilidad de reserva mayor, por lo que la duración óptima de su búsqueda también. Sin embargo, si estos

mismos hombres y mujeres se encuentran en un mercado matrimonial distinto donde los niveles de educación femeninos son poco variables y bajos, tienen expectativas menores sobre el nivel educativo de sus posibles parejas y, por tanto, una duración óptima menor.

Lewis y Oppenheimer (2000) encuentran evidencia de que los individuos residentes en zonas con mercados matrimoniales menos favorables tienden a casarse con personas de menor nivel educativo y que tal tendencia se incrementa a medida que su edad aumenta. La desviación estándar, entonces refleja la percepción de la variabilidad de las características de las posibles parejas. Las condiciones de los mercados matrimoniales determinan la distribución de las características relevantes para el emparejamiento selectivo; en particular, la escasez y la dispersión de las características deseables. Los individuos posponen la decisión matrimonial mientras perciben que sus parejas potenciales mejoran y aceleran la decisión cuando no lo hacen.

La finalización de los estudios y la entrada al mercado laboral determinan la finalización de la transición al rol económico adulto. A partir de que se completa esta transición, es de esperarse que los beneficios, en términos de parejas potenciales, de seguir soltero dejen de aumentar. Mientras tanto, los costos de oportunidad continúan creciendo ya que el número de parejas potenciales va disminuyendo con el paso del tiempo porque estas se van casando. Por esta razón, los individuos demoran el matrimonio antes de finalizar la transición y aceleran la decisión cuando ésta se completa. Los individuos que postergan la decisión matrimonial una vez finalizada la transición se enfrentan, cada vez más, a escasez de posibles parejas y, por ende, menores posibilidades de abandonar la soltería.

### **3.2 Los Datos**

La información utilizada para los ejercicios de estimación son los del primer corte transversal de la encuesta longitudinal de hogares realizada por la Universidad de los Andes (ELCA) en 2010. La ELCA contiene información de las características socioeconómicas y antecedentes familiares de jefes de hogar y sus cónyuges, así como antecedentes familiares y datos retrospectivos de eventos tales como la primera unión marital, las características de los padres y el primer empleo. Los datos acerca de las características del mercado laboral y las características demográficas que influyen los mercados matrimoniales se consultaron en la compilación de estadísticas históricas económicas y sociales realizada por el

Departamento Nacional de Planeación DNP a partir de las encuestas de hogares realizadas por el DANE desde 1976. El nivel de agregación de estos datos es nacional.

La población bajo riesgo son hombres y mujeres entre 14<sup>2</sup> y 40 años de edad<sup>3</sup> que no han tenido uniones anteriores ya que el evento de interés es el primer matrimonio o unión de hecho. Como las preguntas de la encuesta se realizan sobre jefes de hogar y sus cónyuges al momento de la encuesta no es posible, a partir de los datos, recuperar la edad de la primera unión para personas viudas, separadas y vueltas a unir. Tal situación reduce la representatividad de los resultados ya que estos quedan condicionados al subconjunto de la población con uniones más estables. Lehrer (2006) y Becker et al. (1977) encuentran evidencia de que la estabilidad del matrimonio está positivamente relacionada con las ganancias de este. Por otra parte, para el análisis descriptivo se tomó la población urbana y rural. Sin embargo, para la estimación de los modelos de duración se incluyeron únicamente a los individuos residentes en zonas urbanas porque solamente para estos se dispone de variables del mercado laboral.

Uno de los problemas empíricos más importantes de la estimación de los modelos de duración es ordenar temporalmente las variables. La mayoría de las características individuales son observadas al momento de la encuesta por lo que contienen las consecuencias de las decisiones anteriores, entre ellas la de la unión marital. En este sentido, resulta difícil establecer el orden causal entre la situación matrimonial y el comportamiento económico. A su vez, las variables de los individuos residentes en un área específica reflejan procesos ocurridos durante periodos de tiempo indefinidos que pudieron ocurrir en áreas diferentes a donde se recolecta la información. El problema potencial es que, entonces, los efectos por área de residencia podrían no ser exógenos. Si los individuos escogen conjuntamente su estatus marital y su zona de residencia basándose en variables no

---

<sup>2</sup> Según lo estipulado en el código civil colombiano, a partir de que se tiene la edad de catorce años una persona puede celebrar contrato de matrimonio con el permiso de sus tutores legales. (Art. 117 Código Civil Colombiano).

<sup>3</sup> Al usar la información de la población entre 14 y 40 años en un momento en el tiempo y estimar funciones de supervivencia en el estado de soltería se utiliza la información de un corte transversal para construir un comportamiento a lo largo de la vida de una cohorte hipotética. En tal sentido, se asume que las cohortes de edad más jóvenes se comportan como las de mayor edad en cuanto a la primera unión por edad, mortalidad selectiva, migración selectiva, entre otros que podrían afectar la permanencia en la soltería. A fin de verificar la robustez de los resultados en la sección de anexos se incluye una evaluación de los resultados por cohortes de edad.

observadas, como el deseo de emparejarse con individuos con las características existentes en esa comunidad, se sobreestimaría el efecto de las condiciones de las variables locales en la decisión matrimonial (Angrist, 2002).

También sucede si escogen su estatus laboral o los niveles educativos al mismo tiempo que se toma la decisión de permanecer soltero o casarse. Peña (2006) y Piñeros (2009) señalan que las decisiones educativas de las mujeres colombianas son consistentes con incentivos proporcionados por los mercados matrimoniales y con la mejora de la distribución del bienestar en los hogares. Si el nivel de inversión en educación de los individuos responde a los incentivos del mercado matrimonial, entonces el nivel de educación escogido por los individuos es endógeno.

A fin de minimizar estos problemas se utilizaron como variables explicativas tres grupos de variables que, en mayor o menor medida, son predeterminadas al momento de la decisión de unirse. El primer grupo, es el estatus socioeconómico de los padres de individuos de la muestra de interés medido con base en variables binarias que indican si el padre o la madre tienen algún año de educación universitaria. También se incluye como variable de control si el individuo vivía con personas o familiares diferentes a los padres a los 14 años de edad. El segundo grupo de regresores se refiere a las características de los mercados matrimoniales. Los factores demográficos condicionan la selección marital y definen las características de los mercados matrimoniales porque la abundancia o escasez de parejas disponibles disminuye o aumenta la dificultad de encontrar pareja. Para las mujeres, se utiliza el número de hombres en la cohorte de 15 a 20 años de edad, en el departamento de residencia a los 14 años de edad, por cada 100 mujeres en la misma cohorte de edad. Para los hombres, se utiliza el número de mujeres en la cohorte de 15 a 20 años de edad, por cada 100 mujeres en la misma cohorte de edad en el departamento de residencia a los 14 años de edad.

Asimismo, se incluyen medidas de la situación económica relativa de las mujeres con respecto a los hombres a nivel nacional y en el año cuando cada individuo tenía 14 años de edad. El porcentaje de mujeres en el total de la fuerza laboral colombiana es medido como  $\frac{p_f}{p_f+p_m} \times 100$ , donde  $p_f$  y  $p_m$  son el número de hombres y mujeres

empleadas. La brecha salarial de mujeres a hombres medido como los salarios relativos; es decir,  $\frac{W_f}{W_m} \times 100$  donde  $W_f$  y  $W_m$  son los salarios nominales promedio, a nivel nacional, de mujeres y hombres, respectivamente.

El tercer grupo son indicadores de transición hacia el rol económico adulto. La adultez se encuentra determinada por la terminación de los estudios, la entrada al mercado laboral y los salarios iniciales. Las medidas utilizadas para el análisis son el número de años transcurridos desde que el individuo dejó o terminó sus estudios y el número de años transcurridos desde que el individuo trabajó por primera vez. Estas variables de transición tienen cierto nivel de endogeneidad derivado del hecho de que, a pesar de que para una parte de la población están predeterminadas, para otra no lo están. Tanto la decisión de dejar los estudios como la de empezar a trabajar podrían tener algún grado de simultaneidad con la decisión de permanecer soltero<sup>4</sup>. Además, se incluyen variables dicotómicas que indican la participación laboral y si el salario inicial fue inferior, igual o superior al salario mínimo legal.

### 3.3 Estrategias de Estimación

El objetivo econométrico es determinar cuántos años permanecen solteros los individuos. La variable de duración (i.e. la edad al casarse) se encuentra censurada puesto que para los individuos solteros al momento de la encuesta, no se sabe cuánto tiempo más permanecerán en ese estado. La censura genera problemas de sesgo al subestimar indicadores del tiempo de búsqueda (ej. la media y la mediana) porque sólo se observan para quienes ya se han unido. Para corregir este problema se establece una especificación donde se incluye la información acerca de si los individuos terminaron su búsqueda o si continúan en esta con el fin de obtener estimadores consistentes de la duración.

Si se define la variable aleatoria  $T$  como el tiempo transcurrido en años de la vida del individuo hasta su primera unión, la probabilidad de que la edad del primer matrimonio

---

<sup>4</sup> Estas variables toman el valor de 0 para los individuos que se encontraban estudiando al momento de la encuesta y para quienes continuaron estudiando después de unirse. De manera análoga se calculó para el tiempo desde la entrada a trabajar. Por tanto, la simultaneidad (y la endogeneidad) de la decisión es más severa para quienes deciden contemporáneamente suspender los estudios y unirse (o empezar a trabajar y unirse).

sea menor a un valor particular  $t$  se puede definir mediante una función de distribución acumulada definida como:

$$P(T \leq t) = F(t) = \int_0^t f(s)ds$$

A partir de esta función puede obtenerse la función de supervivencia que hace referencia a la probabilidad de exceder dicho valor:

$$S(t) = P(T > t) = 1 - F(t) = 1 - \int_0^t f(s)ds$$

A partir de estas definiciones puede obtenerse la probabilidad instantánea de cambio de soltero a casado condicional a haber estado soltero hasta la edad  $t$ . Dicha probabilidad se conoce como tasa de riesgo  $h(t)$  y se expresa como:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} P(t \leq T \leq t + \Delta t | T \geq t) = \frac{f(t)}{S(t)}$$

La función de supervivencia y la de riesgo están íntimamente ligadas. En este estudio se usan dos tipos de análisis empírico. Primero, como análisis descriptivo, la estimación no-paramétrica de funciones de supervivencia mediante el estimador de Kaplan-Meier. El segundo análisis corresponde a la estimación paramétrica del tiempo de búsqueda, dadas las variables explicativas propuestas en el modelo teórico y en la revisión de literatura. Para ello, se utiliza un modelo de tiempo de fallo acelerado (ATF) distribuido log-logístico.

Los análisis descritos son complementarios. Kaplan-Meier permite observar, a medida que pasa el tiempo, cómo es la evolución de los datos de supervivencia en términos del porcentaje de supervivientes. La ventaja de los enfoques no-paramétricos es que evitan tener que suponer que los datos siguen una distribución de probabilidad específica por lo que son más flexibles y evitan la pérdida de información producto de la estimación de parámetros. Por otro lado, permite hacerse una idea de si los datos se ajustan a un modelo de tiempo de fallo acelerado y cómo se comporta el riesgo de fallo a medida que pasa el tiempo. Cuando las funciones de supervivencia estimadas con Kaplan-Meier no son



paralelas, las proporciones de riesgo aumentan o disminuyen en el tiempo. El modelo de tiempo de fallo acelerado (ATF) distribuido log-logístico es útil para incorporar este hecho, a diferencia de otras distribuciones utilizadas para la estimación paramétrica de la duración<sup>5</sup>, permite que la probabilidad de que un individuo se case en el período  $t$  (en años) dado que no ha estado casado  $t-1$  años; es decir, la tasa instantánea de riesgo, dada por  $h(t)$ , sea creciente o decreciente a medida que pasa el tiempo. A continuación se explica en qué consiste cada procedimiento.

### 3.3.1 La Estimación No-Paramétrica del Tiempo de Búsqueda Marital

El estimador de Kaplan-Meier corrige el sesgo originado por la censura de la muestra sin tener que suponer una distribución de probabilidad para los datos. La supervivencia estimada está dada por:

$$\hat{S}(t) = \prod_{t_{(i)} \leq t} \frac{n_i - d_i}{n_i}$$

Donde  $n_i$  corresponde al número de individuos en riesgo de cambio de estado al momento  $t_{(i)}$  y  $d_i$  el número de cambios de estado observados al momento  $t_{(i)}$ . La variable de censura  $c_i$  caracteriza a cada individuo de la muestra. Cuando  $t > t_{(i)}$  entonces  $\hat{S}(t)=1$ .

### 3.3.2 El Modelo de Tiempo de Fallo Acelerado (AFT) Distribuido Log-Logístico

Los modelos de fallo acelerado (AFT) centran su atención en el logaritmo natural del tiempo de supervivencia expresado como una función lineal de las variables explicativas teniendo un modelo lineal dado por:

$$\text{Log } t_i = X_i\beta + \varepsilon_i$$

Donde,  $X_i$  es un vector de variables explicativas,  $\beta$  es un vector de coeficientes de regresión y  $\varepsilon_i$  es el término de error con una función de densidad  $f()$ . De la forma en que se modele el error dependerá el modelo de regresión que se obtiene. En este caso se utilizará la distribución log-logística porque permite tener tasas de riesgo de comportamiento no-monótono. En particular, inicialmente crecientes y después decrecientes. Otras distribuciones usadas para estimar modelos AFT, como las de Weibull o

---

<sup>5</sup> Entre ellas Weibul, Exponencial y Gompertz.

Gompertz, implican tasas de riesgo crecientes o decrecientes durante todo el tiempo de búsqueda.

Las funciones de densidad y Supervivencia log-logísticas están dadas por:

$$f(t) = \frac{\lambda^{\frac{1}{\gamma}} t^{\frac{1}{\gamma}-1}}{\gamma \left[1 + (\lambda t)^{\frac{1}{\gamma}}\right]^2}$$

$$S(t) = \left[1 + (\lambda t)^{\frac{1}{\gamma}}\right]^{-1}$$

La función de riesgo es:

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{\lambda^{\frac{1}{\gamma}} t^{\frac{1}{\gamma}-1}}{\gamma \left[1 + (\lambda t)^{\frac{1}{\gamma}}\right]}$$

Donde,

$$\lambda_i = e^{-x_i\beta}$$

El parámetro  $\gamma$  hace referencia a la forma de la distribución log-logística. Si  $\gamma \geq 1$  el riesgo es monótonamente decreciente. Cuando  $\gamma < 1$  es creciente y luego decreciente a medida que pasa el tiempo. Esto tiene implicaciones para las conclusiones de este estudio. Una de las preguntas centrales de este trabajo es si postergar las uniones a edades tempranas disminuye la posibilidad de concretar las uniones posteriormente. Si el riesgo es monótonamente creciente, entonces a medida que pasa el tiempo, la probabilidad de encontrar pareja aumenta. A su vez, si existe una región donde el riesgo es decreciente, quienes posterguen el matrimonio más allá de cierta edad tienen cada vez menos probabilidades de concluir su soltería. La interpretación de los coeficientes  $\beta$  de la regresión log-logística es directa. El aumento de 1 unidad de la variable explicativa aumenta en  $100 \times \beta$  por ciento el tiempo que una persona permanece soltera.

## **4 Resultados**

### **4.1 Resultados del Análisis No-Paramétrico del Tiempo de Búsqueda Marital**

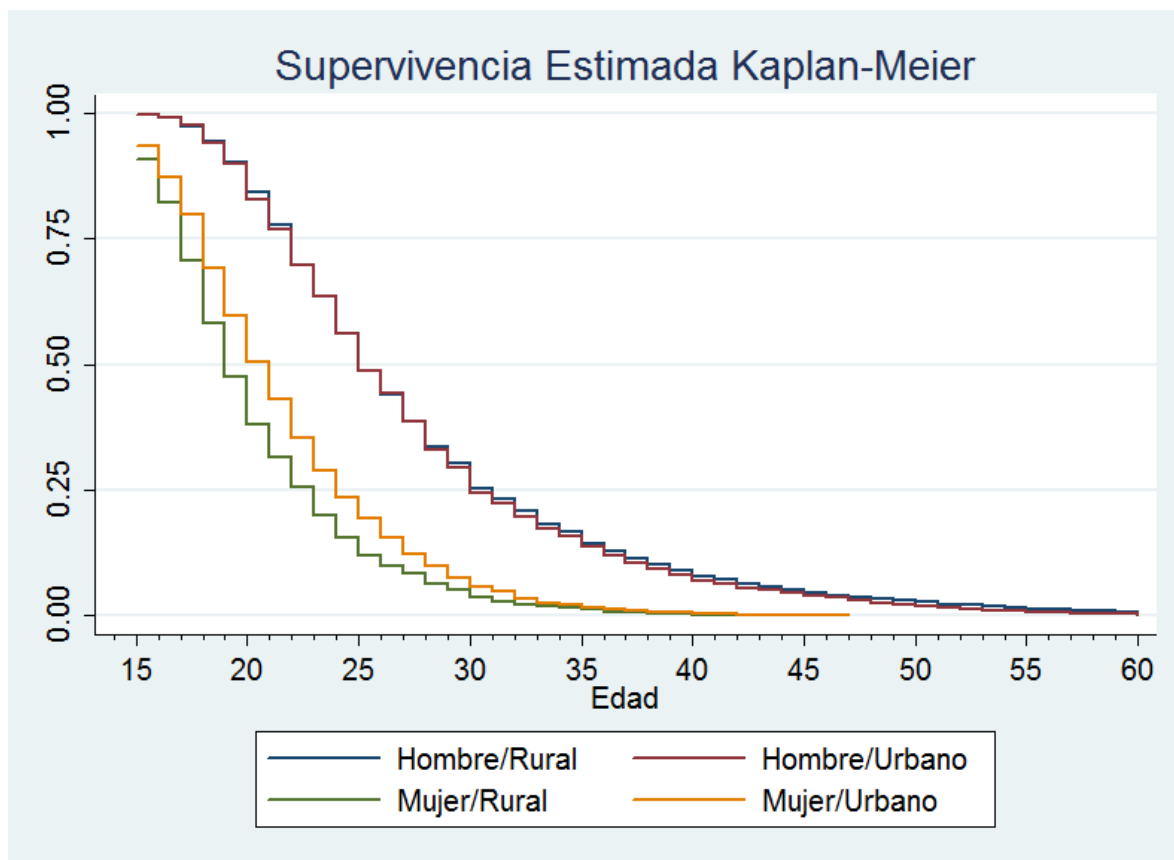
La estimación no paramétrica de las funciones de supervivencia se realiza usando el estimador de Kaplan-Meier. Esta función escalonada decreciente indica la probabilidad de permanecer soltero (eje Y) hasta cierta edad (eje X).

#### **4.1.1 Hombres y Mujeres por zona de residencia**

El Gráfico 1 presenta la función de supervivencia para hombres y mujeres que residían a los 14 años en áreas rurales y urbanas. Las mujeres comienzan a unirse (mediante matrimonio o unión de hecho) más jóvenes que sus parejas. La edad mediana, aquella donde el 50% de las mujeres se ha unido, es de 20 años. A pesar de que la soltería más larga es de 47 años, las mujeres tienen una probabilidad del 95% de haberse unido antes de cumplir 30 años. A su vez, se destaca que la cuarta parte de las mujeres ya se ha unido antes de su mayoría de edad (18 años). En el caso de los hombres, la edad mediana es 25 años (5 años más que las mujeres). Hasta los 45 años la probabilidad en los hombres de permanecer solteros es menor al 5%, edad donde se espera que todas las mujeres hayan tenido la primera unión marital.

Los hombres tienen un comportamiento homogéneo en la edad al casarse mientras que las mujeres residentes en zonas urbanas tienden a unirse a mayor edad que las de zonas rurales. La edad mediana en zonas rurales es, alrededor 2 años, menor a la edad mediana de las mujeres residentes en zonas urbanas. De esta forma, las diferencias entre las edades de la primera unión son menores entre hombres y mujeres residentes en zonas urbanas en comparación con las diferencias en la edad de la primera unión de hombres y mujeres en zonas rurales. En el Gráfico 1 se observa como la función de supervivencia de las mujeres residentes en zonas urbanas (línea amarilla) se encuentra más cerca de la función de supervivencia de los hombres (líneas azul y roja).

**Gráfico 1: Funciones de Supervivencia por Sexo y Zona de Residencia a los 14 años.**



Fuente: Elaboración propia a partir de ELCA 2010.

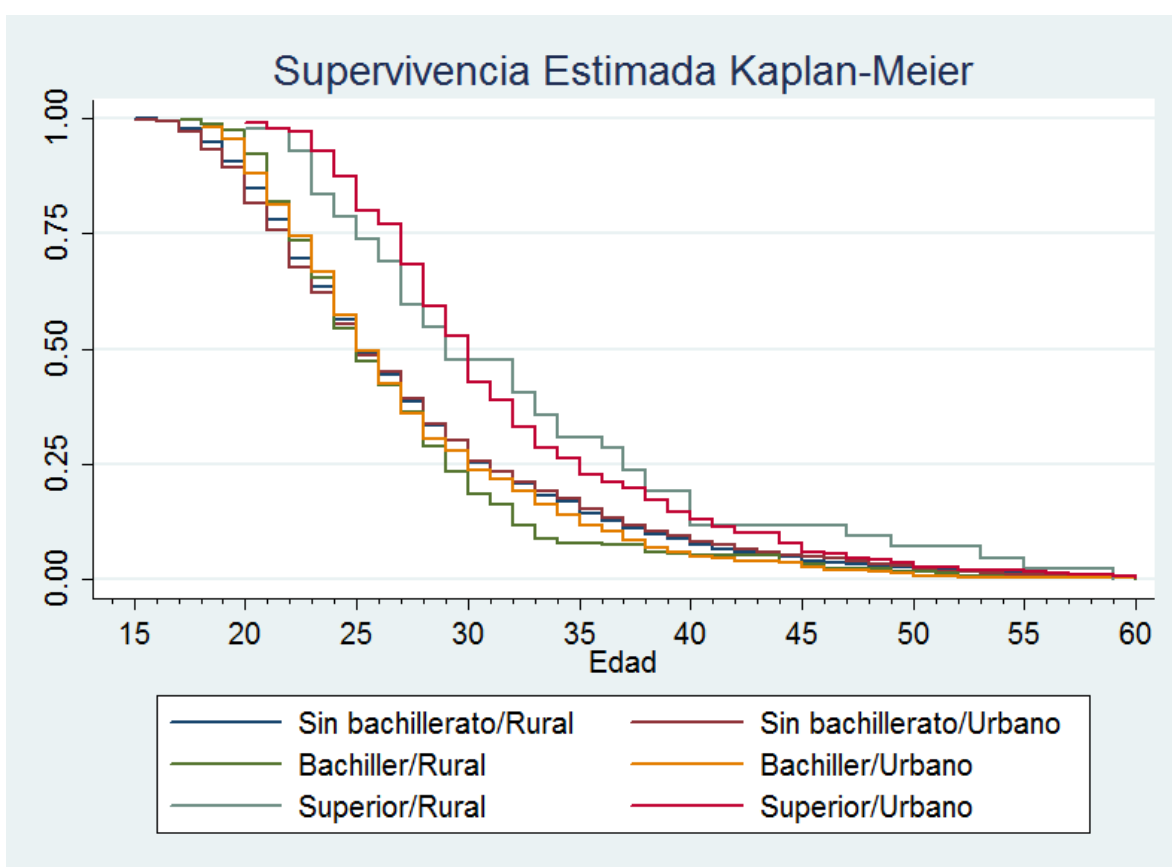
#### 4.1.2 Educación

En el Gráfico 2 se muestran las funciones de supervivencia de los hombres por nivel educativo y zona de residencia rural o urbana. Se dividió la muestra entre hombres que no terminaron la educación secundaria, quienes lograron culminar el bachillerato y quienes llegan a cursar algún grado de educación superior. Los hombres más educados se unen a mayor edad que los otros dos grupos. Después de los 30 años de edad, cuando probablemente terminan su educación y definen su estatus laboral, estos aceleran el matrimonio. Sin embargo, los hombres en zonas urbanas encuentran pareja más rápido que los hombres en zonas rurales.

En las ciudades los hombres podrían tener menores costos de búsqueda, así como mayores oportunidades de encontrar mujeres con mayores niveles educativos. Cuando los

hombres adquieren mayor educación se aumentan sus expectativas y su utilidad de reserva. Los hombres educados de las zonas rurales se enfrentan a mercados matrimoniales donde sus parejas potenciales son menos educadas por lo que tienen un tiempo de soltería óptimo mayor al de los residentes en las ciudades. Lo contrario sucede con los hombres con menores niveles educativos quienes si deciden retrasar el matrimonio, posteriormente aumentan sus probabilidades de quedarse solteros.

**Gráfico 2: Funciones de Supervivencia de Hombres por Niveles Educativos y Zona de Residencia a los 14 años.**



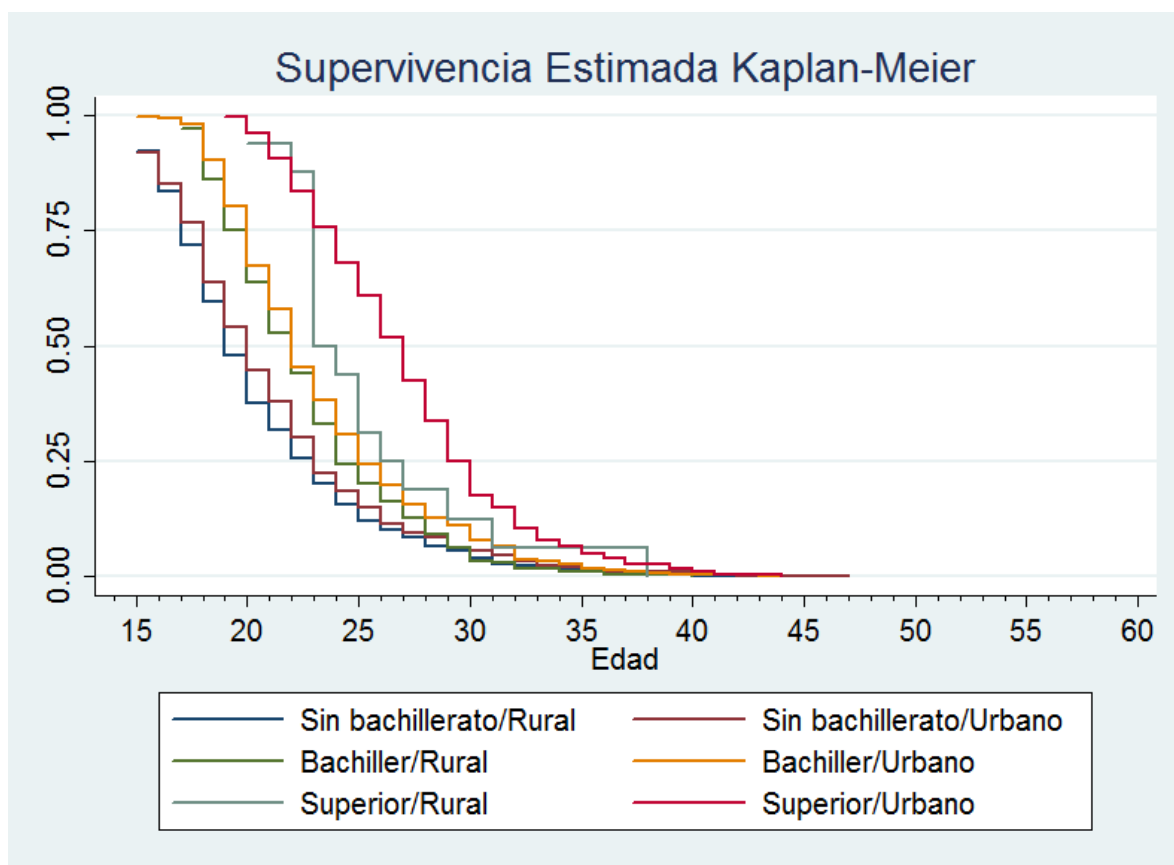
Fuente: Elaboración propia a partir de ELCA 2010.

La función de supervivencia por niveles educativos de las mujeres, en el Gráfico 3, muestra una historia un poco diferente. A medida que las mujeres se educan más, deciden posponer las uniones conyugales sin importar la zona de residencia. En este sentido, la mayor edad de entrada al matrimonio de las mujeres residentes en las zonas urbanas que se

observa en el Gráfico 1 está muy relacionado con que tienen acceso a mayores niveles educativos.

A mayor nivel educativo mayor edad de finalización de la soltería. El 50% mujeres con educación superior continúa soltera después de los 25 años. Mientras que a esa edad sólo permanecen solteras el 25% de las que alcanzan solamente el bachillerato. En contraste, las mujeres con niveles educativos menores a secundaria tienen una probabilidad del 50% de unirse antes de cumplir 21 años de edad.

**Gráfico 3: Funciones de Supervivencia de Mujeres por Niveles Educativos y Zona de Residencia a los 14 años.**



Fuente: Elaboración propia a partir de ELCA 2010.

A medida que las mujeres que alcanzan mayores niveles educativos se observa que retrasan el matrimonio, posiblemente debido al tiempo necesario para terminar sus estudios. Una vez se completa la escolaridad, se da por terminada la transición hacia las

características definitivas que explican su “valor” en el mercado matrimonial y concretan las uniones.

#### **4.1.3 Recursos Familiares**

El Gráfico 4 muestra las funciones de supervivencia para hombres por el nivel educativo alcanzado por su padre y madre. A los 25 años, el 50% de los hombres cuyo padre no alcanzó el nivel de educación superior ya se ha casado (línea azul), mientras que el 50% de los hombres con padres más educados esperan tres años más; hasta alrededor de los 28 años (línea roja). Una posible explicación es que los ingresos del hogar están más relacionados con la educación del padre quien probablemente es quien participa en el mercado laboral. Sin embargo, a partir de los 28 años, quienes tienen ambos padres con educación superior, sólo el 25% permanece soltero a los 30 años de edad.

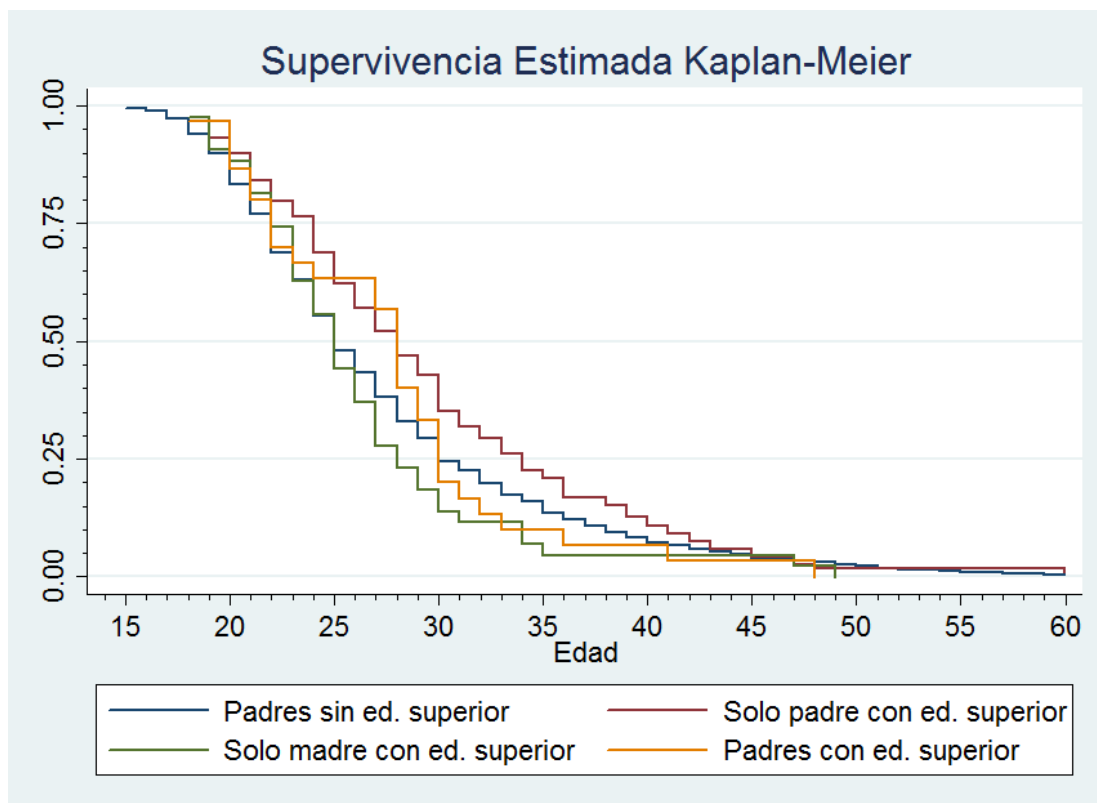
Este resultado es consistente con los de Parrado (2002) en el sentido que existe una relación entre los atributos individuales y la incertidumbre acerca del desarrollo profesional más favorable. Los hombres con mayores recursos familiares (i.e. padre y madre con educación universitaria) pueden desarrollar mayores niveles de educación y tener una transición más rápida hacia mayores ingresos que facilitan la formación de uniones. Los hombres con los hogares más educados ven mejoradas tanto sus expectativas como sus oportunidades matrimoniales en comparación con los demás. A la edad de entrada al mercado matrimonial, la disponibilidad de recursos familiares disminuye los costos intertemporales de búsqueda; después, a medida que se da el proceso de transición educativa y laboral se acelera el proceso de encontrar parejas potenciales deseables.

Los hombres con padres educados, pero con madres sin educación superior tienen la soltería más larga. El 25% de ellos no ha logrado conseguir una pareja aceptable hasta los 35 años de edad. Este resultado es explicado porque, por un lado estos hombres tienen incentivos a postergar la unión conyugal en búsqueda de parejas más educadas. Sin embargo, los hombres hijos de padre y madre con educación universitaria tienen más recursos familiares y menos incertidumbre acerca de sus condiciones definitivas en comparación con éste grupo, lo cual les permite conformar uniones en menor tiempo. En tal sentido, mayor incertidumbre promueve una transición más larga hacia sus características

definitivas lo que los deja con un número reducido de parejas disponibles haciendo más costosa la búsqueda de pareja.

El 50% de los hombres cuyo padre no llegó a tener educación superior se casa después de los 25 años. De ellos, los que la madre tiene educación superior consiguen pareja en menor tiempo que quienes ninguno de sus padres alcanzó el nivel superior de educación. Para estos, posponer la elección de pareja implica dificultades posteriores en encontrar pareja.

**Gráfico 4: Funciones de Supervivencia de Hombres por Nivel de Educación de los Padres.**



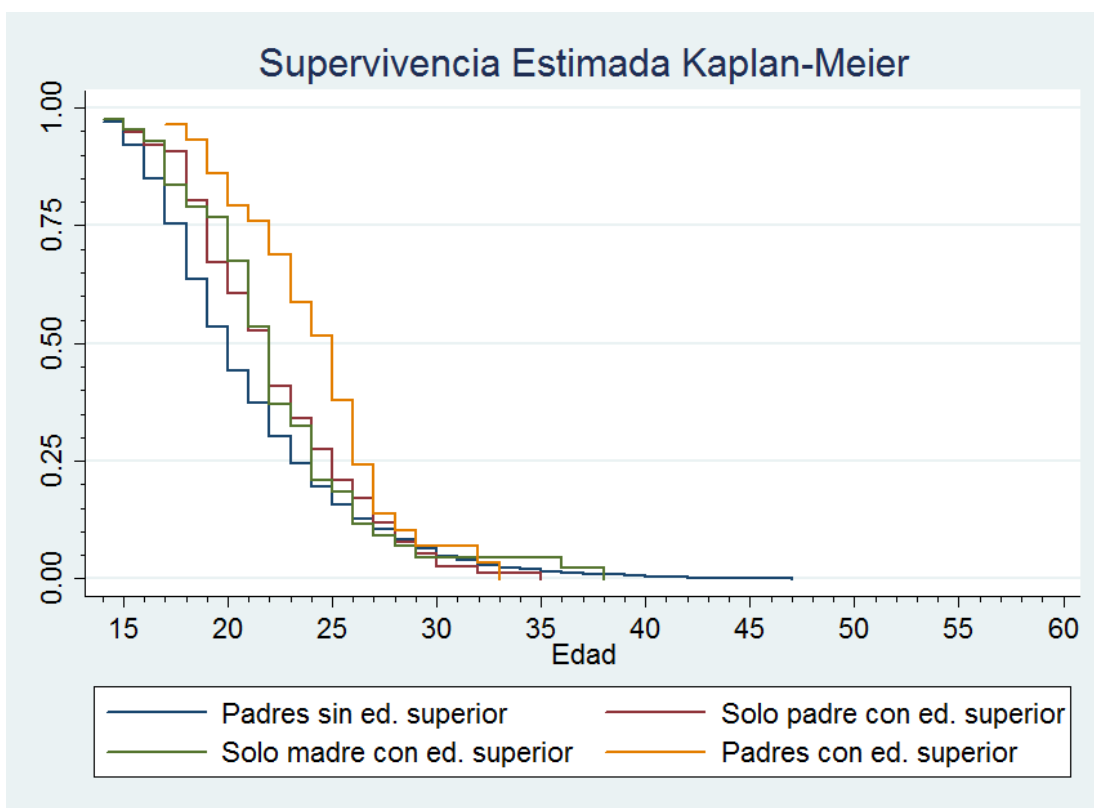
Fuente: Elaboración propia a partir de ELCA 2010.

Hasta antes de los 27 años de edad (Gráfico 5), las mujeres con padre y madre que alcanzaron el nivel de educación superior son las que más posponen el matrimonio. A esa edad, alrededor del 15% de las mujeres permanece sin unirse. Sin embargo, antes de los 35 años todas las mujeres cuyo padre tiene educación superior se han casado mientras que las



mujeres que el padre no tiene educación superior siguen sin casarse a edades cercanas a los 40 años. Las mujeres que más dificultades encuentran para conseguir pareja son quienes ninguno de sus padres alcanzó niveles de educación superiores y no se han casado a corta edad. Esto se observa porque su función de supervivencia (línea azul) se ubica por debajo de las de los otros grupos a medida que aumentan los años de soltería.

**Gráfico 5: Funciones de Supervivencia de Mujeres por Nivel de Educación de los Padres.**



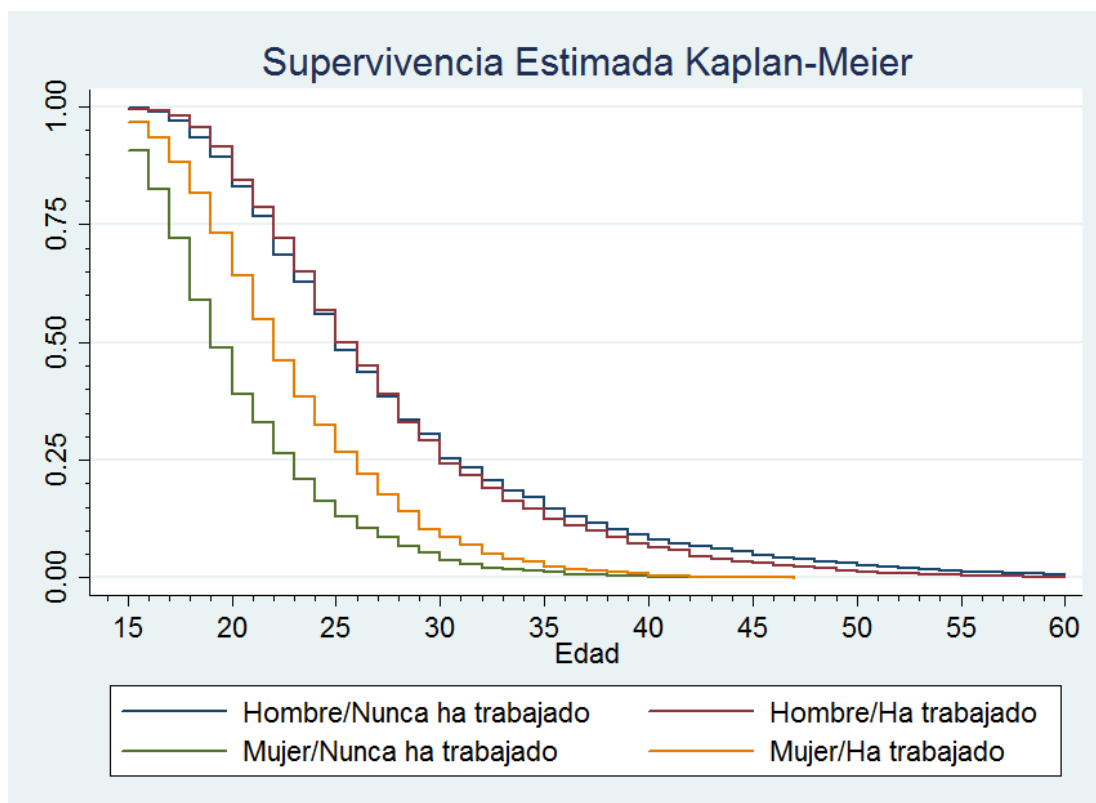
Fuente: Elaboración propia a partir de ELCA 2010.

Este comportamiento es coherente con los modelos de búsqueda. En presencia de emparejamiento selectivo. Más recursos implica un mayor tiempo de búsqueda porque la *calidad* de las parejas potenciales aumenta a medida que estas mujeres usan los recursos familiares para acumular más capital humano y realizar la transición a su rol económico adulto. También porque la búsqueda puede resultar menos costosa para las mujeres con mayores recursos familiares.

#### 4.1.4 Participación Laboral

La participación laboral antes de finalizar la soltería sólo se tuvo disponible para las zonas urbanas. Mientras la participación laboral masculina no tiene mayor influencia en la duración de la soltería, las mujeres que han participado en el mercado laboral posponen el matrimonio comparadas con las mujeres que nunca han trabajado.

**Gráfico 6: Funciones de Supervivencia por Participación Laboral y Sexo.**



Fuente: Elaboración propia a partir de ELCA 2010.

#### 4.2 Resultados del Modelo de Tiempo de Fallo Acelerado (AFT) Distribuido Log-Logístico

Se modela la duración de la búsqueda marital de hombres y mujeres colombianos ajustando modelos de tiempo de fallo acelerado distribuido log-logístico. La variable dependiente es el logaritmo de la edad de la primera unión conyugal (matrimonio o unión de hecho). Las estimaciones se realizan para hombres o mujeres entre 14 y 40 años de edad

residentes en zonas urbanas<sup>6</sup> y se incluyen efectos fijos para 21 departamentos donde vivía la persona a los 14 años.

Los resultados de las estimaciones se encuentran en el Cuadro 1. Para hombres y mujeres, la educación del padre aumenta el tiempo de búsqueda. Los hombres y mujeres que cuyo padre tuvo algún año de educación superior retrasan las uniones un 10,3% y 7,2%, respectivamente. En los hombres, la educación superior de la madre no tiene un efecto significativo en el retraso de las uniones; para las mujeres es de 7,5%. Por otro lado, vivir solo a los 14 años de edad<sup>7</sup> reduce el tiempo que los hombres duran solteros en un 5,2% mientras que el efecto se triplica para las mujeres quienes apresuran las uniones un 17,9%. Para las mujeres, vivir con personas diferentes a los padres a los 14 adelanta el matrimonio un 6,1% mientras que para los hombres el efecto no es significativo.

Para hombres y mujeres, una unidad porcentual adicional de participación laboral femenina en relación a la masculina (en el país, cuando el individuo tenía 14 años de edad) disminuye la duración de la soltería en 1,2% para los hombres y 1,6% para las mujeres. Los hombres acortan su soltería 0,7% por cada unidad porcentual adicional en que se incrementa el salario (promedio en el país, cuando el individuo tenía 14 años de edad) de las mujeres con respecto al de los hombres. Sin embargo, para las mujeres el efecto no es significativo. La proporción de sexos en el departamento de residencia que había cuando el individuo tenía 14 años de edad no tiene influencia sobre el tiempo de búsqueda de pareja. En términos generales, puede decirse que tanto incremento en la participación laboral de las mujeres en relación a los hombres, como su mejora relativa en salarios incentiva las uniones maritales.

---

<sup>6</sup> En los anexos 1 y 2 se presentan las regresiones que incluyen controles por cohortes de edad a fin de verificar la robustez de los resultados y verificar si ha habido cambios en los patrones entre diferentes cohortes de edad. Las diferencias no son significativas, sino solamente para la cohorte de menor edad que es la que presenta mayor cantidad de datos censurados (Ver anexo 1). Al excluir esta cohorte, en el Anexo 2 se observa que no hay diferencias significativas entre las cohortes y que los parámetros estimados son bastante similares.

<sup>7</sup> El porcentaje de personas que vivieron solas a los 14 años de edad es el 2,04% de los hombres y el 1% de las mujeres. A su vez el porcentaje que vivió a los 14 años de edad con personas distintas a los padres es 8,23% de los hombres y 10,02% de las mujeres.

Una vez hombres y mujeres finalizan los estudios o consiguen su primer trabajo, la edad a la que finalmente se casan aumentará por cada año adicional de soltería<sup>8</sup>. Para los hombres un año adicional de soltería después de terminar los estudios incrementa 1,1% el tiempo en que permanecerán solteros durante toda su vida, para las mujeres el incremento es del 1,6%. De manera similar sucede una vez comienza la vida laboral. Por cada año adicional de soltería después de comenzar a trabajar, la edad del primer matrimonio aumenta 1% para los hombres y 1,7% para las mujeres<sup>9</sup>. Una vez definidos las características de los roles económicos de hombres y mujeres, el tiempo que permanecen solteros implica un costo de oportunidad en términos de parejas potenciales que concretan sus uniones y no quedan disponibles, por lo que cada vez debe invertirse más tiempo para encontrar parejas solteras.

La participación laboral femenina les permite postergar las uniones y, a medida que los salarios iniciales son mayores, la postergación es mayor. Comparadas con quienes no participan del mercado laboral, las mujeres que comienzan su vida laboral ganando el salario mínimo legal postergan las uniones maritales un 7,3% y las que ganan más del salario mínimo alrededor de un 10,2% más que quienes no trabajaban antes de su primera unión<sup>10</sup>. La edad de entrada a las uniones conyugales de los hombres que inician su vida laboral ganando menos del salario mínimo legal es 6% menor que quienes aún no trabajan.

Los efectos de los salarios iniciales sobre la duración de la soltería pueden no ser del todo causales. Si estar unido tiene efectos sobre la riqueza, los hombres y mujeres casados que no están en el mercado laboral podrían tener incentivos a entrar al mercado laboral después de casados. Por otro lado, esta variable también tiene cierto nivel de endogeneidad derivado del hecho de que al momento en que se determina la variable dependiente, esta variable también se está afectando para la parte de la población que no ha empezado a trabajar.

---

<sup>8</sup> El 10,09% de los hombres y el 14,89% de las mujeres continuaron estudiando después de haberse unido. Para estos, al valor de la variable se le asignó el valor de 0.

<sup>9</sup> Mientras solamente el 2,3% de los hombres comienzan a trabajar después de unirse, el 9,8% de las mujeres empiezan su vida laboral después de haberse unido. Para estos individuos la variable se codificó con el valor de 0.

<sup>10</sup> El porcentaje de individuos que no trabajaron antes de su primera unión es el 2,51% de los hombres y el 10,12% de las mujeres.

La educación y la participación laboral aumentan el poder de negociación de la mujer, en este sentido, las mujeres casadas o con alta probabilidad a casarse tienen incentivos adicionales a los del mercado laboral a educarse y participar en el mercado laboral relacionados con el mercado matrimonial. En tal caso, no se pueden hacer inferencias causales acerca de la relación entre el mercado laboral, el capital humano y la duración de la soltería entre quienes tienen variables no observadas que inciden sobre la utilidad de tener educación y entrar en el mercado laboral después de haberse casado.

Finalmente, el parámetro Gamma, que se refiere a la forma de la distribución log-logística, indica que la probabilidad de casarse comienza siendo creciente a edades tempranas y posteriormente se hace decreciente. Al 1% de significancia este parámetro es menor que 1. Este resultado tiene implicaciones para este estudio porque implica que la probabilidad instantánea de formar una unión decrece después de cierta edad, por lo que los individuos que posponen la unión más allá de cierta edad tienen cada vez menos probabilidades de conseguir pareja. A continuación, se utiliza el modelo estimado para predecir la probabilidad de cambiar de estado soltero a casado o en unión de hecho a cada edad y se muestran varios perfiles de duración que ilustran el comportamiento de la función de riesgo.

## Cuadro 1. Modelo AFT Estimado Mediante Regresión Log-Logística.

<b>Variable Dependiente: Logaritmo de la Edad de la Primera Unión Marital</b>	Hombres	Mujeres
<b>Status socioeconómico y recursos familiares</b>		
(Ref. Sin años de educación superior)		
Educación superior padre	0,103** (0,020)	0,072** (0,022)
Educación superior madre	-0,035 (0,037)	0,075** (0,028)
(Ref. Vivía con alguno de sus padres)		
Personas diferentes	-0,025 (0,017)	-0,061** (0,020)
Vivia solo	-0,052+ (0,031)	-0,179** (0,058)
<b>Características de los mercados laborales/matrimoniales a los 14 años</b>		
Proporción de sexos	0,108 (0,152)	-0,286 (0,199)
Participación Laboral Mujeres	-0,012** (0,004)	-0,016** (0,005)
Brecha Salarial	-0,007** (0,002)	-0,000 (0,003)
<b>Indicadores de transición individual a la adultez</b>		
Años desde que dejó/terminó estudios	0,011** (0,001)	0,016** (0,002)
Años desde que trabajó por primera vez	0,010** (0,001)	0,017** (0,002)
Salario Inicial (Ref. No había trabajado antes de su primera unión)		
Menos del mínimo	-0,060** (0,012)	-0,004 (0,017)
El mínimo	-0,016 (0,013)	0,073** (0,015)
Más del mínimo	0,017 (0,019)	0,102** (0,029)
Constante	3,986** (0,155)	3,879** (0,225)
<b>Log(Gamma)</b>	-2,642** (0,027)	-2,522** (0,032)
Observaciones	860	818

La estimación incluyó efectos fijos por dpto. de residencia a los 14 años.

Errores estándar robustos entre paréntesis

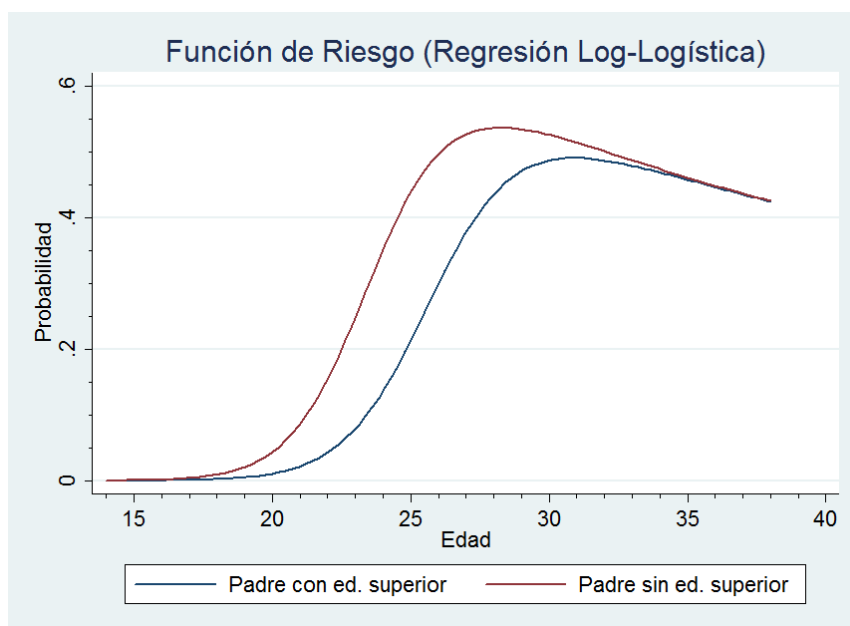
\*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1

Fuente: Cálculos propios con base en ELCA 2010 y DNP.

### 4.2.1 Perfiles de duración

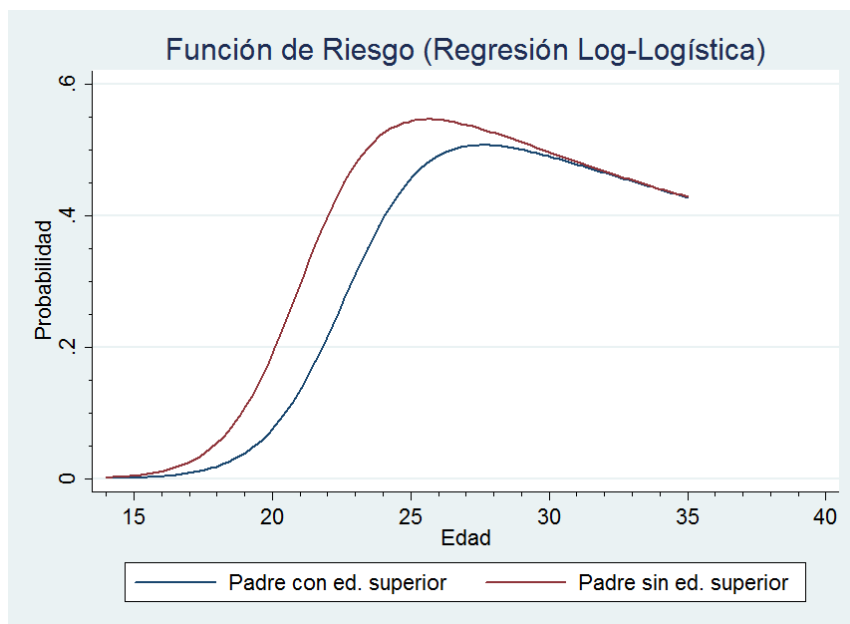
A partir de los parámetros estimados se predice la probabilidad de finalizar la soltería para hombres y mujeres, dados valores específicos de variables explicativas y manteniendo las otras variables en sus valores promedio. En cada uno se muestra que, después de cierta edad, la probabilidad de unirse es cada vez menor y que las personas en mejores condiciones pueden prologar la soltería por más tiempo y que su probabilidad de unirse, aunque es menor, decae más lentamente que para las personas en peores condiciones.

**Gráfico 7. Probabilidad Estimada de los Hombres de Finalizar la Soltería por Nivel Educativo Alcanzado por el Padre.**



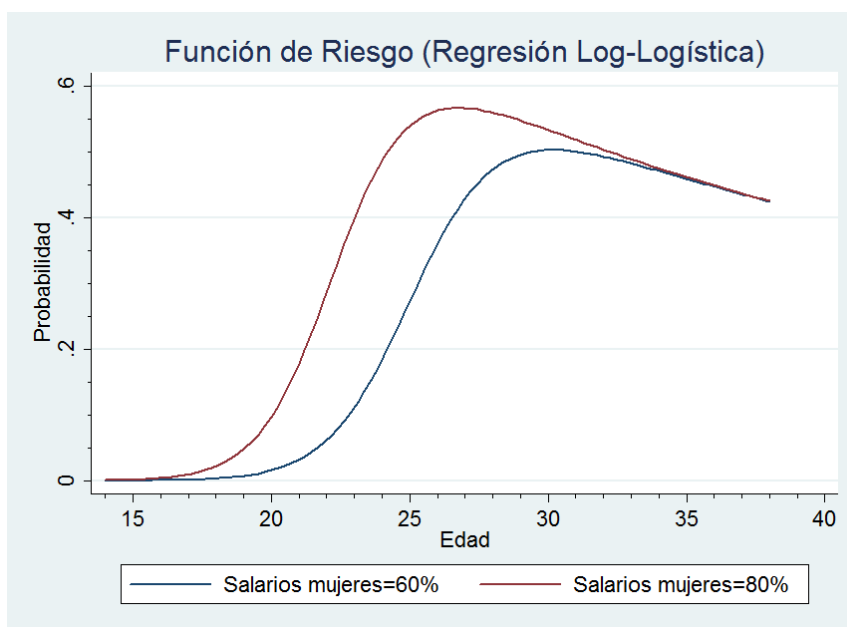
Fuente: Elaboración propia a partir de ELCA 2010 y DNP.

**Grafico 8. Probabilidad Estimada para las Mujeres de Finalizar la Soltería por Nivel Educativo Alcanzado por el Padre.**



Fuente: Elaboración propia a partir de ELCA 2010 y DNP.

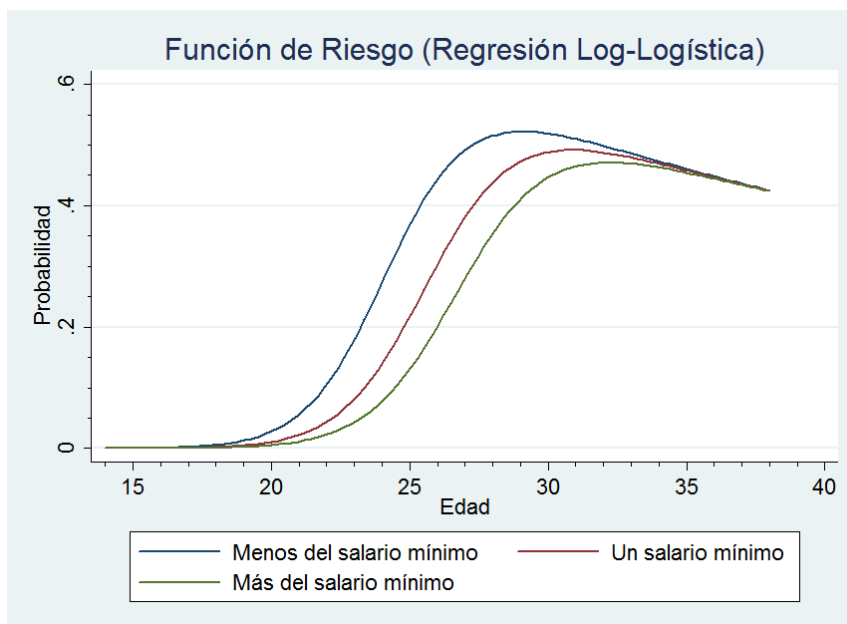
**Grafico 9. Probabilidad Estimada de los Hombres de Finalizar la Soltería por Nivel de Salarios Relativos de Mujeres vs. Hombres.**



Fuente: Elaboración propia a partir de ELCA 2010 y DNP.

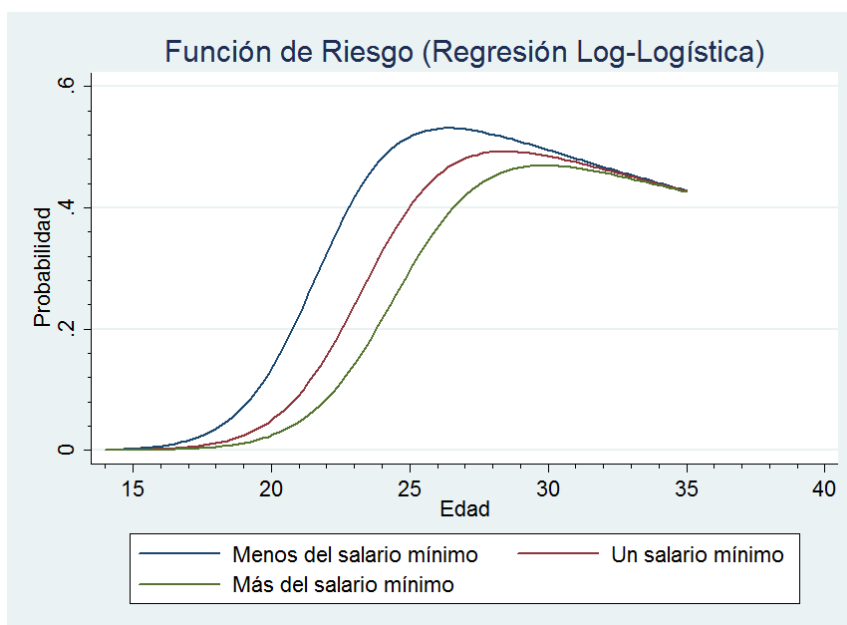


**Grafico 10. Probabilidad Estimada de los Hombres de Finalizar la Soltería por Nivel Salarios de Entrada al Mercado Laboral.**



Fuente: Elaboración propia a partir de ELCA 2010 y DNP.

**Gráfico 11. Probabilidad Estimada de las Mujeres de Finalizar la Soltería por Nivel Salarios de Entrada al Mercado Laboral.**



Fuente: Elaboración propia a partir de ELCA 2010 y DNP.

## 5 Conclusiones

Como predicen las teorías económicas del matrimonio, los colombianos deciden emparejarse selectivamente. Este hecho se constata en la medida en que los individuos con mayores recursos familiares y en entornos familiares que favorecen la acumulación de capital humano se toman más tiempo para buscar pareja. Sin embargo, la evidencia descriptiva y el comportamiento de la tasa de riesgo estimada sugieren que, una vez finalizada la transición hacia los niveles definitivos de educación y la entrada al mercado laboral, rápidamente los individuos se emparejan. Es de resaltar que la estructura familiar a los 14 años de edad afecta sustancialmente más a las mujeres que a los hombres.

La duración de la soltería y la probabilidad de unirse conyugalmente en los hombres y mujeres colombianos depende de características del entorno familiar que reducen la incertidumbre acerca de las perspectivas, ya sean favorables o desfavorables, de su posterior estatus económico. Por otra parte, la probabilidad de unirse, a determinada edad, para las mujeres colombianas está determinada por la mejora de su estatus económico que incentiva a los hombres a unirse con ellas porque el ingreso femenino adicional permite tener hogares más ricos en menor tiempo. En este orden de ideas, el ingreso y la participación laboral femenina complementan, en lugar de sustituir, los de sus parejas e incentivan la conformación de familias.

Como predicen los modelos de búsqueda, las personas con mayor acceso a la educación, hombres y mujeres, posponen el matrimonio pero no necesariamente porque los incentivos a formar pareja disminuyan. En realidad, a medida que los individuos superan la transición hacia sus roles económicos adultos, la velocidad a la que abandonan el estado de soltería permite que, en unos años, la población en su totalidad tenga algún tipo de unión mientras que los de menores recursos y menos educados tienen un largo período de soltería hasta avanzadas edades.

Los individuos con menores recursos familiares, niveles de educación y menores salarios de entrada se unen, ya sea en matrimonio o unión de hecho, a menor edad porque su transición a los niveles definitivos de estas características es más corta. De hecho, a medida que pasa el tiempo, sus posibilidades de conseguir pareja son menores que las de las personas más ricas. En consecuencia, el comportamiento matrimonial que muchas

veces, se argumenta como causa de menor riqueza familiar en el futuro, puede ser resultado precisamente de criarse en hogares con pocos recursos en donde el comportamiento óptimo de los individuos surge de elegir entre emparejarse a edades tempranas o enfrentarse a grandes dificultades para formar una familia después. Por otro lado, si quienes se unen a menor edad tienen una mayor fertilidad, entonces estos hogares no sólo tienen mayor número de hijos sino que poseen menos recursos para invertir en ellos.

Debido a las restricciones de los datos, este estudio no permite obtener resultados sobre las personas cuya primera unión finalizó antes de ser encuestadas debido a que no es posible establecer la edad a la que comenzó dicha unión. Esta restricción afecta la inferencia de los resultados de este estudio en la medida que la muestra se encuentra condicionada en las características que aumentan la estabilidad de las uniones de pareja. Por lo tanto, la generalización de estas conclusiones es limitada. En la medida que la estabilidad de los matrimonios se encuentre relacionada con mayores ganancias de encontrarse en pareja, los efectos de las variables explicativas podrían estar sobreestimando o subestimando los de toda la población y representar solamente los efectos de las variables explicativas sobre quienes tienen uniones con menores probabilidades de romperse.

A su vez, sería de interés, para estudios posteriores, verificar los resultados para una muestra de individuos en las zonas rurales con el objetivo de contrastar las posibles diferencias en la magnitud y significancia por zonas. Finalmente, la interacción y la retroalimentación entre las decisiones educativas, de participación laboral y de estatus matrimonial han sido poco exploradas. En esta medida, en trabajos posteriores se podrán establecer relaciones causales entre la educación, los salarios y la decisión de establecer un hogar.

## 6 Bibliografía

- Amador, D., Bernal, R., & Peña, X. (2013). *The Rise in Female Participation in Colombia: Fertility, Marital Status or Education*. Bogotá: CEDE.
- Angrist, J. (2002). How Do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Markets? Evidence from America's Second Generation. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(3), 997-1038.
- Becker, G. (1973). A Theory of Marriage. *Journal of Political Economy*, 813-846.
- Becker, G. (1991). *A Treatise on the Family*. London: Harvard University Press.
- Becker, G., Landes, E., & Michael, R. (1977). An Economic Analysis of marital Instability. *Journal of Political Economy*, 85(5), 1141-1187.
- Blossfeld, H.-P., & Huinik, J. (1991). Human Capital Investments or Norms of Role Transition? How Women's Schooling and Career Affect the Process of Family Formation. *American Journal of Sociology*, 97(1), 143-168.
- Boulier, B. L., & Rosenzweig, M. R. (1984). Schooling, Search, and Spouse Selection: Testing Economic Theories of Marriage and Household. *Journal of Political Economy*, 92(4), 712-732.
- Bracher, M., & Santow, G. (1998). Economic Independence and Union Formation in Sweden. *Population Studies*, 52(3), 275-294.
- Fafchamps, M., & Quisumbing, A. R. (2007). Household Formation and Marriage Markets in Rural Areas. En T. P. Schultz, & J. Strauss, *Handbook of Development Economics* (Primera ed., Vol. IV, págs. 3187-3247). Elsevier.
- Goldstein, J. R., & Kenney, K. T. (2001). Marriage Delayed or Marriage Forgone? New Cohort Forecasts of First Marriage for U.S. Women. *American Sociological Review*, 66(4), 506-519.

- Jordán Quintero, M. V. (2006). *¿Quién con Quién?, Movilidad Social y Unión Semejante, Evidencia para el Caso Colombiano*. Universidad de los Andes, Facultad de Economía. Bogotá: CEDE.
- Lehrer, E. (2006). *Age at Marriage and Marital Instability*. Discussion Paper, Institute for the Study of Labor.
- Lewis, S. K., & Oppenheimer, V. K. (2000). Educational Assortative Mating across Marriage Markets: Non-Hispanic Whites in the United States. *Demography*, 37(1), 29-40.
- Manda, S., & Meyer, R. (2005). Age at First Marriage in Malawi: A Bayesian Multilevel Analysis Using a Discrete Time-to-Event Model. *Journal of the Royal Statistical Society*, 168(2), 439-455.
- Montgomery, M., & Trussell, J. (1986). Models of Marital Status and Childbearing. En O. C. Ashenfelter, & R. Layard, *Handbook of Labor Economics* (Primera ed., Vol. I, págs. 201-271). Elsevier.
- Nobles, J., & Buttenheim, A. (2008). Marriage and Socioeconomic Change in Contemporary Indonesia. *Journal of Marriage and Family*, 904-918.
- Ono, H. (2003). Women's Economic Standing, Marriage Timing, and Cross-National Contexts of Gender. *Journal of Marriage and Family*, 65(2), 275-286.
- Oppenheimer, V. K. (1988). A Theory of Marriage Timing. *American Journal of Sociology*, 94(3), 563-591.
- Oppenheimer, V. K. (1997). Women's Employment and the Gain to Marriage: The Specialization and Trading Model. *Annual Review of Sociology*, 23, 431-453.
- Parrado, E. A., & Zenteno, R. M. (2002). Gender Differences in Union Formation in Mexico: Evidence from Marital Search Models. *Journal of Marriage and Family*, 64(3), 756-773.

- Peña, X. (2006). Assortative Matching and the Education Gap. *Borradores de Economía*, 427.
- Peña, X., Cárdenas, J., Ñopo, H., Castañeda, J., Muñoz, S., & Uribe, C. (2013). *Mujer y Movilidad Social*. Bogotá: Series Documentos CEDE.
- Piñeros, L. A. (2009). Las uniones maritales, los diferenciales salariales y la brecha educativa en Colombia. *Desarrollo y sociedad*(64), 55-84.
- Quisumbing, A. R., & Hallman, K. (2003). *Marriage in Transition: Evidence on Age, Education, and Assets from Six Developing Countries*. Policy Research Division Working Paper No. 183, Population Council, Policy Research Division, New York.
- Santow, G., & Bracher, M. (1994). Change and Continuity in the Formation of First Marital Unions in Australia. *Population Studies*, 48(3), 475-496.
- Shemyakina, O. (2011). *The Marriage Market and Tajik Armed Conflict*. Georgia Institute of Technology, School of Economics, Atlanta.
- Tenjo, J., Misas, M., Contreras, A., & Gaviria Jaramillo, A. (2012). *Modelos de Duración del Desempleo en Colombia*. Pontificia Universidad Javeriana, Bogotá D.C.

## Anexo 1. Regresión Log-Logística Incluyendo Variables Dicótomas de Cohortes de Edad.

	Hombres	Mujeres
<b>Status socioeconómico y recursos familiares</b>		
Educación superior padre	0,100** (0,022)	0,067** (0,022)
Educación superior madre	-0,038 (0,038)	0,064** (0,024)
(Ref. Vivía con alguno de sus padres)		
Personas diferentes	-0,023 (0,016)	-0,062** (0,021)
Vivia solo	-0,048 (0,036)	-0,167** (0,059)
<b>Características de los mercados laborales/matrimoniales a los 14 años</b>		
Proporción de sexos	-0,012 (0,156)	-0,260 (0,220)
Participación Laboral Mujeres	0,003 (0,007)	-0,020* (0,008)
Brecha Salarial	-0,008** (0,002)	0,003 (0,003)
<b>Indicadores de transición individual a la adultez</b>		
Años desde que dejó/terminó estudios	0,010** (0,001)	0,013** (0,002)
Años desde que trabajó por primera vez	0,010** (0,001)	0,016** (0,002)
Salario Inicial (Ref. Nunca ha trabajado)		
Menos del mínimo	-0,050** (0,012)	-0,001 (0,017)
El mínimo	-0,008 (0,013)	0,073** (0,015)
Más del mínimo	0,010 (0,019)	0,100** (0,028)
edad<20	-0,146** (0,048)	-0,009 (0,055)
20<edad<25	-0,050 (0,041)	0,033 (0,050)
25<edad<30	0,005 (0,023)	0,020 (0,029)
30<edad<35	-0,013 (0,018)	0,011 (0,020)
Constante	3,488** (0,274)	3,782** (0,355)
<b>Log(Gamma)</b>	-2,743** (0,029)	-2,579** (0,032)
Observaciones	757	778

La estimación incluyó efectos fijos por dpto. de residencia a los 14 años.

Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1

Fuente: Cálculos propios con base en ELCA 2010 y DNP.

## Anexo 2. Regresión Log-Logística Incluyendo Variables Dicótomas de Cohortes de Edad y Excluyendo la Cohorte de Menores de 20 años.

**Variable Dependiente: Logaritmo de la Edad de la Primera Unión Marital**

	Hombres	Mujeres
<b>Status socioeconómico y recursos familiares</b>		
(Ref. Sin años de educación superior)		
Educación superior padre	0,100** (0,024)	0,074** (0,023)
Educación superior madre	-0,037 (0,041)	0,062* (0,024)
(Ref. Vivía con alguno de sus padres)		
Personas diferentes	-0,022 (0,016)	-0,069** (0,022)
Vivia solo	-0,048 (0,037)	-0,188** (0,067)
<b>Características de los mercados laborales/matrimoniales a los 14 años</b>		
Proporción de sexos	-0,002 (0,164)	-0,175 (0,247)
Participación Laboral Mujeres	0,003 (0,008)	-0,021* (0,008)
Brecha Salarial	-0,007** (0,002)	0,003 (0,003)
<b>Indicadores de transición individual a la adultez</b>		
Años desde que dejó/terminó estudios	0,009** (0,001)	0,013** (0,002)
Años desde que trabajó por primera vez	0,010** (0,001)	0,016** (0,003)
Salario Inicial (Ref. Nunca ha trabajado)		
Menos del mínimo	-0,049** (0,013)	0,005 (0,018)
El mínimo	-0,006 (0,013)	0,076** (0,016)
Más del mínimo	0,011 (0,019)	0,103** (0,028)
20<edad<25	-0,048 (0,041)	0,040 (0,050)
25<edad<30	0,006 (0,024)	0,025 (0,029)
30<edad<35	-0,013 (0,018)	0,011 (0,020)
Constante	3,486** (0,279)	3,712** (0,376)
<b>Log(Gamma)</b>	-2,834** (0,037)	-2,558** (0,033)
Observaciones	740	713

La estimación incluyó efectos fijos por dpto. de residencia a los 14 años.

Errores estándar robustos entre paréntesis. \*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1

Fuente: Cálculos propios con base en ELCA 2010 y DNP.



