



DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA

SDT 250

**UN ANÁLISIS EMPÍRICO DE LOS  
DETERMINANTES  
SOCIOECONÓMICOS DE LA  
DISOLUCIÓN MATRIMONIAL EN  
CHILE**

**Autores:** Claudia  
Sanhueza, David Bravo y  
Sandra Quijada.

Santiago, Jul. 2007

**Serie Documentos de Trabajo**  
**N 250**

**Un Análisis Empírico de los Determinantes  
Socioeconómicos de la Disolución Matrimonial en Chile**

Claudia Sanhueza

David Bravo

Sandra Quijada

Departamento de Economía  
Universidad de Chile

**Resumen**

Mediante la estimación de un modelo de probabilidad paramétrico y uno semi-paramétrico de Klein y Spady (1993) este trabajo investiga los determinantes socioeconómicos de la probabilidad de disolución matrimonial en Chile. La separación es una decisión de individuos racionales que se determina endógenamente por una serie de variables socioeconómicas que resumen cambios inesperados y adquisición de bienes colectivos exclusivos al matrimonio (Becker, 1981). Para estimar el efecto de estos factores sobre la disolución matrimonial se usan los datos provenientes de la Encuesta de Protección Social 2002. Variable de bienes colectivos exclusivos al matrimonio son el número de hijos, la educación del individuo, edad a la que se caso, y los cambios inesperados son desvíos de la capacidad esperada de generar ingresos al inicio del matrimonio e hijos fuera del matrimonio. Los resultados indican que las variables tales como capacidad de ingreso, si el cónyuge trabaja y el número de hijos disminuyen la probabilidad de separarse, mientras variables como hijos fuera del matrimonio y educación la aumentan.

**Palabras Claves:**

Disolución matrimonial, bienes colectivos.

# Un Análisis Empírico de los Determinantes Socioeconómicos de la Disolución Matrimonial en Chile

Sandra Quijada\*  
Claudia Sanhueza<sup>φ</sup>  
David Bravo<sup>γ</sup>

Departamento de Economía  
Universidad de Chile

Julio 3, 2007

## *Abstract*

Mediante la estimación de un modelo de probabilidad paramétrico y uno semi-paramétrico de Klein y Spady (1993) este trabajo investiga los determinantes socioeconómicos de la probabilidad de disolución matrimonial en Chile. La separación es una decisión de individuos racionales que se determina endógenamente por una serie de variables socioeconómicas que resumen cambios inesperados y adquisición de bienes colectivos exclusivos al matrimonio (Becker, 1981). Para estimar el efecto de estos factores sobre la disolución matrimonial se usan los datos provenientes de la Encuesta de Protección Social 2002. Variable de bienes colectivos exclusivos al matrimonio son el número de hijos, la educación del individuo, edad a la que se caso, y los cambios inesperados son desvíos de la capacidad esperada de generar ingresos al inicio del matrimonio e hijos fuera del matrimonio. Los resultados indican que las variables tales como capacidad de ingreso, si el cónyuge trabaja y el número de hijos disminuyen la probabilidad de separarse, mientras variables como hijos fuera del matrimonio y educación la aumentan.

## **1. Introducción**

La estructura de la familia ha cambiado drásticamente en los últimos años en Chile. Las últimas estadísticas del INE indican que las nulidades matrimoniales han aumentado un 100% en comparación al año 1980<sup>1</sup>. Es más, el 50% de los matrimonios termina en separación. Estos datos, nos indican que las personas se están separando casi tres veces

---

\* squijada@econ.uchile.cl

<sup>φ</sup> csanhueza@econ.uchile.cl

<sup>γ</sup> dbravo@econ.uchile.cl

<sup>1</sup> Pasaron de 36 por cada mil matrimonios en 1980 a 85 por cada mil en 1998.

más que hace 18 años atrás. Adicionalmente, diversos autores indican que a comienzos de la década del 60 un 15% de los niños nacía fuera del matrimonio y en el año 2002 esta cifra era más del 50%<sup>2</sup>. Estos cambios tienen importancia en términos de políticas públicas en cuanto implican efectos económicos, sociales y de calidad de vida de las familias y quienes forman parte de esta.

Por otra parte, diversos autores<sup>3</sup> han investigado las consecuencias de la disolución matrimonial y han encontrado que el status socioeconómico de la mujer y los niños se deteriora indudablemente después de la separación, y estos persisten hasta un nuevo matrimonio. Weiss y Willis (1985) muestran que los padres divorciados tienen incentivos a despreocuparse de sus hijos y no cumplir con los “court mandated child support”, ya que los niños se disfrutaban estando en cercanía de ellos. Por lo tanto, una vez que el padre está lejos pierde los incentivos a responsabilizarse por ellos y se comporta como un “free-rider”. Page y Huff (2002) indican también que esto tiene implicancias importantes para la política pública, ya que si la condición socioeconómica de los niños afecta el futuro éxito en la vida, hay una justificación para promover familias biparentales.

Desde la teoría económica, autores como Becker (1974) y Weiss (1997) han mostrado que tanto la decisión de matrimonio o la convivencia, como la separación, son decisiones tomadas por individuos racionales. Ambas decisiones son el resultado de un proceso de maximización de utilidad. Los individuos toman la opción que le produce mayor bienestar, en base a una serie de determinantes.

La evidencia empírica en torno al tema de la disolución matrimonial ha determinado efectivamente que temas como shocks inesperados en la capacidad de ingresos de los cónyuges afectan positivamente la probabilidad de separarse. Así como los hijos, quienes son bienes colectivos específicos al matrimonio, afectarían negativamente esta probabilidad. Apoyando la primera hipótesis autores como Becker (1977); Weiss y Willis (1996); Phillips y Griffiths (2002) y Manting y Loeve (2004) encuentran que cambios inesperados en la capacidad de ingreso afectan la probabilidad de separarse. Si se genera un aumento de ingresos por parte de la esposa el efecto sería positivo, pero si este aumento es generado por el marido la probabilidad de separarse disminuye.

White y Lillard (1991) han estudiado la relación de la fertilidad y la probabilidad de disolver el matrimonio. Estos autores encuentran que los hijos en edad preescolar disminuyen la probabilidad de separarse. Sin embargo, la decisión de fertilidad es endógena. Vuri (2001) realiza un estudio de variables instrumentales para corregir este problema y encuentra que la fertilidad tiene un efecto positivo sobre la probabilidad de separarse.

Tomando en cuenta los elementos utilizados en la literatura en relación a los costos y beneficios asociados a la vida en pareja. Se tiene que los costos económicos derivados de la decisión de separarse afecta negativamente el status socioeconómico de la familia, donde los más perjudicados son los hijos, por lo que es interesante estudiar cuál es el rol de esta variable en la determinación de los individuos de disolver un matrimonio. Como es lógico la decisión de separarse no sólo esta influenciada por el número de hijos

---

<sup>2</sup> Ver por ejemplo Larrañaga (2005).

<sup>3</sup> Ver por ejemplo Hoffman (1977), Duncan y Hoffman (1985), Hoffman y Duncan (1988), Bedard y Deschenes (2003), Manting y Bouman (2004), Burkhauser et. al. (1991) y Page y Huff (2002).

que tenga la pareja, sino también por otros factores tales como los siguientes: Edad a la que se casó el individuo, nivel de educación, shocks económicos, entre otros. Por lo tanto el argumento de política pública sobre los hijos unido a la existencia de una completa base de datos sobre historial marital, permite plantearse como objetivo de este trabajo, el estudiar los determinantes de la probabilidad de separarse o romper un matrimonio para el caso de Chile<sup>4</sup>.

La Encuesta de Protección Social (EPS) del año 2002, posee un módulo de historia individual y laboral de cada uno de los entrevistados. En el primero de estos módulos se registra valiosa información sobre la historia matrimonial del individuo y el segundo posee datos sobre la vida laboral (continuidad laboral, períodos de desempleo, etc.) de los individuos lo que permite investigar sobre este tema. Algunos datos nos indican que el 32%<sup>5</sup> de las personas que se casan o conviven por primera vez se separan, incluyendo a hombres y mujeres. Este hecho se lleva a cabo mayoritariamente en el tramo de edad de 19-24 años<sup>6</sup>.

Prácticamente nada se ha estudiado en torno a este tema en Chile. Sólo tenemos estudios del INE en su anuario de Demografía y Justicia y de los abogados en torno a las leyes que rigen el estado del matrimonio y la separación. Por la falta de estudios respecto al tema, el aumento significativo de las separaciones en Chile y las implicancias en términos de política pública, es importante dar un primer paso en la explicación empírica de por qué las personas se separan en Chile cada día con mayor frecuencia.

Los datos que entrega la EPS 2002 permiten realizar el primer análisis en torno a este tema y cumplir con el objetivo de esta investigación. Para esto, se tiene la mayor parte de los datos sobre los determinantes utilizados por Becker et al (1997) y Becker (1974), con el fin de comprobar su hipótesis sobre los signos y significancias de estos. En particular se cuenta con las siguientes variables: número de hijos, educación del individuo, edad a la que se caso, capacidad de generar ingresos, hijos fuera del matrimonio entre otras.

En cuanto a la composición de la muestra es importante señalar que a pesar que la EPS 2002 cuenta con un universo relativamente parejo entre hombres y mujeres, la muestra que se extrae en la estimación de la probabilidad de separarse tiene la particularidad de tener más hombres que mujeres, esto pues de alguna forma la encuesta refleja la participación femenina en el mercado laboral, que es menor que la de los hombres<sup>7</sup>. Esto pues una de las características del entrevistado era estar afiliado al sistema previsional y para eso debió pertenecer al mercado del trabajo formal en alguna oportunidad. La diferencia de hombres y mujeres en la muestra hará necesario realizar un análisis separado por sexo de los determinantes de la probabilidad de separarse.

Si bien la EPS 2002 permite realizar un avance en este campo de investigación, también tiene limitaciones, ya que en todas las estimaciones hechas en este trabajo se carece de datos sobre la pareja, contando solo con la información de si el individuo trabajaba o no

---

<sup>4</sup>Tanto para matrimonios como para convivencias ya que en ambos casos se involucran características de vida en común y familia, que las hacen semejantes.

<sup>5</sup>Esto porcentaje es sobre los individuos de la muestra que contestaron haber estado casados al menos por vez primera.

<sup>6</sup>Ver tabla 1 en el anexo.

<sup>7</sup>La participación femenina en el mercado laboral en Chile es 34.8% en el año 2002, según INE

al momento de casarse. Esta limitación puede empezar a ser resuelta con el posterior análisis de la EPS 2004, que cuenta con datos tales como la edad que tenía la pareja al momento de casarse.

Este paper estima la probabilidad de separarse en forma paramétrica con un modelo Probit (asumiendo que la distribución de los errores es normal) y semiparamétrica siguiendo el procedimiento de Klein y Spady (1993), el cual levanta el supuesto de normalidad. Se procede a una estimación semiparamétrica, ya que el test de normalidad de los errores del modelo Probit fue rechazado. Asumir que los errores son normales cuando no lo son, puede sesgar los parámetros y perder eficiencia. En la especificación de la probabilidad de separarse existen variables potencialmente endógenas por lo que se realizará el test de exógeneidad correspondiente a cada una de las variables. Adicionalmente, se realizan estimaciones para toda así como para hombres y mujeres por separado. Por otra parte, a pesar de que la variable número de hijos es estadísticamente exógena se utilizan como variables instrumentales para esta la composición de género de los dos primeros hijos.

Se encuentra que los determinantes de la probabilidad de disolver el matrimonio y que tienen un efecto positivo sobre la separación son: hijos fuera del matrimonio, educación, y duración promedio de la actividad laboral. Mientras que los determinantes que ejercen un efecto negativo sobre la probabilidad son: número de hijos, edad a la que se casó, duración del matrimonio, capacidad de generar ingreso esperada, si el entrevistado trabaja y si el cónyuge trabaja. Estos resultados coinciden con las hipótesis planteadas y encontradas por Becker (1977).

Este trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección 2, se realiza un análisis del marco teórico y empírico de la literatura existente. En la sección 3, se desarrolla el modelo a utilizar para la estimación de la probabilidad de separarse, con referencia a los distintos métodos a usar; además se describirán las variables que se incluyen en el modelo, dándole una sustentación teórica. Luego, en la sección 4, se realiza un análisis a la encuesta utilizada para esta investigación entregando estadística descriptiva relevante para la investigación. La sección 5 muestra el análisis de regresión exponiendo fortalezas y debilidades de la estimación, separando sus resultados por los métodos utilizados y, por último, en la sección 6 las conclusiones.

## **2. Revisión de la Literatura: Modelo Teórico**

En esta sección se revisará la literatura en la cual se enmarca esta investigación. Se revisa rápidamente el modelamiento del matrimonio y se exponen los modelos de Weiss(1997) y Becker(1981) para explicar las disoluciones matrimoniales. Además se realiza una revisión a la literatura empírica en torno al tema de las separaciones matrimoniales y sus distintas implicancias.

### *2.1 Modelo Teórico de Formación de Matrimonios*

Weiss (1997) plantea que el matrimonio o la decisión de convivir con una persona, es voluntaria y racional. Sin embargo, existen fuertes incentivos económicos asociados a este tipo de decisiones, ventajas en cuanto a costos que una persona sola no puede disfrutar.

El rol más reconocido en cuanto al matrimonio o la convivencia, es la intención de dos

personas de juntar sus producciones, procrear y cuidar a los hijos, pero además de estas, existen razones económicas que las personas toman en cuenta a la hora de decidir si casarse o convivir o no hacerlo, tales como: división del trabajo, coordinación de crédito e inversión, participación de bienes colectivos y diversificación del riesgo.

Los individuos en una sociedad tienen muchas parejas potenciales, lo que genera competencia sobre las posibles ganancias del matrimonio. Luego la asignación de parejas y la participación en las ganancias se pueden analizar usando instrumental económico ya que este se asemeja al mercado del trabajo donde trabajadores y firmas combinan la producción de bienes que se venden, mientras en el mercado del matrimonio esposos y esposas combinan su producción de bienes para el hogar que no se venden. En ambos casos las fuerzas del mercado determinan la asignación y la división asociada de los procedimientos entre la pareja.

Weiss en el Handbook de Familia del año 1997 desarrolla 3 modelos interesantes de mencionar para modelar el mercado del matrimonio, los que se describen a continuación.

[1] Modelo de Matrimonio como Asignación Voluntaria, la asignación del matrimonio es estable si la utilidad es transferible, es decir, esta debe maximizar el producto total sobre las posibles asignaciones, las que incluyen el matrimonio o convivencia, la disolución de la pareja y el estar solo.

[2] Modelo de Matrimonio como Unidad de Dotaciones Iniciales de los integrantes, es decir, si se asocian a hombres y mujeres con una alta dotación o a un hombre con alta dotación y una mujer con baja dotación o viceversa. La asignación de parejas debe maximizar el producto total, por lo tanto, una interacción negativa (positiva) en la producción del bien matrimonial, lleva a un "assortative mating"<sup>8</sup> negativo (positivo). Una vez casados los individuos se reparten las ganancias del matrimonio (dado que la utilidad es transferible), cosa que influye en la expectativa que los individuos se forman alrededor de esta variable.

[3] Modelo de Matrimonio con un enfoque de Modelo de Búsqueda y Matching, que se caracterizan por la recopilación de información a cerca de la persona que es de interés, para esto los participantes gastan tiempo y dinero en localizar su mejor opción. Luego el equilibrio estaría determinado por la distribución de las parejas y la división de las ganancias del matrimonio, además de estar influenciado por los costos y políticas de búsqueda asociados.

De lo anterior se puede concluir que la idea de formar una pareja trae beneficios de índole económica, tales como aumentos de producción en el hogar. Esto por el aprovechamiento de las ventajas comparativas de la pareja y de los retornos crecientes de juntar las producciones individuales y la disminución de costos, tanto de búsqueda como de monitoreo ya que se vive con la pareja.

Bajo este marco de análisis ¿Cuáles son las razones de una disolución matrimonial? Para responder a esta interrogante en la sección siguiente se analiza la teoría de la

---

<sup>8</sup>Emparejamiento, unión de dos personas de características similares.

disolución matrimonial.

## 2.2 Modelos Teóricos de Disolución Matrimonial

En esta sección se revisarán los modelos de Weiss (1997) que aplicando conceptos de costos y beneficios llega a una regla de decisión para la disolución Matrimonial y además las ideas planteadas por Becker (1997) y (1981).

### 1. Determinantes de la disolución matrimonial: Modelo Weiss (1997)

Weiss (1997) desarrolla un modelo de búsqueda en el cual la separación o ruptura de un matrimonio o convivencia, es un camino natural, pues dado que las parejas se encuentran aleatoriamente, se unen a una persona pudiendo encontrar una pareja mejor. De lo que se extrae que la incertidumbre a cerca de la calidad de la unión, es una importante causal de la separación.

La ruptura matrimonial o el término de una convivencia se dan, cuando la pareja no encuentra una asignación en el matrimonio que domine a la asignación de divorcio, es decir, la pareja se separa si su dotación, riqueza o utilidad esperada es mayor en este estado que permaneciendo casado.

En el modelamiento del matrimonio las ganancias se pueden especificar con la función de producción del hogar que en cada período, depende de las características de la pareja  $x_{it}, i = h, w$ , la calidad de su match  $\theta_t$  y la acumulación de capital marital  $k_t$ . Algunas de estas variables podrían variar según el desempeño del matrimonio.

Esta función se expresa como sigue:

$$g_t = G(x_{ht}, x_{wt}, k_t, \theta_t) \quad (1)$$

Que además es influenciada por la asignación de tiempo y bienes en el hogar, luego se considera solo el valor corriente de estas variables.

En general se espera que las ganancias del matrimonio sea una función no lineal de las características de la pareja, es decir, que cada una de las características de los individuos involucrados aporte más que proporcionalmente al matrimonio, potenciando las cualidades de los participantes. Esto refleja una variedad de interacciones potenciales entre las características de los esposos, lo que por ejemplo, podría traducirse en la especialización que se lleva a cabo en el interior de la familia.

Cada persona dentro de la pareja tiene alternativas fuera de su matrimonio, en particular como una función lineal de las características de cada persona:

$$A_{it} = \xi_i' x_{it} + v_{it} \quad (2)$$

Una vez que el matrimonio se ha formado es costoso disolverlo, tanto en términos legales como sociales. El capital matrimonial, tal como la información a cerca de las preferencias de cada uno de los esposos se pierde. Los costos de la separación del matrimonio o convivencia, vienen dados por:

$$C_t = \gamma k_t + \eta s_t + \omega_t \quad (3)$$

Donde,  $s_t$  representa varios componentes del acuerdo de divorcio, como por ejemplo: la propiedad de los bienes comunes al matrimonio y la pensión alimenticia entre otros. En un marco dinámico, la decisión de casarse, convivir o bien mantenerse casado o conviviendo, esta caracterizado por la función de valor que se define recursivamente por:

$$V_t(y_t) = G(Y_t) + \beta E_t \text{Max}(V_{t+1}(y_{t+1}), A_{w,t+1} + A_{h,t+1} + C_{t+1}) \quad (4)$$

$\beta < 1$ , factor de descuento y las expectativas están tomados sobre todas las realizaciones posibles de shocks no anticipados  $v_{t+1}$ .

Entonces, una pareja podría estar casada en el tiempo  $t$  si el valor del matrimonio excede la suma de las oportunidades que se tienen fuera al tiempo del matrimonio y se divorcian en caso de otro resultado.

$$V_t(x_{ht}, x_{wt}, s_t, k_f, \theta_t) \geq A_{wt} + A_{ht} - C_t \quad (5)$$

Resolviendo  $V_t(\cdot)$  se puede encontrar una regla de divorcio. La que podría depender de los valores de  $x_{ht}$ ,  $x_{wt}$ ,  $s_t$ ,  $k_f$  y  $\theta_t$ . La calidad del match  $\theta_t$ , es observada solo por la pareja, por lo que la búsqueda solo puede predecir la probabilidad de divorcio, condicionada a características no observables de la pareja.

El modelo lleva a distintas implicaciones:

[1] Los cambios no anticipados en las características de la pareja o de la calidad de la unión podrían gatillar el divorcio. Es claro que a través de  $\theta_i$  que un cambio en los atributos personales tales como la capacidad de generar riqueza influencia el divorcio.

[2] Shocks pequeños no llevarían a un divorcio, si las ganancias del matrimonio son sustanciales.

[3] Los costos del divorcio, debido a la pérdida de capital marital específico y los costos de búsqueda para una pareja son dos recursos de fricción, los que mitigan el impacto de shocks no anticipados en la disolución del matrimonio.

## 2. Disolución Matrimonial: Modelo Becker (1977) (1981)

Becker et al (1977) menciona que Becker (1974) asume que las personas se casan cuando la utilidad esperada del matrimonio excede la utilidad esperada de mantenerse soltero, lo que coincide con lo planteado por Weiss años más tarde. Por lo que sería natural asumir que una pareja disolverá su unión sí y solo sí su riqueza combinada cuando se separan es mayor que la del matrimonio, asumiendo que la división de la

riqueza entre la pareja es relativamente flexible y que el individuo esta maximizando su utilidad.

En su libro "Tratado de la Familia" (1981), toma las ideas anteriores y plantea que los individuos se separan o rompen sus matrimonios si el beneficio de estar separado es mayor que el beneficio de estar casado, lo que esta ligado directamente al poder de negociación de la pareja. Si se asume que la pareja es neutral al riesgo, entonces, matemáticamente se tiene lo siguiente:

$$\begin{aligned} Z^m &< Z_d^m; \\ Z^f &< Z_d^f \end{aligned} \quad (6)$$

Donde  $Z^m$  y  $Z_d^m$  representan la riqueza esperada del marido, cuando permanece casado y cuando se divorcia, respectivamente, mientras que  $Z^f$  y  $Z_d^f$  se definen de igual forma para la esposa. Luego la condición necesaria y suficiente para separarse se puede escribir como:

$$Z_{mf} \equiv Z^m + Z^f < Z_d^m + Z_d^f \equiv Z_d^{mf} \quad (7)$$

Lo que indica que la riqueza esperada conjunta de los esposos estando casados  $Z_{mf}$  es menor que la riqueza esperada de los mismos estando separados  $Z_d^{mf}$ . Luego para que esto sea así, suponemos que la riqueza del marido disminuye con la separación ( $Z_d^m < Z^m$ ) aunque la riqueza combinada de ambos cónyuges pudiese aumentar ( $Z_d^{mf} < Z_{mf}$ ).

Ambos esposos podrían sobornarse para que la pareja accediera a divorciarse ofreciendo un acuerdo que compense la pérdida que se genera con el divorcio ( $Z^m - Z_d^m$ ) o ( $Z^f - Z_d^f$ ), de esta manera quien gana con el divorcio ( $Z_d^m - Z^m$ ) compensa a quien pierde ( $Z^f - Z_d^f$ ) dejándolo hasta en mejores condiciones que cuando estaba casado.

Por otra parte siempre que uno de los cónyuges gane con el divorcio ( $Z_d^m - Z^m$ ) pero se reduzca la riqueza combinada de la pareja, el cónyuge que pierde podría sobornar al otro para que no se separe ofreciéndole una mayor participación en el producto del matrimonio para que la ganancia del divorcio sea mínima.

### 2.3 Evidencia Empírica

Uno de los pioneros en desarrollar y analizar la teoría del matrimonio y las separaciones fue Becker et al (1977) que en su análisis de las causas de la inestabilidad marital, incorpora incertidumbre a cerca de las realizaciones de las decisiones matrimoniales, en un marco de maximización de utilidad en el mercado del matrimonio. Cuyas hipótesis a testear son las siguientes:

- [1] Un aumento en las variables que llevaron en una primera instancia a la unión, disminuye la probabilidad de separación. Por ejemplo, cambios en los salarios de los individuos o shocks laborales.
- [2] Grandes desviaciones de las expectativas de fecundidad, aumentan la

probabilidad de separarse.

[3] Un aumento en la educación tienen un efecto ambiguo sobre la probabilidad de separación, ya que reduce la división del trabajo entre cónyuges, lo que disminuiría las ganancias del matrimonio, ya que si ambos esposos tienen altos niveles de educación se anularía la especialización. Pero por otro lado se generan grandes ganancias pues la pareja tiene amplios conocimientos en ambos mercados tanto del hogar como del trabajo.

[4] La edad a la que las personas se casan o tienen su primera convivencia tiende a reducir la probabilidad de separarse, esto porque las personas habrían tenido más tiempo para conocer una pareja, para hacer una mejor búsqueda e informarse del mercado del matrimonio. Sin embargo, la probabilidad de separarse podría aumentar si las personas se casan a edades relativamente avanzadas.

[5] El capital específico al matrimonio, aumenta la ganancia esperada del matrimonio o convivencia, ya que este tipo de capital no es valorado cuando la persona es soltera.

[6] Una gran diferencia en inteligencia, background social, religión, raza, etc. Aumenta la probabilidad de disolución y disminuye la probabilidad de volver a casarse si se separan.

[7] Luego la duración del matrimonio tendría un efecto negativo en la probabilidad de separarse, ya que esta variable ayuda al mejor conocimiento de la pareja y lleva a una mayor acumulación de capital específico.

[8] La velocidad y probabilidad de volver a formar un matrimonio o convivencia depende directamente de la ganancia esperada de volver a casarse.

[9] Luego la probabilidad de separarse es más alta en el segundo que en el primer matrimonio y en el tercero aún más alta y así sucesivamente.

Luego, testeando el modelo con la encuesta Economic Opportunity y la muestra de Terman para el año 1967, usa variables tales como salarios, educación, edad a la que se casan las personas, duración del matrimonio, hijos dentro y fuera del matrimonio y el número de divorcios, encontrando que muchas de estas variables tienen débil significancia estadística, tal como el efecto de la educación sobre la probabilidad de divorcio es inestable y no significativo, pero aún así los resultados validan la teoría planteada.

Enfocados principalmente en salarios, Weiss and Willis (1996) usando datos de un cohorte de personas que finaliza la high school en 1972 (18 años) y que fue seguida en 1986 (32 años), reportan que los cambios inesperados en la capacidad de ingreso influyen fuertemente la probabilidad de divorcio. Específicamente un aumento no esperado en la capacidad de ingreso del marido reduce la probabilidad de divorcio, mientras que si esto pasa con la mujer aumenta la probabilidad de quebrar la unión. Sin embargo la expectativa de la capacidad de ingreso que se forma al momento de casarse no sería determinante en la probabilidad de separarse.

Lo que coincide con lo encontrado por Phillips and Griffiths (2002) para Australia usando datos del Censo desde 1961 - 1996. En la misma línea Manting y Loeve (2004) usando datos longitudinales de Income Panel Survey 1989-2000, separando la estimación por sexo y tomando en cuenta además del matrimonio la convivencia, encuentran que así como en hogares donde la mujer gana más dinero que su pareja aumenta la probabilidad de separarse, los cambios negativos en las condiciones económicas y laborales del hombre producen el mismo efecto. Concluyendo que a pesar que el matrimonio y la convivencia son distintos, muchos determinantes trabajan en un mismo sentido sobre su estabilidad.

A partir de los determinantes de las separaciones, han nacido algunos temas específicos, como es la relación de la fertilidad y la probabilidad de separarse, así White y Lillard (1991) estudian el efecto de los hijos sobre la estabilidad matrimonial y encuentran que los hijos en edad preescolar estabilizarían la unión, luego los hijos que vienen después del primero disminuyen el efecto. Por otro lado los niños que nacen antes del matrimonio aumentan significativamente la oportunidad que la pareja opte por la disolución de su vínculo.

En el tema de la fertilidad y las separaciones, tenemos que un problema importante es la endogeneidad en la decisión de tener o no hijos, problema que Vuri (2001) aborda en su trabajo, donde identifica y cuantifica el efecto causal de los hijos sobre la estabilidad matrimonial basado en la estimación de variables instrumentales. Usando como instrumento el sexo de los dos primeros hijos para los movimientos en fertilidad. Encontrando que el efecto de la fertilidad sobre el divorcio tiene un signo positivo, que es opuesto a lo que generalmente se encuentra con la estimación por OLS. Luego los errores estándar de las estimaciones por IV son relativamente grandes por lo que se puede rechazar la hipótesis que la diferencia entre la estimación IV y OLS no es estadísticamente significativa.

De los modelos teóricos de matrimonio se puede concluir que las personas que toman la decisión de casarse tienen incentivos económicos asociados a la reducción de costos, lo que les genera utilidad. Por otra parte, de los modelos de disolución matrimonial se tiene que la decisión de disolver el matrimonio proviene de un proceso de maximización de utilidad, la que depende de las características de los individuos, del capital matrimonial, de los costos de separarse y la calidad de la unión, sujeto al valor de las alternativas que ambos individuos tienen por separado menos los costos asociados a una nueva búsqueda. Luego en términos de datos, los beneficios de una u otra opción no se observan, solo se observa el resultado, que es mantenerse casado o separarse. Por lo tanto lo que habría que implementar, en términos empíricos, es un modelo de variable latente. Donde, lo observado será si la persona está separada o permanece en pareja y la condición para observar esto será, si la utilidad de estar separado es mayor que la de estar casado o conviviendo.

Lo que se pretende con este modelo es testear las hipótesis de Becker et al. (1977) mencionadas anteriormente y de esta manera obtener una explicación empírica de los determinantes de la probabilidad de separarse o romper el matrimonio o convivencia, mediante la estimación econométrica de esta probabilidad.

En la siguiente sección se desarrolla en detalle el modelamiento de la probabilidad de

separarse en base a los modelos teóricos de disolución matrimonial, incorporando temas específicos tratados en la literatura previa tal como la endogeneidad en la variable número de hijos, como un primer elemento en el desarrollo de la discusión sobre otras posibles endogeneidades en la especificación que no han sido estudiadas en detalle.

### 3. Modelo Empírico y Metodología

Esta sección planteará la estrategia empírica a seguir con su fundamento teórico en maximización de utilidad del individuo. Se describirán por separado, los métodos paramétricos y semi-paramétricos para explicar la probabilidad de disolver el matrimonio o terminar la convivencia.

Siguiendo la nomenclatura usada por Becker(1981) se usará  $Z_i^d$  para identificar el beneficio de estar separado y  $Z_i^c$  para el beneficio de permanecer casado, como se menciono en la sección 2.

Para determinar la probabilidad de elegir separarse o no en base a este beneficio que esta elección genera al individuo, se utilizará el método de elección discreta binomial Probit. Donde el supuesto básico, es un modelo con una variable latente como el siguiente:

$$Z_i^{*d} = \chi_i' \beta + \varepsilon_i \quad (8)$$

Donde  $Z_i^{*d}$  no se observa, en el caso particular que aquí se aborda, la variable que no se observa es el beneficio o utilidad que genera la decisión de separarse o romper el matrimonio o convivencia, sólo observo si el individuo se separa o se mantiene casado. Donde si la probabilidad es 1 entonces el individuo se separa, si es cero se mantiene casado.

$$PS_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Z_i^{*d} > Z_i^c \\ 0 & \text{si } Z_i^{*d} \leq Z_i^c \end{cases}$$

Así  $Z_i^{*d}$  representa el beneficio o utilidad de separarse y  $Z_i^c$  el beneficio o utilidad de permanecer casado, entonces si el beneficio o utilidad neta de estar separado es mayor que beneficio o utilidad neta de permanecer casado, entonces el individuo se separa, en caso contrario permanece casado, pues la calidad de su pareja es superior y se eligió bien.

Luego, si se asume que  $\varepsilon_i$  es independiente e idénticamente distribuido de  $\chi_i$ , entonces

$$P(Z_i = 1) = P(\chi_i' \beta + \varepsilon_i > 0) \quad (9)$$

$$P(Z_i = 1) = P(\chi_i' \beta > \varepsilon_i) \quad (10)$$

$$P(Z_i = 1) = F(\chi_i' \beta) \quad (11)$$

### 3.1 Estimación Paramétrica

Si se asume que  $\varepsilon_i$  tiene una distribución conocida y  $\varepsilon_i$ , se asume normal se tiene el modelo Probit.  $F$  es una normal acumulada, debido a que este es un modelo no lineal, la forma de estimación a usar es máxima verosimilitud, donde cada observación se extrae de una distribución del tipo Bernoulli.

El logaritmo de la función de verosimilitud viene dado por:

$$\log(L) = \sum_{i=1}^N [(1 - PS_i) \log(1 - F_i) + PS_i \log(F_i)] \quad (12)$$

Con las siguientes condiciones de primer orden:

$$\frac{\partial \log(L)}{\partial \beta} = \sum_{i=1}^N \left( \frac{\partial F_i}{\partial \beta} \right) F_i^{-1} (1 - F_i)^{-1} (PS_i - F_i) \quad (13)$$

Para el caso particular de la estimación de la probabilidad de separarse se tiene la siguiente ecuación:

$$PS = \beta_i X_i + \varepsilon_i \quad (14)$$

Como se observa la estimación reflejará como cada una de las variables explicativas influye en la probabilidad de separarse ( $PS=1$ ), es decir, si estas afectan positiva o negativamente esta probabilidad.

Esta ecuación se estima para hombres y mujeres por separado, debido a que se desea capturar algún efecto distinto de las variables sobre la probabilidad de separarse para hombres y mujeres.

Al utilizar un Probit para modelar una decisión dicotómica particular se deben realizar pruebas de normalidad en los residuos estimados, para así comprobar que tan bien se ajusta esta estructura a la decisión que nos interesa.

Para realizar las pruebas de normalidad se estima la siguiente especificación:

$$PS_i = \beta_i X_i + Z_i \delta \quad (15)$$

Donde,  $Z_i = [(X_i \beta)^2 (X_i \beta)^3]$ . Los coeficientes estimados para  $Z_i$  son significativos lo que indica que los errores estimados se desvían de la normalidad asumida. La estimación se muestra en la tabla 4 en el anexo. El coeficiente asociado al cubo de la probabilidad predicha es estadísticamente significativo, luego los coeficientes estimados del modelo Probit son inconsistentes. Dado estos resultados se procede a una estimación semi-paramétrica.

Una posible explicación para este resultado de no normalidad en los errores es que existen variables en el modelo que estarían potencialmente medidas con error como por ejemplo: salarios, capacidad de ingreso y edad a la que se caso.

Las variables a incluir en la estimación en el vector de características X, siguen la línea de la literatura en torno al tema, básicamente se utilizan las mismas variables que usa Becker(1977), las cuales son:

Número de hijos, considerando a los hijos como capital matrimonial según Weiss(1997), los que representan un costo a la hora de separarse lo que disminuiría su probabilidad. Además es importante incluir esta variable en este sentido, autores como White y Lillard (1991) y Vuri (2001) la estudian específicamente, por el impacto que las decisiones de fertilidad tienen en la continuidad del matrimonio o convivencia. Por otra parte, Becker(1977) plantea que las desviaciones de las decisiones de fertilidad pueden aumentar la probabilidad de separarse.

Hijos fuera del matrimonio, por otra parte esta variable podría influir positivamente en la probabilidad de separarse, si este hijo es producto de la infidelidad. Luego si son producto de relaciones anteriores al primer matrimonio, pueden tener un efecto similar al que generan los hijos del matrimonio, ya que pasan a ser parte del capital específico de este. En la estimación se define como una variable dummy donde toma un valor de uno si el individuo ha tenido hijos fuera del matrimonio y un valor de cero si esto no ocurre.

Edad a la que inicio su vida en pareja, Weiss(1997) plantea que las personas llegan al matrimonio dentro de un proceso de búsqueda y la separación de la pareja es natural en este proceso. Luego Becker (1977) plantea en una de sus hipótesis que la edad a la que se casa una persona disminuye la probabilidad de separarse pues las personas habrían tenido más tiempo para el proceso de búsqueda antes planteado. Para esta variable se cuenta solo con los datos del entrevistado y no los de la pareja, lo que podría generar un sesgo en la estimación del efecto de esta variable en la probabilidad de separarse.

Educación del entrevistado, la educación de la pareja tiene un efecto ambiguo sobre la probabilidad de separación, esto porque la educación reduce la división del trabajo entre cónyuges, lo que disminuiría las ganancias del matrimonio. Luego la mayor educación podría generar diferencias en inteligencia y background social, lo que aumentaría la probabilidad de separarse, según la hipótesis y estimaciones de hombres y mujeres para Estados Unidos, de Becker (1977).

Duración matrimonio, otra de las hipótesis de Becker es que esta variable influiría negativamente en la probabilidad de separarse, por el mayor conocimiento que se tendría de la pareja, esta variable podría estar sobrestimada ya que es un máximo potencial.

Variabes como Ingreso del hogar (capacidad de ingreso), si el entrevistado trabajo o no, la duración de su actividad laboral, si el cónyuge trabajo durante el matrimonio y posibles shocks (si no se espera que la mujer trabaje), son determinantes de la situación económica de la pareja. Siguiendo con las hipótesis de Becker, el autor plantea que cambios bruscos en la situación económica de la pareja pueden influir positivamente si son aumentos y por parte del hombre, pues aunque sean positivos si son por parte de la

esposa generan un efecto negativo tal como lo prueban Phillips and Griffiths (2002), Weiss and Willis (1996) y Manting y Loeve (2004). En el caso de los datos con los que se cuentan, no se tiene el ingreso de los individuos a la hora de concretar su primer matrimonio o convivencia por lo que se realizará una aproximación de él a través de la estimación de ecuaciones de Mincer con datos de la encuesta de empleo del año 1957 en adelante. Además se construye un indicador de la duración promedio en las actividades laborales del individuo para determinar que tan estable es en su vida laboral<sup>9</sup>. Las variables tales como actividad que se encuentra realizando hoy y cónyuge trabaja son variables dummy que toman valor uno si los individuos trabajan y cero si no lo hacen.

### 3.2 Estimación Semi-parámetrica

Una vez realizado el test de normalidad al modelo Probit y dando este como resultado que se rechaza la hipótesis de normalidad en los errores. Los resultados del modelo son inconsistentes. Para solucionar este problema se utilizaran especificaciones no paramétricas para determinar valores esperados condicionales, pero nos enfrentamos al problema de la "maldición de la dimensionalidad", que se agrava mientras más regresores se incorporan a la estimación.

Una forma de evitar este problema es realizando una estimación semi-parámetrica del modelo de variable dependiente limitada, cuyo objetivo es estimar el modelo que viene dado por (11). En este tipo de modelos se debe imponer algún tipo de normalización sobre los parámetros a estimar, donde el procedimiento más conveniente es imponer la condición de constante igual a cero y escalar el coeficiente de uno de las componentes  $x$  como 1, donde esta última variable debe ser continua. Así se tiene:

$$X_i\beta = \beta_1 + X_{2i}\beta_2 + \dots + X_{qi}\beta_q \quad (16)$$

$$X_i\beta = \beta_1 + \beta_2 (X_{2i} + X_{3i}\theta_1 + \dots + X_{qi}\theta_{q-2}) \quad (17)$$

$$X_i\beta = \beta_1 + \beta_2\nu(X_i, \theta) \quad (18)$$

donde:

$$\nu(X_i, \theta) = X_{2i} + X_{3i}\theta_1 + \dots + X_{qi}\theta_{q-2} \quad (19)$$

con:

$$\theta_j = \frac{\beta_{j+2}}{\beta_2} \quad j = 1, \dots, q-2 \quad (20)$$

Donde  $\theta$  es identificable. Todo esto dependerá si se puede identificar correctamente una variable continua con coeficiente no cero. La función  $\nu(X_i, \theta)$  es denominada "el índice" y no necesariamente tiene que ser lineal. Lo esencial es que la forma funcional entre los parámetros sea conocida y uno de estos parámetros puede ser normalizado a 1. La estimación se realizará mediante el método de Klein y Spady (1993).

Dada la imposición para que  $\nu(X_i, \theta)$  tuviera un coeficiente no cero en alguna variable continua, entonces posee una distribución continua denominada  $f(\nu)$ . Usando  $\nu$  para

---

<sup>9</sup>Ver anexo

abreviar  $v(X_i, \theta)$ , se puede escribir lo siguiente:

$$P(PS = \frac{1}{x}) = P(PS = \frac{1}{v}) \quad (21)$$

$$P(PS = \frac{1}{x}) = \frac{f(PS = \frac{1}{v})}{f(v)} \quad (22)$$

$$P(PS = \frac{1}{x}) = \frac{f(\frac{v}{PS} = 1) * P(PS = 1)}{f(\frac{v}{PS} = 1) * P(PS = 1) + f(\frac{v}{PS} = 0) * P(PS = 0)} \quad (23)$$

Las densidades condicionales se estiman no paramétricamente de la siguiente manera:

$$f(\frac{v}{PS} = 1) = \frac{1}{N(1 - P(PS = 1))h_N} \sum_{i=1}^n PS_i K\left(\frac{v - X_i\beta}{h_i}\right) \quad (24)$$

y

$$f(\frac{v}{PS} = 0) = \frac{1}{N(1 - P(PS = 1))h_N} \sum_{i=1}^N (1 - PS_i) K\left(\frac{v - X_i\beta}{h_i}\right) \quad (25)$$

Las probabilidades incondicionales se estiman mediante las medias muestrales. Se usa  $\hat{P}(PS = \frac{1}{v})$ , para denotar el estimador obtenido y la cuasi-función de verosimilitud como:

$$\log(L) = \sum_{i=1}^n (1 - PS_i) \log\left[1 - \hat{P}(PS = \frac{1}{v})\right] + PS_i \log\left[\hat{P}(PS = \frac{1}{v})\right] \quad (26)$$

Diferenciando con respecto a  $\theta$  se tiene:

$$\frac{\partial \log(L)}{\partial \theta} = \sum_{i=1}^n \left( \frac{\partial \hat{P}(PS = \frac{1}{v_i})}{\partial \theta} \right) \hat{P}(PS = \frac{1}{v_i})^{-1} \left[ 1 - \hat{P}(PS = \frac{1}{v_i}) \right]^{-1} \left[ PS_i - \hat{P}(PS = \frac{1}{v_i}) \right] = 0 \quad (27)$$

Maximizando (26) se obtiene el estimador semi-paramétrico de Klein y Spady. Este estimador dependerá de la velocidad de estimación de  $P(PS = \frac{1}{v})$ . De ser así, el estimador alcanzará el limite de eficiencia no paramétrica.

## 4. Datos

En esta sección se describirá la base de datos utilizada, más algunas estadísticas relevantes para la investigación.

Los datos a utilizar para la estimación provienen de la primera encuesta de Protección Social realizada el año 2002 aplicada a 17.000 afiliados al sistema previsional con una representatividad a nivel nacional, que posee un modulo de información individual del entrevistado que permite realizar este análisis.

Precisamente por ser una encuesta a personas afiliadas al sistema previsional, tenemos

que esta característica condiciona a las mujeres encuestadas a estar participando o haber participado en alguna ocasión en el mercado del trabajo. Esta particularidad da como resultado que la muestra que se toma para la estimación tiene más hombres que mujeres, lo que estaría reflejando la participación femenina en el mercado laboral, que alcanzó solo un 34.8% el año 2002 según el INE. La diferencia de cantidad entre hombres y mujeres podría hacer que los resultados por sexo fuesen distintos, por lo tanto se requiere de una estimación por separado.

A diferencia de la encuesta Casen, la encuesta de Protección Social nos entrega información como número total de matrimonios seguido de si el entrevistado se separó o no de esa convivencia o matrimonio, además de decirnos si la pareja en ese momento participó o no del mercado laboral, entre otras variables. Lo que permite llevar a cabo este estudio y el análisis de los datos para dar a conocer el comportamiento de la población en torno a este tema tan importante para la familia.

Analizando los datos para las distintas variables tenemos lo siguiente: Partiendo por lo que da motivación a esta investigación, se encuentra que del total de la muestra que incluye hombres y mujeres, al menos un 32% se separa de su primer matrimonio o convivencia, como se observa en la tabla 5<sup>10</sup>. De la tabla 1 podemos ver que las separaciones se llevan a cabo en su mayoría, tanto en hombres como en mujeres, en el tramo de edad de 19-24 años.

Por otra parte se observa en el gráfico 1<sup>11</sup> que un 11% de las personas que se casaron o convivieron alguna vez, tienen un segundo matrimonio o convivencia lo que indica que un tercio de las personas que se separan vuelven a contraer matrimonio o inician una nueva convivencia.

Si analizamos las variables incluidas en la estimación tenemos lo siguiente: Para el número de hijos los datos que arroja la encuesta de Protección Social 2002, los matrimonios o convivencias tendrían hasta un número de 17 hijos en el primer matrimonio, lo que se reduce sustancialmente al segundo matrimonio. Lo que significaría un costo importantísimo a la hora de separarse de la pareja.

Por otro lado, la variable hijos fuera del matrimonio, sorprende el dato de la encuesta, pues refleja un alto número de hijos fuera del matrimonio donde el número llega hasta 8 hijos y esta repartido en un 50,63% para los hombres y 49,37 para las mujeres, madres de hijos fuera del matrimonio. Luego si observamos una correlación entre si ha tenido hijos fuera del matrimonio y si la persona se separo o no de su primera pareja en la tabla 6<sup>12</sup>, vemos que alrededor de un 58% de las personas que tienen hijos fuera del matrimonio no se separan, mientras que un 42% si lo hace. Esta variable podría ser un determinante de la probabilidad de separarse, asociado a posibles "shocks" o hechos no esperados por la pareja.

En un análisis de correlación para los datos de edad a la que se caso o inicio convivencia y Educación, se observa en la tabla 7<sup>13</sup> que las personas con mayor educación tienden a casarse más viejos que aquellos que poseen menor capital humano.

---

<sup>10</sup>Ver anexo

<sup>11</sup>Ver anexo

<sup>12</sup>Ver anexo

<sup>13</sup>Ver anexo

Luego los datos para nuestro país, indican que en promedio los primeros matrimonios tendrían una duración de 13 años con un mínimo de 1 año y un máximo de 52 años, para quienes se separaron como se muestra en el gráfico 2<sup>14</sup>.

El gráfico 3, indica la cantidad de años que permanecen casados o conviviendo las personas que no se separan. Con una media de 20 años. El resto de las variables incluidas, se construyeron a partir de información que se encuentra en la encuesta, lo que está detallado en el anexo.

Una vez que se ha revisado el marco teórico, la metodología y los datos a utilizar, estamos en condiciones de realizar las estimaciones que corresponden y por lo tanto de presentar los resultados que se derivan de estas. Esto se realiza en la siguiente sección.

## **5. Análisis de Regresión**

En esta sección se analizarán por separado las estimaciones paramétricas, semi-paramétricas y de variables instrumentales que se realizaron para la muestra total utilizada y para el grupo de Hombres y Mujeres por separado. Finalmente se expone un cuadro resumen con los principales resultados en cuanto a signo y significancia de los parámetros para los distintos métodos.

### *5.1 Estimación Paramétrica de la Probabilidad de Separarse*

Para estimar la probabilidad de separarse se estimaron 3 tipos de ecuaciones mediante un Probit: una para toda la población y luego por separado para hombres y mujeres. Esto último por lo expuesto con anterioridad en relación a la condición de participación de las mujeres en el mercado laboral.

La tabla T1 muestra los resultados para la estimación sin tomar en cuenta un eventual problema de endogeneidad dado por la variable número de hijos, según la literatura mencionada anteriormente.

En la ecuación estimada para toda la muestra tenemos que la variable sexo indicaría que si se es hombre se tienen menores probabilidades de separarse al tener un coeficiente asociado, negativo y significativo. Becker (1977) en su hipótesis acerca de la educación nos dice que la evidencia no es concluyente. En algunas ocasiones el efecto es positivo y en otras es negativo sobre la probabilidad de separarse. En este caso el efecto es positivo y significativo lo que indica que los individuos más educados tienen una mayor probabilidad de separarse que las personas menos educadas. Esto se podría explicar en el sentido que grandes brechas de educación en la pareja generan también distanciamientos culturales y sociales que hacen incompatible mantenerse en pareja.

Otra explicación para este fenómeno es la que plantea Weiss(1997) que nos dice que una de las ganancias del matrimonio se encuentra en los distintos niveles educacionales de los individuos que se casan pues esto apoyado en las teorías de capital humano permite un mayor ingreso, lo que posibilita la división del trabajo, luego si los niveles educacionales de los individuos son similares, las ganancias del matrimonio se disipan y se tiene una mayor probabilidad de separarse.

---

<sup>14</sup>Ver anexo

Los datos con los que se cuentan no hacen posible controlar por características educacionales de la pareja del individuo en su primer matrimonio, lo que eventualmente nos daría luces sobre diferencias en background social y cultural en la pareja. Por lo tanto, lo que aquí se maneja es más bien una explicación hipotética.

Luego, la variable Edad a la que se caso el individuo también tiene un efecto negativo y significativo lo que tiene concordancia con lo planteado por la literatura en el sentido que las personas que contraen matrimonio o deciden convivir a una edad más avanzada, tendrían menores probabilidades de separarse, ya que tuvieron el tiempo necesario para realizar un buen proceso de búsqueda y generar una unión positiva.

En cuanto a la duración del matrimonio los resultados muestran que parejas que tienen un mayor número de años de matrimonio tienen menores probabilidades de separarse, esto porque las parejas llegan a un conocimiento más acabado de ellos mismos y el costo de iniciar otro proceso de búsqueda es alto, lo que concuerda con la evidencia empírica.

Al iniciar un matrimonio o convivencia las personas tienen expectativas de capacidad de ingreso sobre la pareja que pueden cumplirse o no en el transcurso de la convivencia. En este caso la variable concuerda con que ante una mayor capacidad de generar ingresos la probabilidad de separarse es menor ya que se mantienen o se elevan las ganancias de permanecer casado, según Weiss (1997). Luego un cambio brusco en estas expectativas podría gatillar que aumentara la probabilidad de separarse, como plantea Phillips y Griffiths (2002).

Esta variable se construyó como una predicción de los ingresos de los individuos al momento de casarse. Es decir, con los datos de la Encuesta de Empleo de la Universidad de Chile desde el año 1957 en adelante, se estimó el salario de cada uno de los individuos al momento de contraer su primer matrimonio o iniciar su primera convivencia. Se usa este recurso ya que no se cuenta con el dato exacto para cada individuo en el momento que se requiere<sup>15</sup>.

La variable Actividad que se encuentra realizando que refleja si el individuo se encuentra trabajando o no, tiene asociado un coeficiente negativo, pero no significativo lo que señala que no tendría una influencia significativa en la probabilidad de separarse. Por su parte el salario tampoco tendría un impacto significativo en esta probabilidad.

La variable duración promedio de la actividad laboral nos indica en promedio cuanto tiempo el individuo estuvo trabajando mientras estuvo casado. Su impacto es positivo y significativo lo que nos dice que a mayor tiempo dedicado a una misma actividad mayor es la probabilidad de separación, esto porque no se cumplirían las expectativas potenciales de progreso y renta de los individuos, como se explicó anteriormente.

Si el cónyuge trabaja o no en términos agregados tenemos que el coeficiente es negativo y significativo, es decir, como es una variable dummy tenemos que si el cónyuge trabajaba al momento del matrimonio la probabilidad de separarse es más pequeña, que si el cónyuge no trabaja, lo que sin duda debe tener un efecto distinto por

---

<sup>15</sup>En el anexo se explica detalladamente la construcción de esta variable

sexo, lo que se analizará más adelante.

La variable  $N^{\circ}$  de hijos es negativa y significativa, lo que valida la hipótesis de Becker (1977) y Weiss(1997) que plantean que a mayor cantidad de hijos, la probabilidad de separarse disminuye, esto debido a los costos que los hijos generan al momento de separarse.

Por último se tomo en cuenta, si las personas han tenido hijos fuera del matrimonio, lo que tiene un coeficiente positivo y significativo al 10%, indicando que tener hijos fuera del matrimonio, perjudica a la pareja y tiene más posibilidades de separarse que si no los tuvieran.

Tabla T1: Resultados estimación Probit para toda la muestra

VARIABLES	Todos (Hombres y Mujeres) Probit
Hombre=1	-0.259** [0.069]
Educación	0.040** [0.009]
Edad a la que se caso	-0.101** [0.008]
Duración Matrimonio o Convivencia	-0.183** [0.009]
Capacidad de Ingreso Esperada	-0.370** [0.016]
Actividad que se encuentra realizando	-0.160 [0.168]
Salario	0.000 [0.000]
Duración promedio de la actividad laboral	0.003** [0.000]
Conyúge Trabaja	-0.178** [0.065]
Nº de hijos	-0.129** [0.032]
Hijos Fuera del Matrimonio	0.205+ [0.108]
Constante	6.685** [0.359]
Observations	6409
Robust standard errors in brackets + significant at 10%; * significant at 5%; ** significant at 1%	

Ahora haciendo un paralelo entre lo estimado para hombres y mujeres se tiene lo siguiente: Al dividir la muestra en hombres y mujeres tenemos un porcentaje mayor de hombres, esto por la particularidad de que los hombres participan más en el mercado laboral que las mujeres y por lo tanto tienen una mayor probabilidad de ser afiliados al sistema previsional y por consiguiente de ser encuestados. Por parte de los resultados se puede observar en la tabla T2<sup>16</sup> que la variable educación mantiene tanto para hombres

<sup>16</sup>En el anexo en la tabla 8, se encuentran los resultados de toda la muestra y separado por hombre y mujer en una

como para mujeres el mismo efecto positivo, pero difieren en significancia ya que para los hombres es significativa al 1% y al 5% para las mujeres, en cuanto a las magnitudes podemos decir que estas son similares.

Luego la edad a la que se casan las personas tiene el mismo efecto negativo y significativo, que para las mujeres es más importante, reafirmando la hipótesis de Becker (1977) al respecto.

La duración del matrimonio mantiene su efecto negativo para ambos sexos, siendo relativamente más importante para los hombres, lo que se podría estar dando por la diferencia entre hombres y mujeres en la muestra.

La variable capacidad de ingreso es negativa y significativa para hombres y mujeres, siendo más importante en magnitud para los hombres, reafirmando nuevamente la literatura existente.

La actividad que se encuentra realizando es sólo significativa en el caso de las mujeres y además es negativa, lo que implica que las mujeres que trabajan tienen menor probabilidad de separarse, frente al signo positivo de los hombres pero no significativo. Salario y duración promedio de la actividad laboral mantienen el coeficiente y significancia mostrada en la estimación para la población.

En la misma línea, si el cónyuge trabaja o no influye negativamente en la probabilidad de separarse y es más significativo en el caso de las mujeres, que de los hombres. Lo que se explicaría por la menor tasa de participación femenina en el mercado laboral. Por su parte la variable n<sup>o</sup> de hijos para ambos es negativa, pero sólo es significativo en el caso de los hombres. Se podría explicar en el sentido que los padres son quienes corren con los gastos al momento de separarse, pues deben entregar una pensión alimenticia, dejan de ver a sus hijos, etc, ya que generalmente son las madres quienes se quedan con los hijos. Según Gruber (2000), no debemos olvidar que los hijos cambian de estatus económico cuando los padres se separan.

Siguiendo con la variable si ha tenido hijos fuera del matrimonio, es significativa sólo para los hombres y además indica que a mayor cantidad de hijos fuera del matrimonio más probabilidades de separarse, lo que se podría explicar por causales de infidelidad. Luego para las mujeres el coeficiente no es relevante.

Tabla T2: Resultados Probit para Hombres y Mujeres

Variables	Probit	
	Hombres	Mujeres
Educación	0.042** [0.011]	0.041* [0.020]
Edad a la que se caso	-0.091** [0.009]	-0.120** [0.016]
Duración Matrimonio o Convivencia	-0.194** [0.011]	-0.170** [0.014]
Capacidad de Ingreso Esperada	-0.392** [0.020]	-0.338** [0.027]
Actividad que se encuentra realizando	0.137 [0.210]	-0.407+ [0.233]
Salario	0.000 [0.000]	-0.000 [0.000]
Duración promedio de la actividad laboral	0.003** [0.001]	0.003** [0.001]
Conyúge Trabaja	-0.131+ [0.070]	-0.593** [0.176]
Nº de hijos	-0.166** [0.042]	-0.025 [0.054]
Hijos Fuera del Matrimonio	0.244+ [0.133]	0.178 [0.194]
Constant	6.181** [0.406]	7.083** [0.666]
Observations	4567	1842
Robust standard errors in brackets + significant at 10%; * significant at 5%; ** significant at 1%		

## 5.2 Estimación semi-parámetrica

Dado que el modelo probit no pasa el test de Normalidad en los errores, se realiza la estimación semi-parámetrica, cuyos resultados se muestran en la tabla T3<sup>17</sup>, en cuyas columnas se encuentran las estimaciones de un modelo probit con h fijo, dado que este h es fijo se procedió a calcular el intervalo en que este se encontraba y se estimó con tres valores distintos que son los valores extremos del intervalo (0.23,0.33) y un valor medio(0.28)<sup>18</sup>.

La variable que se normalizo a 1 es Salario, se utilizó toda la muestra (6409) es decir, se incluyeron hombres y mujeres, luego las diferencias en los parámetros se dan en la variable Hombre=1(sexo) cuyo valor es distinto en el tercer decimal en 9 puntos, para

<sup>17</sup> Además se encuentra la tabla 9 en el anexo con los resultados para toda a muestra y hombres y mujeres.

<sup>18</sup> La estimación de la probabilidad de separarse se realizó con un h fijo en el cuál se asignaron valores dentro de un intervalo determinado por:  $n^{-\frac{1}{6}}, n^{-\frac{1}{8}} = [0.23, 0.33]$

los anchos de banda 0.28 y 0.29. Por otra parte la variable Edad a la que se casó difiere en un punto en el tercer decimal para  $h=0.33$ . La variable Duración Matrimonio o Convivencia es la que tiene mayores diferencias, pues es distinta para los tres anchos de banda. Luego, las variables cónyuge trabaja e hijos fuera del matrimonio difieren en un punto en el tercer decimal para la estimación con  $h=0.28$  y  $h=0.33$  respectivamente. En cuanto a las diferencias en la significancia de los parámetros podemos decir que para el caso de la muestra completa esto no sucede, si bien se dan cambios en la magnitud de los parámetros las significancias se mantienen constantes.

Luego de analizar las diferencias entre las estimaciones semi-paramétricas para toda la muestra con distintos  $h$ , se procede a comparar los resultados con la estimación paramétrica.

A diferencia de la estimación paramétrica, la estimación con  $h$  fijo tenemos que los parámetros de las variables Hombre=1(sexo), Edad a la que se casó, Duración del matrimonio o convivencia, cónyuge Trabaja e hijos fuera del matrimonio, cambian en el tercer decimal para al menos una de las estimaciones de ancho de banda. La diferencia más significativa se da en las variables Duración del matrimonio o convivencia con diferencia hasta de 13 puntos decimales de la estimación paramétrica y en Hombre=1(sexo) cuya diferencia es de nueve puntos decimales. El resto de las variables tiene diferencias de a lo más dos unidades, sin embargo el signo y la significancia se mantienen. Lo que da robustez a la estimación paramétrica.

Por otro lado si bien el resto de los parámetros en valor y signo se mantienen la significancia para algunas variables cambia, tal como la variable Actividad del individuo que en la estimación paramétrica es no significativa y en las estimaciones semi-paramétricas es siempre significativa al 1%. Por otra parte la variable duración promedio de la actividad laboral en la estimación paramétrica es significativa al 1% pero en las estimaciones semi-paramétricas es siempre no significativa y por último la variable Hijos fuera del matrimonio es significativa solo al 10% en la estimación paramétrica, pero en las estimaciones semi-paramétricas pasa a ser significativa al 1% para todos los anchos de banda.

Luego con la estimación semi-paramétrica los errores estándar en general disminuyen en la mayor parte de las variables en contraste con la estimación paramétrica, sobre todo para las estimaciones con  $h=0.28$  y  $0.33$ .

Lo que se puede concluir es que las hipótesis de Becker se confirman para la mayor parte de las variables, solo resulta ser siempre no significativa la variable duración promedio de la actividad laboral que es una variable menos importante que el salario o la actividad que se encuentra realizando el individuo para formar las expectativas de ingreso y ganancias del matrimonio.

Tabla T3: Resultados de la estimación Semi-Paramétrica para toda la muestra

Variable	Todos		
Hombre=1	-0,259 (0,022)**	-0,250 (0,024)**	-0,250 (0,021)**
Educación	0,040 (0,023)+	0,040 (0,022)+	0,040 (0,022)+
Edad a la que se casó	-0,101 (0,022)**	-0,101 (0,023)**	-0,100 (0,023)**
Duración Matrimonio o Convivencia	-0,170 (0,042)**	-0,180 (0,024)**	-0,183 (0,024)**
Capacidad de Ingreso Esperada	-0,370 (0,039)**	-0,370 (0,033)**	-0,370 (0,043)**
Actividad del Individuo	-0,160 (0,022)**	-0,160 (0,022)**	-0,160 (0,022)**
Duración Promedio	0,003 (0,091)	0,003 (0,049)	0,003 (0,089)
Cónyuge Trabaja	-0,178 (0,022)**	-0,177 (0,022)**	-0,178 (0,022)**
Número hijos primer matrimonio	-0,129 (0,022)**	-0,129 (0,023)**	-0,129 (0,022)**
Hijos Fuera Matrimonio	0,205 (0,022)**	0,205 (0,022)**	0,204 (0,021)**
N	6409	6409	6409
H	0,23	0,28	0,33
Log Likelihood	-21.076.092	-21.076.066	-21.076.029
* significativo al 5%; **significativo al 1%			
Errores estándar entre parentesis			

Una vez realizada la estimación para toda la muestra, se procede a calcular los anchos de banda tanto para hombres como para mujeres pues las muestras tienen distinto tamaño<sup>19</sup>. De las distintas estimaciones se eligió  $h=0.34$  para las mujeres y  $h=0.35$  para los hombres, pues estas estimaciones fueron las que arrojaron menores errores estándar. La variable normalizada a 1 sigue siendo salario.

En relación a la estimación realizada con el modelo Probit para Hombres, se tiene lo siguiente: Las diferencias son pocas, por ejemplo; la variable educación disminuye su significancia de 10 a 5%, pero mantiene su signo y magnitud. La variable edad a la que se caso difiere solo en magnitud de la estimación paramétrica, al igual que duración del matrimonio, capacidad de ingreso esperada, cónyuge trabaja e hijos fuera del matrimonio.

Las diferencias en significancia se dan en la variable cónyuge trabaja, que en la estimación paramétrica es significativo al 10% y en la estimación semi-paramétrica es significativa al 1%.

<sup>19</sup>El intervalo para hombres es:  $[0.25; 0.35]$ , mientras que para mujeres es:  $[0.29; 0.39]$ . Ambos intervalos fueron calculados con la fórmula mencionada anteriormente.

La variable Actividad que se encuentra realizando el individuo, pasa de no ser significativa en la estimación paramétrica a ser significativa al 1% en la estimación semi-paramétrica.

La variable duración de la actividad laboral, pasa de ser significativa al 1% en el Probit Paramétrico a ser no significativa en la estimación semi-paramétrica.

Por último la variable hijos fuera del matrimonio pasa de ser significativa al 10% en la estimación del probit a ser significativa al 1% en la estimación semi-paramétrica.

Todas las variables anteriormente mencionadas tienen cambios en su significancia y marginalmente en su magnitud, pero no en su signo.

En la misma tabla T4, se observan los resultados para las Mujeres y se destaca lo siguiente: En cuanto a magnitud de los parámetros las diferencias son marginales en general respecto de la estimación paramétrica. Se mantiene su signo y significancia.

Las diferencias en significancia se dan en la variable Actividad que se encuentra realizando el individuo, pasa de ser significativa al 10% en la estimación paramétrica a ser significativa al 1% en la estimación semi-paramétrica.

La variable duración de la actividad laboral, pasa de ser significativa al 1% en el Probit Paramétrico a ser no significativa en la estimación semi-paramétrica, tal como se da en el caso de la estimación para toda la muestra y para los hombres.

La variable hijos fuera del matrimonio pasa de ser no significativa en la estimación del probit, a ser significativa al 1% en la estimación semi-paramétrica.

Al igual que en el caso anterior, las variables anteriormente mencionadas tienen cambios en su significancia y magnitud hasta 3 puntos decimales, pero no en su signo.

Tabla T4: Resultados de la estimación Semi-Paramétrica para Hombres y Mujeres

Variable	Mujeres	Hombres
Educación	0,041 (0.034)	0,042 (0.024)+
Edad a la que se casó	-0,119 (0.038)**	-0,097 (0,026)**
Duración Matrimonio o Convivencia	-0,169 (0.040)**	-0,193 (0,025)**
Capacidad de Ingreso Esperada	-0,338 (0.037)**	-0,381 (0,026)**
Actividad del Individuo	-0,404 (0.038)**	0,138 (0,026)**
Duración Promedio	0,003 (0.070)	0,003 (0,010)
Cónyuge Trabaja	-0,594 (0.039)**	-0,140 (0,026)**
Número hijos primer matrimonio	-0,025 (0.038)	-0,166 (0,024)**
Hijos Fuera Matrimonio	0,178 (0.038)**	0,240 (0,026)**
N	1842	4567
H	0,34	0,35
Log Likelihood	-6.603.933	-14.445.622
* significativo al 5%; **significativo al 1%		
Errores estándar entre parentesis		

Para finalizar esta sección de resultados, se tiene la tabla T5 que resume los cambios en los parámetros para las distintas estimaciones. Como se observa las diferencias se dan en significancia como se analizó anteriormente. La única variable que cambia de signo es la actividad que se encuentra realizando para el caso de los hombres que pasa de ser positivo y no significativo en la estimación paramétrica a ser negativo y significativo al 1% en la estimación semi-paramétrica, lo que se puede explicar por la no normalidad de los errores.

Tabla T5: Resumen de signo y significancia de los parámetros para las distintas estimaciones realizadas

Variables	Todos			Hombres			Mujeres		
	Probit	S-P	Probit IV	Probit	S-P	Probit IV	Probit	S-P	Probit IV
Hombre=1	(-)**	(-)**	(-)**						
Educación	(+)**	(-)+	(+)*	(+)**	(+)	(+)*	(+)*	(+)+	(+)
Edad a la que se caso	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**
Duración matrimonio o convivencia	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**
Capacidad esperada de Ingresos	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**	(-)**
Actividad que se encuentra realizando	(-)	(-)**	(-)	(+)**	(+)**	(+)	(-)+	(-)**	(-)+
Salario	(0)	1	(0)	(0)	1	(0)*	(0)	1	(-)**
Duración Promedio de la actividad laboral	(+)**	(+)	(+)**	(+)**	(+)	(+)**	(+)**	(+)	(+)**
Conyúge trabaja	(-)**	(-)**	(-)	(-)+	(-)**	(+)	(-)**	(-)**	(-)*
Nº de hijos	(-)**	(-)**		(-)**	(-)**		(-)	(-)	
Hijos fuera del matrimonio o convivencia	(+)+	(+)**	(+)	(+)+	(+)**	(+)	(+)	(+)**	(+)
Nº hijos predicho			(+)			(+)			(+)
Constant	(+)**		(+)**	(+)**		(+)*	(+)**		(+)**
MS			(+)*			(+)+			(+)
sex1h			(-)*			(-)			(-)+
Robust standard errors in brackets									
+ significant at 10%; * significant at 5%; ** significant at 1%									

## 6. Conclusiones

Este paper estima la probabilidad de separarse en forma paramétrica con un modelo Probit y semiparamétrica siguiendo el procedimiento de Klein y Spady (1993), el cual levanta el supuesto de normalidad. Se procede a una estimación semiparamétrica, ya que el test de normalidad de los errores del modelo Probit fue rechazado. Asumir que los errores son normales cuando no lo son, puede sesgar los parámetros y perder eficiencia. Por otra parte, a pesar de que la variable número de hijos es estadísticamente exógena se utilizan como variables instrumentales para esta la composición de género de los dos primeros hijos.

El modelo empírico se basa en el modelo teórico de disolución matrimonial derivado en Becker (1977) y Becker (1981), cuyas hipótesis han sido comprobadas tanto en una estimación paramétrica como en una estimación semi-paramétrica. Indicando que variables tales como el número de hijos, la edad en que se caso el individuo, la duración del matrimonio, si el cónyuge trabaja, capacidad de ingresos disminuyen la probabilidad de disolución. Se encuentra también que la variable hijos fuera del matrimonio aumenta la probabilidad de separación, lo que nos habla de que esta variable ha tomado fuerza en las decisiones de separación.

Esta investigación es un primer paso para abrir una senda de investigación en esta área en Chile, que podrá ser mejorada en la medida que se cuente o se puedan obtener los datos necesarios para la estimación. Investigaciones posteriores deberían también tomar en cuenta duración del matrimonio y salario a la edad de casarse o iniciar convivencia, y educación de la pareja, los cuales podrían hacer la estimación más robusta. Quedan muchos temas que estudiar a partir de esto, tales como el efecto de la separación sobre los hijos, los efectos en la fertilidad dado que las tasas de nupcialidad han disminuido y las de nulidades han aumentado.

Queda abierto el desafío, para iniciar un camino de investigación en economía de la familia para Chile.

## Bibliografía

[10] Bhalotra, S. Sanhueza Claudia (2001) "Parametric and Semi-parametric Estimation of the Returns to Schooling in South Africa". Mimeo, Department of Applied Economics, Cambridge University.

[11] Becker, Gary S. (1973) "A Theory of Marriage: Part I", The Journal of Political Economy, Vol. 81, No. 4, pp. 813-846.

[12] Becker, Gary S. (1974) "A Theory of Marriage: Part II", The Journal of Political Economy, Vol. 82, No. 2, Part 2: Marriage, Family Human Capital, and Fertility: S11-S26.

[13] Becker, G., E. Landes and R. Michael (1977) "An Economic Analysis of marital Instability", Journal of political Economy, vol.85 n° 6, 1141-1188.

- [14] Becker, Gary (1981) "Treatise on the family", Harvard University Press, Cambridge, Mass.
- [15] Bedard, Kelly y Oliver Deschenes (2003) "Sex preferences, marital dissolution and the economic status of women", Working Paper, Department of Economics, University of California, Santa Barbara.
- [16] Bravo, D. (2004), "Análisis y principales resultados. Primera Encuesta de Protección Social". Departamento de Economía, Universidad de Chile y Ministerio del Trabajo y Previsión Social, Julio. (disponible en [www.proteccionsocial.cl](http://www.proteccionsocial.cl)).
- [17] Beyer, Harald (2005) "Productividad, desigualdad y capital humano: Los complejos desafíos de Chile", Estudios Públicos, 97. [www.cepchile.cl](http://www.cepchile.cl)
- [18] Burkhauser, Richard V., Greg Duncan, Richard Hauser y Ronald Berntsen (1991) "Wife or frau, women do worse: a comparison of men and women in the United States and Germany after marital dissolution", Demography, Vol. 28, No. 3, 353-360.
- [19] Chiappori, P., B. Fortin y G. Lacroix (2002) "Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply", Journal of political Economy, vol.110 n° 1, 38-72
- [20] Dahl, G. y E. Moretti (2004) "The Demand for Sons: Evidence from Divorce, Fertility, and Shotgun Marriage", Working Paper 10281.
- [21] Duncan, Greg J. y Saul D. Hoffman (1985) "A reconsideration of the economic consequences of marital dissolution", Demography, Vol. 22, No. 4, pp. 485-497.
- [22] Enfoques Estadísticos (2000), "Matrimonio" Boletín Informativo N° 6, Instituto Nacional de Estadísticas
- [23] Duncan, Greg J. y Saul D. Hoffman (1985) "A reconsideration of the economic consequences of marital dissolution", Demography, Vol. 22, No. 4, pp. 485-497.
- [24] Gelissen, John (2003) "Assortative mating after divorce: a test of two competing hypotheses using marginal models", Department of Methodology and Statistics, Tiburg University.
- [25] Gruber, Jonathan (2000) "Is Making Divorce Easier Bad for Children? The Long Run Implications of Unilateral Divorce". Working Paper 7968.
- [26] Handbook of population and Family Economics. Volume 1a. Handbooks in economics 14. Parte I y II.
- [27] Hoffman, Saul (1977) "Marital instability and the economic status of women", Demography, Vol. 14, No. 1, pp. 67-76.
- [28] Hoffman, Saul D. y Greg J. Duncan (1988) "What are the economic consequences of divorce", Demography, Vol. 25, No. 4, pp. 641-645.

- [29] Klein, R., R. Spady (1993) "An Efficient Semiparametric Estimator for Binary Response Models"
- [30] Larrañaga, Osvaldo (2005) "Fertilidad en Chile: 1960-2002", Mimeo, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- [31] Lillard, L.A. y L.J. Waite (1993) "A joint model of marital childbearing and marital disruption", *Demography* 30, 653-681.
- [32] Dr. D Manting y Dr. J.A. Loeve (2004) "Economic Circumstances and Union Dissolution of Copules in the 1990s in the Netherlands" *Statistics Netherlands*.
- [33] Manting, Dorien y Anne Marthe Bouman (2004) "Short and long term economic consequences of union dissolution, the case of the Netherlands", Working Paper, *Statistics Netherlands*.
- [34] Phillips, B., W. Griffiths (2002) "Female Earnings and Divorce Rates: Some Australian Evidence" Working Paper University of Melbourne.
- [35] Sapelli, Claudio (2003) "Ecuaciones de Mincer y las Tasas de retorno a la Educación en Chile: 1990-1998" Documento de trabajo N° 254. Universidad Católica de Chile.
- [36] Vuri, Daniela (2001) "Fertility and divorce", European University Institute, Working Paper ECO No. 2001/5.
- [37] Weiss, Yoram (1997) "The formation and dissolution of families: why marry? who marries whom? and what happens upon divorce". *Handbook of Population and Family Economics*. Vol 1A. Edited by M.R. Rosenzweig and O. Stark. Elsevier Science B.V.
- [38] Weiss, Yoram y Robert J. Willis (1985) "Children as collective goods and divorce settlements", *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, No. 3, 268-292.
- [39] Weiss, Yoram y Robert J. Willis (1996) "Match quality, new information and marital dissolution", *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 1, Part 2: Essays in honor of Yoram Ben-Porath, S293-S329.
- [40] Wilson, Chris y Andrew Oswald (2005) "How does marriage affect physical and psychological health? A survey of the longitudinal evidence", Working Paper, Warwick University.

## Anexo

### 1. Estimación Con Variables Instrumentales

Si bien en el test de exógeneidad realizado anteriormente la variable número de hijos es exógena se ha querido estudiar esta variable desde su perspectiva de endogeneidad con el fin de seguir la literatura en torno al tema y corroborar los resultados encontrados por Vuri (2001) pero con datos para nuestro país.

#### 1. Metodología para la Estimación Con Variables Instrumentales

En una primera parte se estima la ecuación de probabilidad de separarse

$$PS_i = \beta_i X_i + \varepsilon_i \quad (29)$$

Donde  $X_i$  son todas las variables mencionadas en la estimación paramétrica.

La literatura en torno al tema de fertilidad y disolución matrimonial trata la variable número de hijos como una decisión endógena por parte de los individuos, ya que ellos deciden cuantos hijos tener durante el matrimonio. El uso de esta variable endógena sin considerar esta condición, estaría generando un problema de sesgo en la estimación de la probabilidad de separarse.

Para solucionar este problema, la estrategia según la literatura existente es estimar un probit sin variable instrumental y realizar el test de exógeneidad respectivo, si este test rechaza la hipótesis de que la variable es endógena, entonces esta no estaría generando ningún problema de sesgo. Si por el contrario no se rechaza esta hipótesis, se debe realizar la instrumentalización de la variable e incorporarla de esta forma a la estimación del probit. Esta instrumentalización, en general, se realiza con el sexo de los hijos ya que los padres no pueden elegir si sus hijos serán hombres o mujeres, por lo tanto se considera como exógena, lo que soluciona el problema.

En el problema que nos convoca se realizará dicho test a la variable n° de hijos. Aún si el test rechaza la endogeneidad de la variable, de todas formas se procederá a la instrumentalización para observar como se comportan los resultados respecto de la literatura existente.

La instrumentalización se realizará según lo planteado por Vuri (2001), que se describe como sigue:

$$MS = h_1 h_2 + (1 - h_1)(1 - h_2) \quad (30)$$

Donde  $h_1$  y  $h_2$  son variables dummy, que indican el sexo del primer hijo y el sexo del segundo hijo.

Este instrumento serviría para parejas que tienen al menos dos hijos, tal como argumenta Angrist y Evans (1998) los autores indican que la composición de sexo de los hijos usada como instrumento refleja las preferencias de los individuos en cuanto a tener familias balanceadas, lo que implica que tener niños del mismo sexo disminuye la utilidad de que existan niños, pero si son de distinto sexo, la utilidad marginal de tener

un niño adicional aumenta. Por otra parte Ben-Porath y Welch (1976) argumentan que existe un efecto positivo de la proporción de hijos varones sobre el tamaño de la familia y el espaciamiento en los nacimientos. Además Goody (1976) menciona que muchos hombres se divorcian cuando sus esposas no les han dado un hijo varón<sup>20</sup>.

El sexo de los hijos es aleatorio, por lo que asignar una dummy para el sexo del segundo hijo matcheado con el sexo del primero provee un instrumento para el proceso de tener hijos entre parejas con al menos dos niños.

Las ecuaciones a estimar son:

$$NH = \alpha_0 + \beta_1 MS + \beta_i X_i + \varepsilon_i \quad (31)$$

Donde se utiliza el instrumento para 2 hijos.

Luego se estima la ecuación conteniendo ambos instrumentos:

$$NH = \alpha + \beta_1 MS + \beta_2 sex1h + \beta_3 sex2h + \beta_i X_i + \nu_i \quad (32)$$

Y por último, la ecuación que utiliza el sexo del primer hijo.

$$NH = \alpha + \beta_2 sex1h + \beta_3 sex2h + \beta_i X_i + \nu_i \quad (33)$$

Donde MS, sex1h y sex2h, son los instrumentos y  $\square NH$  es el número de hijos estimado.

Una vez estimada la variable número de hijos se introduce este valor, en sus tres versiones, en la estimación de la probabilidad de separación:

$$PS = \alpha_0 + \beta_1 \square NH + \beta_i X_i + \varepsilon_i \quad (34)$$

Con esto no se pretende, enfocar el tema de la fertilidad, sino que se usa con el afán de hacer comparables nuestras estimaciones con estudios previos y para dar robustez a los resultados, pues más que limitar el análisis a un solo determinante, la idea es saber cuanto influye cada una de las variables en la probabilidad de separarse, con los datos a los que se ha tenido acceso, los que se describen en la siguiente sección.

## **2. Resultados: Estimación con Variables Instrumentales**

En la literatura las decisiones de fertilidad son tratadas como endógenas como se mencionó en la revisión de la literatura, por lo tanto los instrumentos se hacen necesarios para una estimación robusta en este tipo de estudios. Para el caso particular acá tratado se ha realizado el test de exógeneidad basado en el score de las variables del modelo encontrando que la variable número de hijos es exógena, al igual que el resto de las variables utilizadas en la estimación<sup>21</sup>

Los resultados obtenidos en el test llevaría a tomar la decisión de no instrumentalizar el

<sup>20</sup>Para mayores detalles ver Becker, Gary (1981) "Treatise on the family", Harvard University Press, Cambridge, Mass.

<sup>21</sup>Los resultados del test en la tabla 10 en el anexo.

modelo utilizado ya que todas las variables son exógenas. Con lo que podemos abstenernos de indagar obligatoriamente en una posible endogeneidad de variables tales como edad a la que se caso el individuo por ejemplo. A pesar de estos resultados se procederá a la estimación con variables instrumentales de la variable número de hijos, sólo para contrastar resultados en esta materia con la literatura previa que se ha preocupado de desarrollar en profundidad el tema, por su importancia desde el punto de vista de política pública y así establecer si existen diferencias significativas entre las estimaciones con y sin instrumento.

En las estimaciones se utilizan sólo dos de los instrumentos que fueron los más significativos al momento de estimar la ecuación para número de hijos, lo que son MS y sex1h que se refiere al sexo del primer hijo.

La tabla A1 muestra los resultados para las estimaciones tanto de toda la muestra como las que se separan en hombres y mujeres donde se utilizó ambos instrumentos.

Las estimaciones con el instrumento MS, indican que es significativo para toda la población y para los hombres. Lo que indica que tener hijos del mismo sexo influye positivamente en la decisión de fertilidad (0.068), coincidiendo con los resultados de Vuri (2001) para este instrumento, como se muestra en la tabla A1. En esta misma, vemos que la educación afecta negativamente el número de hijos lo que concuerda con la teoría, por otro lado sabemos que si la expectativa de duración del matrimonio es mayor, aumenta el número de hijos según Weiss y Willis (1985), lo que se ve reflejado en el parámetro positivo y significativo de la variable duración. Además se puede apreciar que la variable salario no tiene un efecto significativo en la decisión de tener o no más hijos, contrario a lo que se podría pensar ya que mientras más recursos disponibles tenga el individuo podría disponer de ellos para tener más hijos.

Por otro lado si el cónyuge trabaja y si se ha tenido hijos fuera del matrimonio disminuye el número de hijos, lo que se puede entender en el sentido de shock informacional no esperado que desestabiliza la pareja, por lo tanto las decisiones de fertilidad se postergan aún más. Por otro lado si el cónyuge trabaja la decisión de tener hijos puede postergarse o disminuir su número en el caso de las mujeres, tal como se aborda en el tema de oferta de trabajo femenina donde los hijos menores de 6 años afectan negativamente la oferta de trabajo.

En la estimación de la probabilidad de separarse en la tabla A1 tenemos que edad a la que se caso y duración del matrimonio siguen siendo significativas y negativas lo que las hace robustas a la especificación, lo que se mantiene en capacidad de ingresos también, reafirmando la hipótesis de Becker mencionada anteriormente al respecto de estas variables.

A diferencia de las estimaciones anteriores la variable cónyuge trabaja e hijos fuera del matrimonio pierden significancia en la estimación de la probabilidad de separarse, luego la variable número de hijos, también pierde significancia en esta estimación, por lo que no tendrían una participación relevante en la probabilidad estimada. Mientras sexo mantiene su signo y significancia, educación pierde significancia estadística de un 1 a un 5%.

Con respecto a la ecuación para hombres en la estimación del número de hijos en la tabla A1, tenemos que la variable educación es negativa y significativa indicando que

ha mayor nivel de educación menor es la cantidad de hijos, luego si la esposa trabaja tenemos que también disminuiría la cantidad de hijos y el tener hijos fuera del matrimonio influye negativamente en la decisión de tener o no más hijos.

Luego en la estimación de la probabilidad de separarse en la tabla A1 tenemos que se confirman las hipótesis de Becker (1977) en cuanto a las variables edad a la que se caso, duración del matrimonio, capacidad de generar ingresos, las que afectan negativamente a la probabilidad de separación o ruptura matrimonial. Por otro lado en esta nueva estimación educación sigue siendo significativa pero pierde significancia lo que concuerda con lo expuesto por Becker en cuanto a la inestabilidad de la variable. Luego el número de hijos dentro y fuera del matrimonio son no significativos para la probabilidad de romper el vínculo.

En la estimación para las mujeres de número de hijos tenemos que a diferencia de los hombres la capacidad de ingreso no es menos relevante pues aunque aparentemente los ingresos del hogar vendrían dados por el marido, las mujeres también realizan un aporte importante al presupuesto del hogar, pensando en que esta muestra es de mujeres que participan en el mercado laboral.

Si el cónyuge trabaja es positivo y significativo lo que tiene directa relación con lo anterior ya que si el marido trabaja los ingresos de la familia se asignan de acuerdo a lo que él obtenga como salario. Luego al igual que en la ecuación estimada para los hombres el tener hijos fuera del matrimonio no tiene un efecto significativo.

Por otro lado en la estimación de la probabilidad de separarse para mujeres, se tiene que las variables educación, cónyuge trabaja, número de hijos estimado e hijos fuera del matrimonio pierden significancia estadística en relación a la estimación sin variables instrumentales.

Luego la variable capacidad de ingresos y edad a la que se casó mantienen signo y significancia, mostrando que a mayor capacidad de ingreso menor es la probabilidad de separarse, lo que tendría una cierta contradicción con lo planteado por Phillips and Griffiths(2002) y Manting y Loeve (2004) en el sentido que a mayor capacidad de ingreso de las mujeres, mayor es la probabilidad de separarse.

En la estimación con ambos instrumentos tenemos que en la ecuación para toda la muestra la diferencia es solo en la magnitud del parámetro, pero la diferencia es marginal al usar solo MS como instrumento o al usar MS y sex1h, tanto los signos como las significancias se mantienen por lo tanto se confirman las hipótesis mostradas con anterioridad referidas al trabajo de Becker (1977). Luego la significancia de los instrumentos es al 5 % para ambos. Lo que confirma lo encontrado por Vuri (2001).

Con respecto a las estimaciones por sexo se puede decir que por parte de los hombres se tiene que los parámetros cambian en magnitud pero tanto los signos como las significancias se mantienen, por lo que lo expuesto anteriormente no cambia. En la estimación para las mujeres tenemos que en la regresión para el número de hijos los resultados son similares a las estimaciones con solo MS como instrumento, luego en la determinación de la probabilidad de separarse pierde significancia educación, duración promedio de la actividad laboral y cónyuge trabaja. Luego si el cónyuge trabaja pierde su significancia pero mantiene su signo, de esta manera se confirman los resultados

mostrados anteriormente.

Tabla A1: Estimación Probit IV para ambos Instrumentos

Variables	Todos		Hombres		Mujeres	
	Probit c/iv (MS, sex1h)	Probit c/iv (MS)	Probit c/iv (MS, sex1h)	Probit c/iv (MS)	Probit c/iv (MS, sex1h)	Probit c/iv (MS)
Hombre=1	-0.421** [0.124]	-0.462** [0.147]				
Educación	0.092* [0.036]	0.109* [0.051]	0.114* [0.052]	0.129* [0.059]	0.077 [0.059]	0.117 [0.150]
Edad a la que se caso	-0.109** [0.009]	-0.110** [0.009]	-0.106** [0.012]	-0.107** [0.012]	-0.107** [0.022]	-0.098** [0.035]
Duración matrimonio o convivencia	-0.276** [0.049]	-0.298** [0.071]	-0.296** [0.069]	-0.316** [0.078]	-0.272** [0.064]	-0.319 [0.198]
Capacidad esperada de Ingresos	-0.410** [0.027]	-0.418** [0.034]	-0.423** [0.034]	-0.430** [0.035]	-0.396** [0.046]	-0.421** [0.117]
Actividad que se encuentra realizando	-0.065 [0.215]	-0.041 [0.221]	0.486 [0.323]	0.525 [0.330]	-0.447+ [0.260]	-0.446+ [0.262]
Salario	0.000 [0.000]	0.000 [0.000]	0.000* [0.000]	0.000* [0.000]	-0.000** [0.000]	-0.000** [0.000]
Duración Promedio de la actividad laboral	0.004** [0.001]	0.004** [0.001]	0.004** [0.001]	0.004** [0.001]	0.004** [0.001]	0.004+ [0.002]
Conyúge trabaja	-0.022 [0.118]	0.016 [0.147]	0.109 [0.177]	0.153 [0.195]	-1.162* [0.532]	-1.544 [1.532]
Hijos fuera del matrimonio o convivencia	0.581 [0.408]	0.771 [0.594]	0.598 [0.414]	0.719 [0.472]	0.960 [1.140]	1.795 [3.339]
Número de Hijos Predicho	0.846 [0.683]	1.170 [1.003]	1.039 [0.939]	1.321 [1.077]	1.050 [1.111]	1.871 [3.289]
Constante	5.668** [1.324]	5.051** [1.882]	4.206* [1.902]	3.633+ [2.196]	6.511** [2.172]	5.119 [5.250]
Observaciones	4744	4744	3458	3458	1286	1286
Errores estandar entre parentesis						
+ significativo al 10%; * significativo al 5%; ** significativo al 1%						

### 3. Tablas y Gráficos

Tabla N°1:

Separaciones por sexo en Chile, según edad a la que se caso o inicio su convivencia

Edad a la que se caso o inicio convivencia	Hombres		Mujeres	
	Sí	No	Sí	No
12-18	105.229	136.494	303.005	235.316
	12,44	5,61	27,83	14,75
19-24	415.450	1.066.831	516.627	738.854
	49,12	43,88	47,46	46,33
25-34	285.526	1.091.135	171.760	508.739
	33,76	44,88	15,78	31,90
35-44	33.245	110.704	24.055	64.134
	3,93	4,55	2,21	4,02
45-54	4.333	18.591	4.756	8.122
	0,51	0,76	0,44	0,51
55-64	1.263	5.846	2.198	1.798
	0,15	0,24	0,20	0,11
65<	678	420	0	377
	0,08	0,02	0,00	0,02
<b>Total</b>	<b>845.724</b>	<b>2431.188</b>	<b>1.088.601</b>	<b>1.594.900</b>
	100	100	100	100

Fuente: Encuesta de Protección Social 2002

Tabla 2 : Correlacion entre el sexo de los primeros hijos y si se separo de su 1<sup>er</sup> matrimonio

Se separo de su 1 <sup>er</sup> matrimonio	Mismo sexo	Distinto sexo	Total
Sí	887.645	1.046.680	1.934.325
	33,63	31,52	32,45
No	1.751.934	2.274.154	4.026.088
	66,37	68,48	67,55
<b>Total</b>	<b>2.639.579</b>	<b>3.320.834</b>	<b>5.960.413</b>
	100	100	100

Fuente : Encuesta de Protección Social 2002

Tabla 3: Correlacion entre el sexo del primer hijo y si se separo de su 1<sup>er</sup> matrimonio

Se separo de su 1 <sup>er</sup> matrimonio	Hombre	Mujer	Total
Sí	714.537	758.528	1.473.065
	32,17	33,38	32,78
No	1.506.848	1.513.990	3.020.838
	67,83	66,62	67,22
Total	2.221.385	2.272.518	4.493.903
	100	100	100

Fuente : Encuesta de Protección Social 2002

Tabla N°4 Test de Normalidad

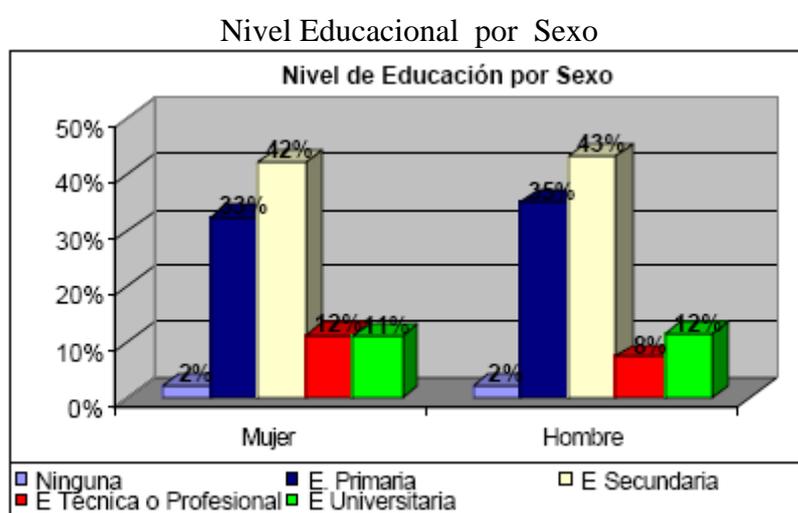
Variabales	Coef. Probit Tod	Coef. Probit H	Coef. Probit M
Nº de hijos	-0.024 (-1.01)	-0.249 (-7.10)**	-0.023 (-0.43)
Edad a la que se caso	-0.011 (-1.63)	-0.131 (-9.03)**	-0.007 (-0.63)
Hombre=1	0.030 (-0.460)	.	.
Educación	0.016 (-0.540)	9.055 (9.78)**	-0.013 (-0.80)
Duración Matri. o Conv. 1	-0.019 (-2.96)**	0.058 (5.77)**	-0.108 (-0.94)
Capacidad de Ingreso	-0.032 (-2.39)**	-0.272 (-10.18)**	-0.008 (-0.35)
Cónyuge Trabaja	0.016 (-0.260)	-0.539 (-10.00)**	-0.065 (-0.38)
Activ. que esta Realizando	0.251 (-1.50)	-0.141 (-2.04)**	0.148 (0.62)
Salario	0.000 (-1.01)	0.011 (-0.11)	0.000 (-0.92)
Duración Promedio Act. Lab.	0.001 (-1.20)	0.000 (-1.44)	0.000 (0.34)
Hijos fuera del matrimonio	-0.054 (-0.52)	0.004 (-6.57)	0.141 (0.71)
Z2	0.9869 (8.59)**	1.494 (10.10)**	1.173 (5.53)**
Z3	0.648 (8.00)**	0.537 (5.90)**	0.967 (5.58)**
Z4	0.117 (7.56)**	0.067 (4.04)**	0.217 (5.31)**
N	6409	4567	1842

Test t entre paréntesis; \*significativo al 5%; \*\* significativo al 1%

Tabla 5: Correlacion sexo, separacion primer matrimonio

Se separo de su 1 matrimonio	Mujer	Hombre	Total
Si	2,166 38.82	1,722 24.68	3,888 30.97
No	3,413 61.18	5,255 75.32	8,668 69.03
<b>Total</b>	<b>5,579</b> <b>100.00</b>	<b>6,977</b> <b>100.00</b>	<b>12,556</b> <b>100.00</b>

Fuente: Encuesta de Protección Social 2002



Fuente: Encuesta de Protección Social 2002

Distribucion por Sexo del Universo de Afiliados al sistema Provisional

sexo	Frecuencia	Porcentaje
Mujer	2.648.453	45,44
Hombre	3.180.593	54,56
<b>Total</b>	<b>5.829.046</b>	<b>100</b>

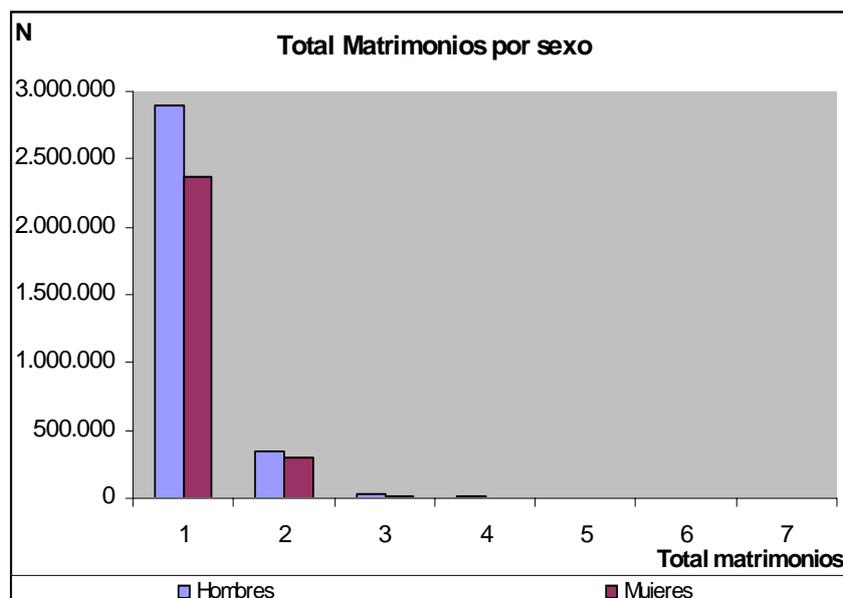
Fuente: Encuesta de Protección Social 2002

Tabla 6: Correlacion entre tener hijos fuera del matrimonio y separarse de su primera pareja

Ha tenido hijos fuera del matrimonio	Se separo de su 1ª pareja		Total
	Si	No	
Si	220,54 10.54	300,737 6.76	521,277 7.97
No	1,871,154 89.46	4,146,805 93.24	6,017,959 92.03
Total	2,091,694 100.00	4,447,542 100.00	6,539,236 100.00

Fuente: Encuesta de Protección Social 2002

Grafico 1



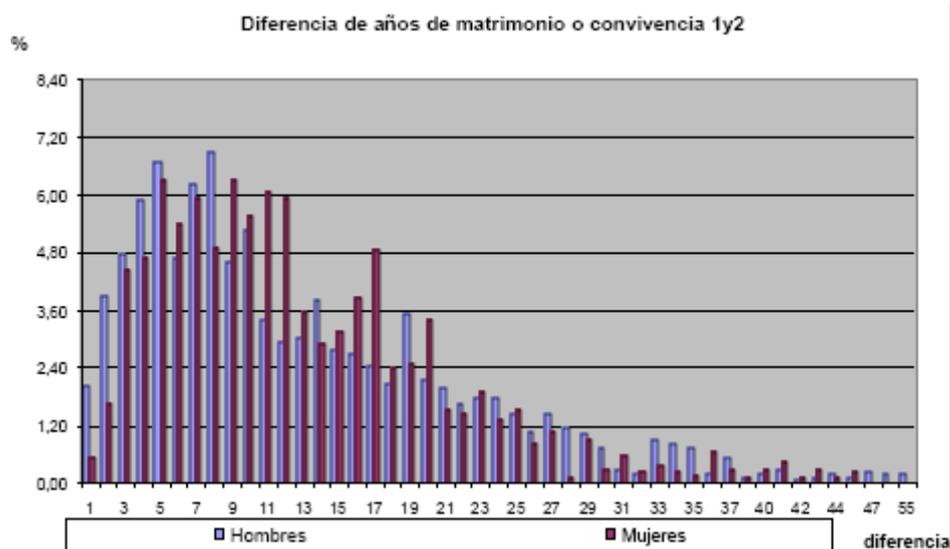
Fuente: Encuesta de Protección Social 2002

Tabla 7: Correlacion entre edad a la que se casa un individuo y su educación

Edad a la que se caso	Ninguna Educación	Educación Primaria	Educación Secundaria	Educación Técnica	Educación Superior	Total
<15	2.135 1,47	38.262 1,68	11.734 0,41	3124 0,53	438 0,06	55.693 0,85
15-18	29429 20,23	431471 19,02	356.493 12,64	32.446 5,48	23292 3,28	873.131 13,36
19-24	48.853 33,58	954.201 42,07	1.450.775 51,42	281921 47,57	284.333 39,97	3.020.083 46,2
25-34	46.038 31,64	704615 31,06	906.166 32,13	256.281 43,25	373.196 52,47	2.286.296 34,96
35-44	14059 9,66	106429 4,70	84077 2,98	17382 2,93	27006 3,79	248953 3,81
45-54	3363 2,3	25380 1,12	9442 0,34	834 0,14	3036 0,42	42055 0,63
55-64	1592 1,10	6725 0,30	2224 0,08	564 0,10	0 0,00	11105 0,15
65	0 0	1.475 0,07	0 0	0 0	0 0	1.475 0,03
Total	145.469 100	2.268.558 100	2.820.911 100	592.552 100	711.301 100	6.538.791 100

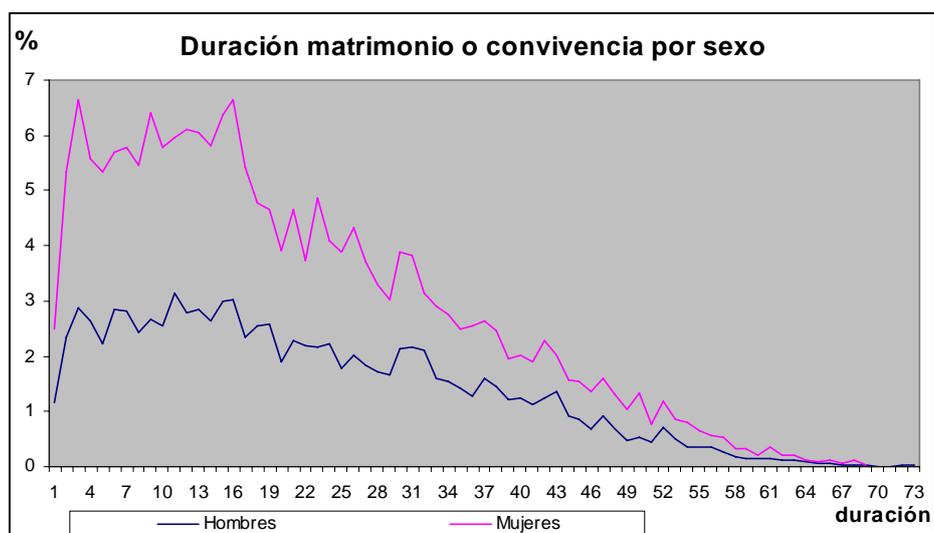
Fuente: Encuesta de Protección Social 2002

Grafico 2



Fuente: Encuesta de Protección Social 2002

Grafico 3



Fuente: Encuesta de Protección Social 2002

Tabla 8: Estimación modelo probit para los 3 universos utilizados

Variables	Todos Probit	Hombres Probit	Mujeres Probit
Hombre=1	-0.259** [0.069]		
Educación	0.040** [0.009]	0.042** [0.011]	0.041* [0.020]
Edad a la que se caso	-0.101** [0.008]	-0.091** [0.009]	-0.120** [0.016]
Duración Matrimonio o Convivencia	-0.183** [0.009]	-0.194** [0.011]	-0.170** [0.014]
Capacidad de Ingreso Esperada	-0.370** [0.016]	-0.392** [0.020]	-0.338** [0.027]
Actividad que se encuentra realizando	-0.160 [0.168]	0.137 [0.210]	-0.407+ [0.233]
Salario	0.000 [0.000]	0.000 [0.000]	-0.000 [0.000]
Duración promedio de la actividad laboral	0.003** [0.000]	0.003** [0.001]	0.003** [0.001]
Conyúge Trabaja	-0.178** [0.065]	-0.131+ [0.070]	-0.593** [0.176]
N° de hijos	-0.128** [0.032]	-0.166** [0.042]	-0.025 [0.054]
Hijos Fuera del Matrimonio	0.205+ [0.108]	0.244+ [0.133]	0.178 [0.194]
Constant	6.685** [0.359]	6.181** [0.406]	7.083** [0.666]
Observations	6409	4587	1842

Robust standard errors in brackets  
+ significant at 10%; \* significant at 5%; \*\* significant at 1%

Tabla 9: Estimación semi-paramétrica con H fijo con 3 valores en el intervalo.

Variable	Todos			Hombres	Mujeres
Hombre=1	-0,259 (0,022)**	-0,250 (0,024)**	-0,250 (0,021)**		
Educación	0,040 (0,023)+	0,040 (0,022)+	0,040 (0,022)+	0,042 (0,024)+	0,041 (0,034)
Edad a la que se casó	-0,101 (0,022)**	-0,101 (0,023)**	-0,100 (0,023)**	-0,097 (0,026)**	-0,119 (0,038)**
Duración Matrimonio o Convivencia	-0,170 (0,042)**	-0,180 (0,024)**	-0,183 (0,024)**	-0,193 (0,025)**	-0,169 (0,040)**
Capacidad de Ingreso Esperada	-0,370 (0,039)**	-0,370 (0,033)**	-0,370 (0,043)**	-0,381 (0,026)**	-0,338 (0,037)**
Actividad del Individuo	-0,160 (0,022)**	-0,160 (0,022)**	-0,160 (0,022)**	0,138 (0,026)**	-0,404 (0,038)**
Duración Promedio	0,003 (0,091)	0,003 (0,049)	0,003 (0,089)	0,003 (0,010)	0,003 (0,070)
Cónyuge Trabaja	-0,178 (0,022)**	-0,177 (0,022)**	-0,178 (0,022)**	-0,140 (0,026)**	-0,594 (0,039)**
Número hijos primer matrimonio	-0,129 (0,022)**	-0,129 (0,023)**	-0,129 (0,022)**	-0,166 (0,024)**	-0,025 (0,038)
Hijos Fuera Matrimonio	0,205 (0,022)**	0,205 (0,022)**	0,204 (0,021)**	0,240 (0,026)**	0,178 (0,038)**
N	6409	6409	6409	4567	1842
H	0,23	0,28	0,33	0,35	0,34
Log Likelihood	-21.076.092	-21.076.066	-21.076.029	-14.445.622	-6.603.933
* significativo al 5%; **significativo al 1%					
Errores estándar entre parentesis					

El test basado en el score tiene como hipótesis  $S(\theta)X_i=0$ , para que la variable sea exógena. Donde  $S(\theta)$  es el vector score y  $X_i$  el vector de variables explicativas. Los resultados para las distintas variables son:

Variables	test t		
	Probit Todos	Probit Hombre	Probit Mujer
Nº de hijos	-0,926	-0,289	-1,131
Edad a la que se caso	-0,981	-0,310	-1,156
sexo	-0,381		
Educación	-1,231	-0,308	-1,417
Duración Mat o conv 1	-1,050	-0,371	-1,268
Capacidad de Ingreso	-0,661	-0,333	-0,937
Conyúge Trabaja	-1,056	-0,043	-1,259
Actividad que se encuentra realizando	-1,025	-0,238	-1,130
Salario	-0,738	-0,371	-1,046
Duración promedio de la actividad laboral	-1,137	-0,319	-1,300
Hijos fuera del matrimonio	-0,237	-0,475	-0,016

\* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%

#### 4. Construcción de variables

##### 1. Predicción de Capacidad de Ingreso

Comenzando por el cálculo de la predicción del salario del individuo utilizando la encuesta de empleo tomada por la Universidad de Chile desde el año 1957, se calcularon ecuaciones de mincer para generar los parámetros asociados a cada una de las variables importantes en la estimación de la ecuación de salario. Como tenemos personas que se casaron antes de este año la predicción asociada a cada uno de ellos se realizara con los parámetros resultantes del año 1957, en adelante se utiliza un promedio de los parámetros generados en los siguientes períodos, 57-72, 72-85, 85-98, 98-02, de esta forma quienes se hayan casado entre esos períodos tendrán asociados los parámetros correspondientes a lo que en ese momento se esperaría de ellos como capacidad de generar riqueza. Se utiliza esto por no contar con el ingreso del individuo en el momento de casarse. Ya que uno de los factores determinantes de las separaciones según la literatura es la capacidad de generar ingresos del cónyuge, donde si la capacidad de generar riqueza del hombre es mayor que la de la mujer genera estabilidad

en el hogar y disminuye la probabilidad de separación, mientras que si esto se da en las mujeres la probabilidad aumenta.

Las variables de esta ecuación son las más usadas en la literatura de capital humano, las cuales son: sexo, escolaridad, experiencia, experiencia al cuadrado y sector económico.

Los parámetros ponderados para las ecuaciones de retorno a la educación son los de la tabla A2.

Tabla A2: Parámetros estimados de la ecuación de Mincer, para intervalos de años entre 1957-2002

	57	57-72	72-85	85-98	98-02
sexo	0.507	0.434	0.311	0.237	0.237
esc	0.108	0.106	0.106	0.115	0.137
exp	0.051	0.048	0.052	0.044	0.037
exp2	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.00045
d0	.	0.055	0.149	0.183	-0.020
d1	0.020	0.170	0.449	0.576	0.662
d2	-0.217	-0.1664	-0.089	-0.091	-0.132
d3	-0.221	-0.166	-0.125	-0.123	-0.006
d4	-0.119	-0.089	-0.064	-0.091	-0.125
d5	0.077	0.116	0.082	0.174	0.137
d6	-0.695	-0.574	-0.394	-0.368	-0.235
d7	0.02	0.030	0.025	-0.024	-0.090
_cons	-5.204	-3.030	4.458	8.904	12.285

Luego, la predicción de la capacidad de generar ingresos se realizó utilizando los parámetros estimados, en la siguiente ecuación:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{sexo} + \beta_2 \text{esc} + \beta_3 \text{exp} + \beta_4 \text{exp}^2 + \beta_5 d_0 + \beta_6 d_1 + \beta_7 d_2 + \beta_8 d_3 + \beta_9 d_4 + \beta_{10} d_5 + \beta_{11} d_6 + \beta_{12} d_7 + \varepsilon$$

Donde  $Y_i$  representa el ingreso del individuo al momento de casarse, la experiencia  $tab$  corresponde al momento en que el individuo contrajo matrimonio y las variables  $d$  representan las distintas actividades económicas que son las siguientes

Agricultura, caza, silvicultura y pesca	0
Explotación de minas y canteras	1
Industrias manufactureras	2
Construcción	3
Comercio	4
Servicios de gobierno y financieros	5
Servicios personales y de los hogares	6
Servicios comunales y sociales	7
Transporte, almacenamiento, comunicaciones y servicios de utilidad pública	8
Actividades no bien especificadas	9

La codificación general de la propiedad de las distintas instituciones y empresas en que se ocupa la fuerza de trabajo:

Instituciones fiscales	0
Instituciones públicas	1
Empresas públicas	2
Instituciones y empresas privadas	3

Luego el ingreso potencial o la capacidad potencial para generar ingresos al momento de casarse o convivir estará dada por la predicción de  $Y$ , que se utilizará en el cálculo de la probabilidad de separarse y en la estimación en que se utiliza variable instrumental.

Por otra parte se construye la variable duración promedio del individuo en sus actividades laborales para establecer una aproximación a la estabilidad laboral del individuo, para lo que toman sus historias laborales desde la encuesta de Protección Social para el período en que los individuos permanecieron casados.

La duración del matrimonio, se construye como una aproximación pues no se cuenta con los datos exactos y es la edad en que se inicio el segundo matrimonio menos la edad a la que inicio el primer matrimonio o convivencia, de esta forma como máximo el individuo estuvo con su pareja anterior hasta la edad en que tuvo una nueva pareja, esto para quienes tienen el status de separados y la duración real para quienes permanecen casados o conviviendo aún con su primera pareja.