ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

ANALES | ASOCIACION ARGENTINA DE ECONOMIA POLITICA

XLIX Reunión Anual

Noviembre de 2014

ISSN 1852-0022
ISBN 978-987-28590-2-2

EFECTOS DEL EMPAREJAMIENTO SELECTIVO EN LA DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO EN ARGENTINA

Funes Leal Víctor

Efectos del emparejamiento selectivo en la distribución del ingreso en Argentina

Víctor Funes Leal*
Universidad Nacional de La Plata

Resumen

Este trabajo aplica la metodología de Bredemeier y Juessen (2013)[3] con el objeto de evaluar el impacto de los cambios en el emparejamiento selectivo para Argentina en el período 1992-2012. El mencionado fenómeno se estudia por medio de los cambios en las horas trabajadas de las mujeres en función del decil de ingresos de sus cónyuges. Se realiza un ejercicio de simulación para estudiar cambios en la distribución de matrimonios entre cónyuges de distintos deciles, salarios promedio por cada cuantil y número de hijos.

JEL: D31, C15, J12

Palabras clave: emparejamiento selectivo, distribución del ingreso, oferta laboral femenina, brecha de género.

Abstract

This paper uses the methodology of Bredemeier and Juessen (2013)[3] to assess the impact of changes in patterns of assortative mating in Argentina from 1992 to 2012. Changes in hours worked by women as a function of their husband's income decile are used to study this phenomenon. A simulation is carried out to study changes in the distribution of marriages between spouses form different income deciles, average wages and number of children.

JEL: D31, C15, J12

Keywords: assortative mating, income distribution, female labor supply, gender wage gap.

*victorefunes@gmail.com

Índice

1. Introducción **3**

2. Importancia del emparejamiento selectivo **4**

3. Revisión de la literatura **5**

4. Tendencias de emparejamiento selectivo en Argentina **7**
4.1. Datos y fuentes 7
4.2. Algunos hechos estilizados 8

5. Modelo **10**
5.1. Análisis cuantitativo 10
5.2. Estimación del salario de mujeres 12
5.3. Imputación de salarios 14
5.4. Obtención de datos para el modelo 14

6. Simulación **16**
6.1. Calibración 16
6.2. Datos de entrada 18
6.3. Resultados 19

7. Conclusión **21**

1. Introducción

El mercado laboral en todos los países occidentales y, en Argentina particularmente, sufrió un cambio muy importante en los últimos 30 años debido al ingreso de las mujeres en el mercado laboral, este hecho tuvo un impacto muy fuerte tanto en la oferta como en la demanda, tanto de ellas como de los hombres, así también como en otras variables como ser la fertilidad, la distribución del ingreso intrahogar, tasas de nupcialidad y divorcios, etc (Killingsworth y Heckman 1986[13]).

Dentro de la vasta literatura sobre oferta y demanda laboral femenina, existe un tema en particular que ha comenzado a atraer cada vez más atención en los últimos años, el "emparejamiento selectivo"[1], que hace referencia al hecho que la decisión de formar una pareja a largo plazo entre personas de sexo opuesto es una decisión racional que involucra una serie de factores relacionados con el grado de afinidad de ambas personas (nivel educativo, ingresos laborales, origen étnico, religión, entre otros).

Schwartz (2010)[18] afirma que el ingreso de la mujer al mercado laboral tuvo como consecuencia un cambio radical en la naturaleza de la relación económica subyacente en los matrimonios. Hasta mediados del Siglo XX el matrimonio implicaba una relación de complementariedad entre las fuentes de ingresos, dónde el hombre ofrecía casi la totalidad de su tiempo en el mercado laboral, mientras que la mujer hacía todo lo contrario, dedicando la mayor parte de su tiempo a la producción de bienes públicos dentro del hogar. Este panorama fue cambiando a medida que mayor cantidad de mujeres se integraron al mundo laboral, haciendo que , en primer lugar, las normas sociales se vuelvan mas igualitarias y, en segundo lugar, se incremente la simetría entre las características de los cónyuges, particularmente los ingresos y el nivel educativo.

La creciente simetría mencionada es producto del emparejamiento selectivo y en este trabajo se mostrará en que grado este efecto positivo sirve como motor del incremento de las horas trabajadas por mujeres, puesto que, si las mujeres con mayor productividad se casan con hombres con similares características, entonces a mayor decil de ingreso de los hombres, mayores serán las horas ofrecidas por sus esposas en el mercado laboral puesto que el ingreso se maximiza en la medida que dos personas de similares productividades formen una pareja. En la siguiente sección se verá que, si bien el ingreso se maximiza, también se incrementa la desigualdad, por lo que existe un "trade-off" entre ingresos e igualdad.

El trabajo se estructurará de la siguiente forma, en primer lugar se realiza una descripción del fenómeno y se demuestra, por medio de un ejercicio simple de simulación, cuál es su importancia dentro del vasto conjunto de determinantes de la desigualdad en la distribución del ingreso. Luego se hace una breve reseña de la literatura, enfatizando la evolución de los diferentes métodos econométricos utilizados por diferentes autores. En la sección 4 se muestran un conjunto de indicadores de evolución de ingresos y participación laboral de hombres y mujeres casadas para el período 1992 a 2012 y se describen tanto las fuentes de éstos cómo la forma en que se trabajaron. Posteriormente, en la sección 5 se describe el modelo de Bredemeier y Juessen (2013)[3], así como también las estimaciones de salarios y su imputación, así como también la obtención de las matrices de asociación de deciles de ingresos de los cónyuges. En la sección 6 se detallan los resultados de la simulación, comenzando con los

[1] En este trabajo se utiliza esta traducción del término "assortative mating", puesto que también puede traducirse como "apareamiento selectivo", se escogió este término tras consultar la página web de Real Academia Española (`www.rae.es`), puesto que la segunda acepción refiere más a cuestiones reproductivas, mientras que la primera es más general.

parámetros utilizados para calibrar el modelo, los datos de entrada y los resultados obtenidos. En la última sección se muestran las conclusiones a las que se arriba a partir del trabajo.

2. Importancia del emparejamiento selectivo

Una forma útil de describir la importancia del emparejamiento selectivo a la hora de estudiar la desigualdad en los ingresos laborales es a través de una simulación de montecarlo. Para ello se simuló una economía ficticia compuesta por 2000 personas, 1000 mujeres y 1000 varones, cuyos ingresos laborales se generaron por medio de una distribución uniforme cuyos valores se encuentran entre entre 0 y 20000 ($U[0, 20000]$), luego se calculó el ingreso por decil[2] de cada hombre, mujer y per cápita familiar (igual al promedio del ingreso de los respectivos cónyuges ya que no hay hijos en este ejercicio simple) y el coeficiente de Gini de dicho ingreso per cápita familiar en base a cada uno de los 2000 individuos de la muestra simulada, luego se repite este ejercicio 1000 veces y se calcula el promedio de los ingresos medios por cada decil y los respectivos coeficientes de Gini bajo diferentes tipos de emparejamiento.

En el primer escenario, detallado en el cuadro 1 se simula la situación de emparejamiento aleatorio, es decir, cada persona forma una pareja con quien comparte fila en la distribución del sexo opuesto, luego se calcula el ingreso per cápita de la pareja, suponiendo que la distribución intrahogares es igualitaria, de modo que cada cónyuge se queda con la mitad de éste.

Cuadro 1: Patrones de emparejamiento-simulación de montecarlo

	Promedios por decil del ingreso per cápita familiar				
Decil	Salario hombre	Salario mujer	Emparejamiento		
			Aleatorio	Positivo	Negativo
1	1.009,55	1.009,27	2.994,89	1.009,41	9.263,34
2	3.009,68	3.009,19	5.453,70	3.009,43	9.530,20
3	5.002,30	5.004,36	7.057,66	5.003,33	9.694,74
4	6.995,74	7.004,91	8.360,88	7.000,32	9.827,00
5	8.996,03	9.001,50	9.480,47	8.998,77	9.944,32
6	10.995,39	10.999,09	10.518,56	10.997,24	10.056,74
7	12.996,51	12.999,44	11.641,37	12.997,98	10.174,02
8	14.996,36	14.999,96	12.938,57	14.998,16	10.305,72
9	16.994,03	16.997,38	14.545,29	16.995,71	10.469,94
10	18.988,67	18.995,28	17.010,92	18.991,97	10.736,29
Coeficiente de Gini-media			23,31	33,21	2,44
Coeficiente de Gini-desv. est.			0,0053	0,0053	0,0008

En el segundo caso, se plantea la existencia de emparejamiento selectivo positivo, esto es, cada persona se casa con quien le corresponde en su fila, previo ordenamiento de salarios de mayor a menor, esto equivale a que cada persona forma una pareja con quien posea salarios iguales o superiores al propio, de modo tal que primero se casan las personas de mayores ingresos, luego las que le siguen y así hasta llegar a los de menores ingresos.

El esquema de la quinta columna del Cuadro 1 muestra que este tipo de emparejamiento selectivo incrementa el coeficiente de Gini del ingreso per cápita familiar en un 41 % con res-

[2]Los deciles calculados son tales que en cada uno se ubique el 10 % de la población para la variable respectiva.

pecto a la situación inicial, con sólo cambiar el orden de la formación de parejas la desigualdad en la distribución del ingreso familiar se incrementó notablemente.

En el último caso, representado en la sexta columna del Cuadro 1 se modifica la regla de emparejamiento selectivo haciendo que ahora las mujeres más pobres se casen con los hombres más ricos, es decir, el escenario extremo opuesto al anterior con el objetivo de evaluar la variación de la desigualdad. Ahora, cambiando al regla de formación de parejas, la desigualdad medida por el coeficiente de Gini se redujo diez veces con respecto al escenario base, del mismo mdod la variabilidad del coeficiente de Gini a lo largo de las 1000 muestras cae notablemente en relación a los demás casos. Se concluye que la estrategia de conformación de parejas es un factor importante para determinar la desigualdad en la distribución del ingreso.

3. Revisión de la literatura

El análisis económico de la familia ingresó al "mainstream" del análisis económico con los trabajos de Becker[2](1993, pág 110) quien afirmaba que existe un nivel de emparejamiento óptimo, el cual tiene lugar cuando no es posible cambiar las combinaciones de personas de manera tal que se beneficie a alguien sin perjudicar a otro y, que el emparejamiento positivo tiene lugar en la medida que la productividad se maximice entre las diferentes combinaciones de parejas, mientras que si existen beneficios derivados de la especialización, dónde los hombres participan del mercado laboral y las mujeres dedican su tiempo a la provisión de bienes públicos en el hogar, tenderá a prevalecer el emparejamiento selectivo negativo.

Luego, Lam (1988)[14], desarrolló un modelo teórico alternativo en el cual las ganancias del matrimonio provenían del consumo conjunto de bienes públicos, un aspecto no considerado por Becker, generando como consecuencia emparejamiento selectivo positivo.

El trabajo pionero de Cancian y Reed (1999)[5] fue el primero en intentar una descomposición de los ingresos laborales por fuentes, descomponiendo dicha variable en sus componentes (ingreso del marido, de la mujer y otros); para la mencionada descomposición utilizan el coeficiente de variación del ingreso familiar:

$$CV_F = S_H^2 CV_H^2 + S_W^2 CV_W^2 + S_R^2 CV_R^2 + 2\rho_{HW} S_H S_W CV_H CV_W + 2\rho_{HR} S_H S_R CV_H CV_R + 2\rho_{RW} S_R S_W CV_R CV_W$$

Dónde:

S_K : Participación de la fuente K en el ingreso familiar total.

C_K : Coeficiente de variación de la fuente K ($CV_K = \sigma_K/\mu_K$)

ρ_{ij} : Coeficiente de correlación entre las fuentes i y j

μ_K : Ingreso medio de la fuente K, con K igual a F (ingreso familiar), W (ingreso de la mujer), H (ingreso del marido) o R (ingreso de otras fuentes).

Las autoras utilizan como medida de la desigualdad al coeficiente de variación, a pesar de ser una medida inexacta de ésta porque tiende a darle mayor ponderación a las transferencias entre individuos cuya diferencia de ingresos sea elevada (Gasparini et al, pag. 383[10]), el

motivo reside en que dicho indicador puede descomponerse linealmente en sus componentes, tal como lo muestra la última ecuación.

Una vez efectuada la descomposición, se realizan cuatro experimentos contrafácticos para evaluar los efectos sobre la distribución del ingreso familiar: reducir el ingreso de las mujeres a cero, reducirlo marginalmente, mantener constante en el tiempo la media y la dispersión de los ingresos de éstas (μ_W y σ_W) y mantener constantes las correlaciones parciales del ingreso de las mujeres con las demás fuentes (ρ_{HW} y ρ_{RW}).

Ésta metodología es aplicada posteriormente por Campos-Vázquez et Al. (2012)[4] para estudiar los cambios en la distribución del ingreso familiar en México entre 1988 y 2012, en particular la magnitud del efecto del incremento en el ingreso laboral de las mujeres casadas. Con la mencionada metodología muestran que el principal determinante de la desigualdad del ingreso familiar es la desigualdad de ingresos de los maridos, en segundo lugar, la oferta laboral y la estructura de salarios de las mujeres disminuye la desigualdad de salarios y por último, la correlación entre fuentes de ingresos carece de efecto sobre el ingreso familiar.

Otro camino seguido por la literatura consiste en descomponer algún índice de desigualdad por medio de distribuciones contrafácticas, siguiendo la metodología de DiNardo et Al.(1996)[8] o la de Machado y Mata (2005)[15], como por ejemplo Daly y Valletta (2006)[7] en cuyo trabajo se descomponen una serie de indicadores[3] partiendo del ingreso familiar equivalente de la muestra de familias de la *Current Population Survey* de los Estados Unidos, buscando evaluar el efecto de la creciente dispersión de los ingresos de los hombres sobre la distribución del ingreso familiar.

El método que utiliza el mencionado trabajo consiste en simular distribuciones contrafácticas en base a parametrizaciones de un conjunto de covariadas y comparar los resultados que surgen si se varía una de ellas, manteniendo al resto constantes en los valores de un año base previamente definido: si Y es el ingreso familiar equivalente y $f_t(Y)$ es su distribución en el período t, a su vez la distribución del ingreso depende de un vector de características denotado por Z y de la estructura de los ingresos, denotada por m_t de manera que la distribución puede caracterizarse como:

$$f_t(Y) = f_t\left(Y/t_Y = t, t_Z = t, m_t\right)$$

Las diferentes distribuciones parten de comparar los resultados observados $t_Y = t_Z = t_0$ o $t_Y = t_Z = t_1$ con los simulados ($t_Y = t_0$ y $t_Z = t_1$ o $t_Y = t_1$ y $t_Z = t_0$) y evaluar los cambios en los diferentes indicadores mencionados.

Dentro de ésta literatura, también es posible aplicar la mencionada metodología a la distribución conjunta de los niveles educativos entre las parejas, el reciente trabajo de Eika et Al. (2014)[9] en el cual se comparan los resultados de Estados Unidos con los de una base de datos longitudinal de Noruega sobre niveles de escolaridad de individuos, la cual puede usarse estudiar el emparejamiento selectivo por niveles educativos ya que es posible identificar en ella a las parejas en cada año, así como también obtener datos detallados no sólo del nivel de escolaridad más alto alcanzado sino también del título obtenido, permitiendo estudiar el emparejamiento a niveles de títulos universitarios inclusive.

Los últimos dos trabajos mencionados comparten con éste una aspecto metodológico importante, todos se basan en estimar una distribución de frecuencias conjunta (o, mas preci-

[3] mediana, desviación estándar, coeficiente de variación, razones de deciles ($90/10$, $50/10$, $90/50$, $70/25$ y $95/5$), coeficiente de Gini, coeficiente de Theil, desviación logarítmica media y tasa de pobreza

samente una tabla de contingencia) de los deciles de ingresos y de los niveles de educación de las parejas, la cual es utilizada como "insumo" para realizar las simulaciones detalladas anteriormente y, con ellas simular distintos escenarios contrafácticos por medio de variaciones en diferentes parámetros, la metodología utilizada en este trabajo se detalla en la sección "Simulación".

4. Tendencias de emparejamiento selectivo en Argentina

4.1. Datos y fuentes

Los datos que se utilizan para estimar el modelo provienen de la **Encuesta Permanentes de Hogares** (EPH) elaborada por el Instituto Nacional de Estadísticas (INDEC) de Argentina[10]. El período abarca los años 1992-2012, aquí hay una importante desviación con respecto al trabajo original, que utiliza datos de la Current Population Survey desde 1970 a 2010, el motivo radica en que, en primer lugar, en la década de 1970 sólo se realizó una encuesta (en el año 1974) y, en segundo lugar, las encuestas de la década de 1980 poseen una serie de problemas como ser, cobertura geográfica limitada a pocos aglomerados y errores de imputación, por último, se decidió comenzar en 1992 para evitar problemas con la unidad monetaria, puesto que en dicho año entró en vigencia la actual moneda de curso legal (el peso).

A fines de deflactar los valores de los salarios nominales se utilizó la siguiente estrategia: para el período 1992-2006 se utilizó el IPC-INDEC mientras que para el período 2007-2012 se utilizó el IPC-BPP, calculado por el "Billion Prices Project" (BPP) del MIT[4] en base a un relevamiento automático de datos publicados en internet (Cavallo 2013[6]). Los motivos para utilizar esta alternativa radican en que, utiliza una canasta similar a la del INDEC y que, si bien los precios se relevan en un número reducido de locales, el agregado se comporta de manera similar al IPC, como consecuencia de la **Ley de los grandes números**. El ingreso laboral se deflacta, entonces utilizando este índice empalmado con base 2012=100, es decir, todas las magnitudes están expresadas en pesos constantes de 2012.

Posteriormente, siguiendo a Bredemeier y Juessen[3], se eliminan los hogares con un único miembro, el motivo reside en que las estimaciones del modelo requieren la existencia de dos cónyuges porque si hubiese sólo un miembro no existiría una distibución conjunta de ingresos por decil de la pareja , así como también a los hogares secundarios. Como paso final se eliminan todas las parejas en las que alguno de los cónyuges sea menor a 25 años o mayor de 60 años con el objeto de evitar captar a la menor cantidad posible de estudiantes y jubilados.

Un detalle adicional que cabe mencionar es que en este caso, a diferencia de los autores citados, no se eliminan a los individuos que poseen ingresos por cuenta propia motivado en que en las economías emergentes, como es el caso de Argentina, existe un alto grado de informalidad laboral, y estos trabajadores suelen ser considerados independientes por las estadísticas oficiales, fruto del tipo de vínculo que poseen con sus empleadores.

La base de datos se completa agregando a éstos en cuatro bloques a fines de evitar el efecto de los ciclos económicos sobre los salarios y las horas trabajadas[5]:

- Período 1: 1992-1996

[4] `www.bpp.mit.edu`

[5] Aunque debe recalcarse que el grueso del análisis se realizará en los períodos 1 y 4

- Período 2: 1997-2002
- Período 3: 2003-2007
- Período 4: 2008-2012

4.2. Algunos hechos estilizados

A pesar de contar de datos para una cantidad de períodos relativamente acotada, se pueden observar algunas tendencias relacionadas con la mayor participación de las mujeres en el mercado laboral. En primer lugar, en la Figura 1 se muestra que los salarios (a precios constantes) de las mujeres evolucionaron de manera casi idéntica a los de los hombres en el período bajo análisis, mientras que su nivel se mantuvo siempre por debajo del de los hombres, sin una tendencia clara a reducirse o aumentar, aunque la brecha salarial entre los dos grupos parecería ser levemente anticíclica puesto que se reduce en las recesiones y se expande en los períodos de crecimiento.

En todos las figuras a continuación, se agrega una línea vertical coincidente con el año 2003, motivada en el hecho que en el mencionado año tuvo lugar una importante modificación en la Encuesta Permanente de Hogares, modificándose la periodicidad de la realización de ésta (semestral a trimestral) y la metodología de muestreo (de allí que la EPH pasó a denominarse “continua”), estos cambios representan un quiebre metodológico exógeno que puede estar reflejado en los datos, motivo por el cual se señala su ubicación en los gráficos para evitar interpretaciones erróneas.

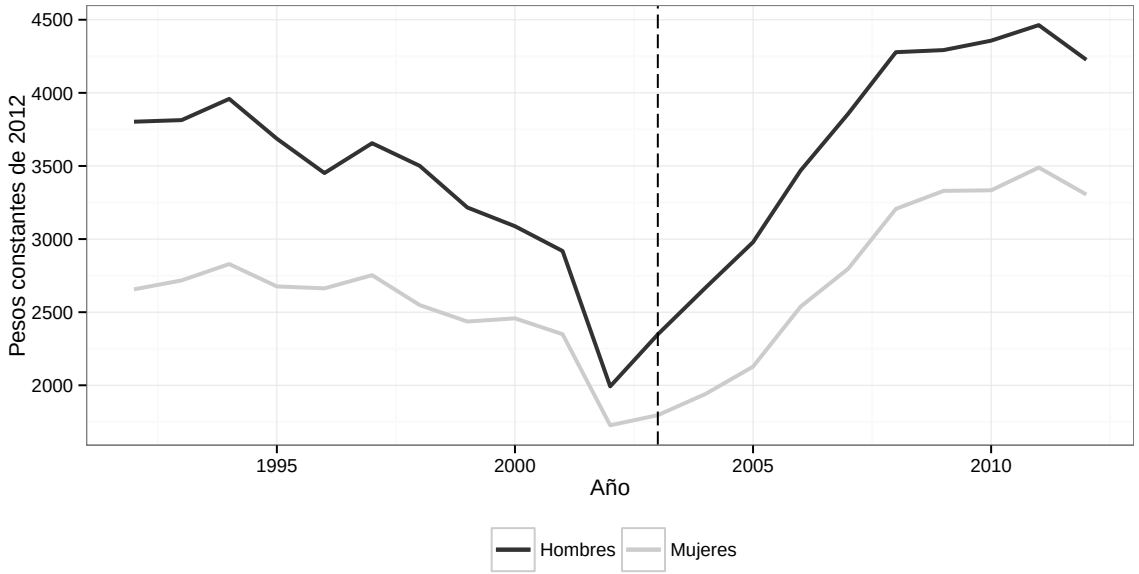


Figura 1: Ingresos laborales promedio por género y por año

Por otro lado, la tasa de participación en el mercado laboral por género muestra una evolución diferente, aquí si puede apreciarse una creciente participación de las mujeres en el mercado laboral, a pesar de ser todavía muy inferior a la de los hombres, creció sostenidamente en el período, salvo por una leve reducción durante la crisis de 2002. Aquí también se observa que la tendencia de ambas series es idéntica, difiriendo sólo entre niveles según el

respectivo género, por otro lado, la curva de participación laboral de mujeres casadas parecería llegar a un “tope” en el 50 % de participación en 2004, permaneciendo alrededor de dicho nivel de allí en adelante.

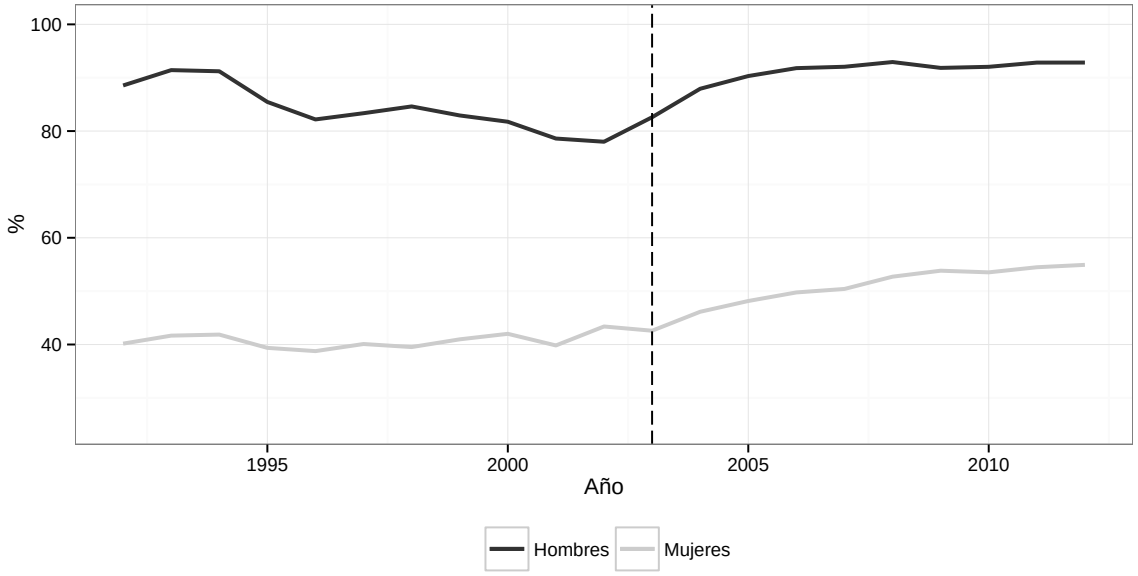


Figura 2: Participación laboral por género y por año

Una medida muy utilizada del emparejamiento selectivo es el coeficiente de correlación entre los niveles de ingresos de los cónyuges en una pareja, cuanto más alta (y positiva) sea la correlación, mayor será el grado de selectividad en la formación de parejas, esto es, mayor será el emparejamiento selectivo positivo, casi contrario, será negativo.

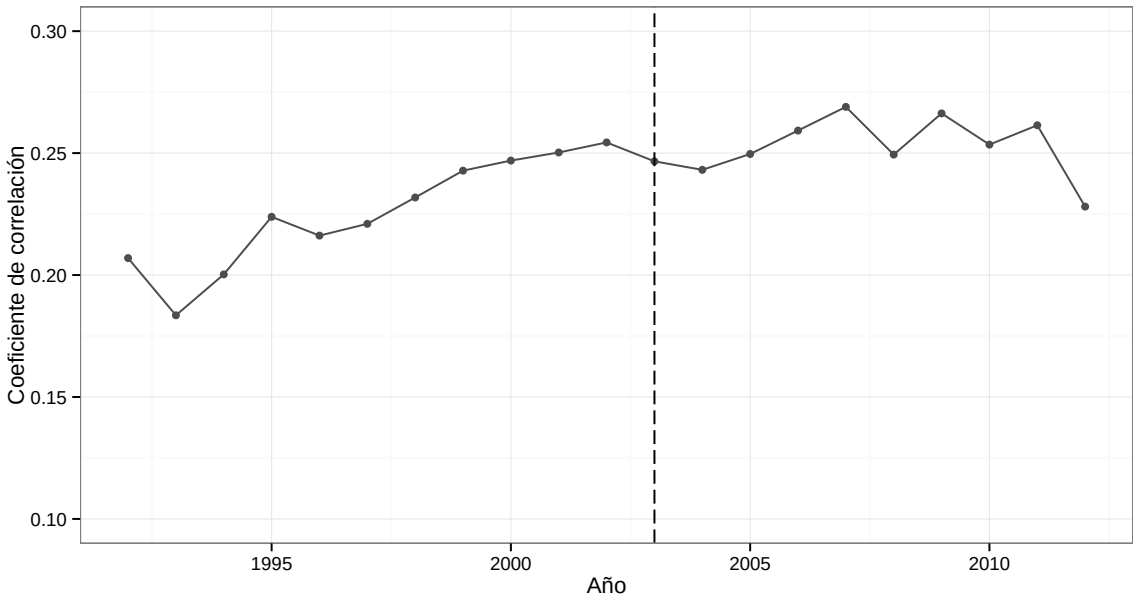


Figura 3: Coeficiente de correlación entre los ingresos de los cónyuges

La Figura 3 muestra que el mencionado coeficiente de correlación no ha tenido grandes

variaciones en el período, a pesar de tener una leve tendencia a crecer en el tiempo, lo que, en un principio sería evidencia a favor de una creciente selectividad positiva, más adelante se verá que éste fenómeno es una posible causa del menor ajuste del método a los datos de Argentina que a los de Estados Unidos.

5. Modelo

5.1. Análisis cuantitativo

Bredemeier y Juessen modelan el problema decisorio de las parejas como una optimización conjunta de una función de utilidad con elasticidad de sustitución constante que depende del consumo de bienes privados c_i y del consumo agregado de bienes públicos d; si $i = M, F$:

$$u_i = \left[\left(\frac{1}{1+\psi} \right)^{1/\phi} c_i^{\frac{\phi}{\phi-1}} + \left(\frac{\psi}{1+\psi} \right)^{1/\phi} d^{\frac{\phi}{\phi-1}} \right]^{\frac{\phi-1}{\phi}} \tag{1}$$

Dónde ψ es la ponderación relativa del consumo de bienes producidos por el hogar (d) y ϕ es la elasticidad de sustitución entre ambos bienes.

Los bienes producidos en el mercado se consiguen intercambiándolos por horas de trabajo (n_i) de cada uno de los cónyuges i, de modo que la restricción presupuestaria de la familia es:

$$c_F + c_M = w_F n_F + w_M n_M \tag{2}$$

Los bienes del hogar se producen por medio de una función Cobb-Douglas que utiliza como insumo las horas de trabajo que los cónyuges no ofrecen en el mercado (h_i):

$$d = h_M^{\theta} h_F^{1-\theta} \tag{3}$$

Finalmente, dado que las totalidad del tiempo puede asignarse al consumo en el hogar o fuera de él, la totalidad de horas (normalizadas) debe ser igual a 1:

$$h_i + n_i = 1 \quad i = M, F \tag{4}$$

El problema de optimización de las parejas consiste en maximizar (1) sujeto a (2), (3) y (4). La solución del problema dependerá del salario relativo de la pareja, para algunos valores sólo un cónyuge participa del mercado laboral y para otros ambos participan. Si $w_F < w_M$ el hombre es el principal asalariado de la pareja, en el caso contrario, lo es la mujer, Bredemeier y Juessen muestran que la función de oferta de horas de trabajo en el mercado de las mujeres tienen la siguiente forma, para $\omega = w_F / w_M$:

$$n_F(\omega) = \begin{cases} 0 & \omega < \dfrac{\psi}{2+\psi} \\ \dfrac{2}{2+2\psi} - \dfrac{\psi}{2+2\psi}\omega^{-1} & \dfrac{\psi}{2+\psi} \leq \omega < \dfrac{2+\psi}{\psi} \\ \dfrac{2}{2+2\psi} & \omega > \dfrac{2+\psi}{\psi} \end{cases} \tag{5}$$

De esta ecuación se infiere que las horas de trabajo que las mujeres ofrecen en el mercado laboral son una función decreciente del salario de sus maridos, para un dado salario propio, y la pendiente de dicha relación es una función de la valuación que cada mujer le otorga al consumo en el hogar.

La simulación descansa en dos supuestos:

1. **Distribuciones marginales de salarios**: el soporte de las distribuciones marginales de los salarios se normaliza a 1, lo que implica que la brecha salarial es una diferencia absoluta constante entre los cuantiles de las distribuciones de salarios, la que se denota como α de manera tal que los salarios de las mujeres están distribuidos uniformemente en el intervalo $(w_{min}, w_{min}+1)$ y los de los hombres en $(w_{min}+\alpha, w_{min}+\alpha+1)$, además, cuando ambos cónyuges se ubican en el mismo decil de la distribución, ambos optan por trabajar, lo que implica que: $\frac{w_{min}}{w_{min}+\alpha} \geq \frac{2}{2+\psi}$.
2. **Distribución conjunta de salarios**: el emparejamiento selectivo se modela suponiendo que una fracción ξ de los individuos se casa con una mujer de su mismo cuantil, mientras que el resto lo hace aleatoriamente, de modo que el emparejamiento perfecto y el aleatorio son casos especiales en los que $\xi = 1$ y $\xi = 0$.

El patrón de horas trabajadas por las mujeres es igual al total de horas de la población, dados los supuestos puede calcularse integrando a lo largo de toda la distribución condicional de salarios, la cual depende del emparejamiento selectivo:

$$\bar{n}_F(w_M) = \int n_F\left(\frac{w_F}{w_M}\right) f(w_F|w_M)dw_F = \Psi + (1-\xi)a(w_M) + \xi b(w_M) \tag{6}$$

Donde $\bar{n}_F(w_M)$ son las horas trabajadas promedio por mujeres casadas con hombres cuyo salario es w_M y las funciones que resultan de evaluar la integral son.

$$\begin{aligned}
\Psi &= \frac{2}{2+2\psi} + (1-\xi)\frac{2}{2+2\psi}w_{min} \\
a(w_M) &= -\frac{2}{2+2\psi}\left(\frac{2-\psi}{\psi} + \psi\log\frac{2+\psi}{\psi}\right)w_M \\
b(w_M) &= -\frac{\psi}{2+2\psi}\left(\frac{w_M}{w_M+\alpha}\right)
\end{aligned}$$

Estas dos funciones son claves para entender como la distribución de horas trabajadas por mujeres según el decil de sus cónyuges depende del grado de emparejamiento selectivo, primero, $a'(w_M) < 0$ y $a''(w_M) = 0$ y luego, $b'(w_M) > 0$ y $b''(w_M) < 0$, por lo que a medida que se incrementa el salario, hay dos fuerzas contrapuestas que determinan la cantidad de horas trabajadas, una hace que las mujeres trabajen más a medida que se incrementa el salario de sus esposos y la otra tiene el efecto opuesto, el peso que tendrá cada función dependerá de la magnitud de ξ, por lo que el patrón de comportamiento de las horas depende del grado de emparejamiento selectivo. En la figura 4(a) puede verse que las horas trabajadas crecen en la medida que aumenta el salario de sus parejas, esto es consistente con un valor alto de ξ o sea, de un alto grado de emparejamiento selectivo.

5.2. Estimación del salario de mujeres

Para estimar el modelo es necesario calcular de forma apropiada los deciles de la distribución de los ingresos laborales de ambos cónyuges, para el caso de los maridos, ésto no es mayor problema, ya que su tasa de participación laboral es cercana al 90 % en la mayoría de los años, pero no ocurre lo mismo para las mujeres, quienes participan del mercado laboral en menos del 50 %, esto genera problemas para el cálculo de los deciles, debido a que una parte importante de ellas poseen ingresos laborales iguales a cero. Una forma de solucionarlo consiste en estimar un salario "contrafáctico" igual al que recibirían en el mercado laboral, si estas participaran en función a sus características observables.

Siguiendo de cerca nuevamente a Bredemeier y Juessen se replicará el análisis, el cual consiste en estimar una regresión de Heckman, también llamado "heckit" ([1]) la cual consta de dos subecuaciones, la primera, denominada "ecuación de participación" determina si la mujer participará o no en el mercado laboral, es esencialmente un modelo de clasificación logit que determina la participación (1) o no (0) en función a un conjunto de características: la cantidad de niños menores a 6 años de edad, la edad de la mujer y su cónyuge (la que se incluye como términos lineales y cuadráticos) y el nivel educativo, definida como una variable cualitativa que toma 7 valores posibles (desde no escolarizado hasta superior completo), de los cuales 6 se incluyen en la ecuación para evitar multicolinealidad perfecta.

Luego se estima la llamada "ecuación salarial" que no es otra cosa que una ecuación de Mincer (Mincer (1958)[17]) la cual relaciona al logaritmo del salario con el logaritmo de los años de experiencia (medidos como los años pasados después de los 17), el cuadrado de dicha variable, los años de educación y un conjunto de dummies que representan los efectos fijos por cada año del período.

La estimación del modelo se hizo por medio del paquete "sampleSelection" ([19]) el cual permite estimar estos modelos denominados "Tobit-tipo 2" (Amemiya (1985), pág. 385) ya sea por el método de dos pasos (estimar la ecuación de selección por logit, calcular la razón de Mills inversa y luego realizar una regresión por MCO) o bien estimar directamente por máxima verosimilitud, en este caso se optó por la primera forma, dada su simplicidad, por ser la forma escogida por los autores y a que los resultados no difieren significativamente entre un método y otro.

En el Cuadro 2 pueden observarse las estimaciones del modelo para los dos períodos considerados, en primer lugar, las ecuaciones de selección muestran que tener hijos en edad preescolar reduce la probabilidad de participar del mercado laboral y de una forma estadísticamente significativa, del mismo modo, el efecto de la experiencia de las mujeres es también significativo, tanto en su coeficiente lineal como en el cuadrático, por lo que el efecto tendrá un valor máximo en un punto fácilmente determinable, mientras que el efecto de la experiencia de su pareja es negativo y lineal. Por último, el efecto de los niveles de educación propios sobre la probabilidad de participar del mercado laboral son todos positivos y significativos, no así con los de su pareja, cuyos efectos carecen de significancia estadística, salvo para las observaciones del primer período.

En el caso de la ecuación de resultado, la experiencia posee un efecto similar que en la ecuación anterior, ya que los coeficientes son significativos, siendo positivo el del término lineal y negativo el del cuadrático, siendo ambos significativos. A medida que aumenta el nivel educativo, se incrementa el valor del logaritmo del salario, tal como habría de esperarse en función de lo propuesto por Mincer.

Cuadro 2: Regresiones de Heckman

	$log\,(salario_M)$			
	1992-1996	*1997-2002*	*2003-2007*	*2008-2012*
Ecuaciones de Selección				
$log(edad_F/17)$	3,26***	3,59***	2,93***	3,18***
	(0,32)	(0,25)	(0,18)	(0,16)
$log(edad_F/17)^2$	−1,91***	−2,11***	−1,62***	−1,74***
	(0,19)	(0,15)	(0,11)	(0,10)
$log(edad_M/17)$	−0,50	−1,07***	−0,24	−0,45***
	(0,34)	(0,27)	(0,20)	(0,17)
$log(edad_M/17)^2$	0,06	0,38**	0,004	0,10
	(0,20)	(0,15)	(0,11)	(0,10)
Pri. Inc. (F)	−0,01	0,09	0,09*	0,12**
	(0,06)	(0,06)	(0,05)	(0,05)
Pri. Comp. (F)	−0,005	0,16***	0,16***	0,19***
	(0,06)	(0,06)	(0,05)	(0,05)
Sec. Inc. (F)	0,10*	0,21***	0,25***	0,29***
	(0,06)	(0,06)	(0,05)	(0,05)
Sec. Comp. (F)	0,40***	0,45***	0,47***	0,47***
	(0,06)	(0,06)	(0,05)	(0,05)
Sup. Inc. (F)	0,53***	0,64***	0,65***	0,61***
	(0,07)	(0,06)	(0,05)	(0,05)
Sup. Comp. (F)	1,37***	1,35***	1,36***	1,39***
	(0,07)	(0,06)	(0,05)	(0,05)
Pri. Inc. (M)	−0,16***	0,05	0,10*	0,01
	(0,06)	(0,06)	(0,05)	(0,05)
Pri. Comp. (M)	−0,27***	−0,05	0,04	0,01
	(0,06)	(0,06)	(0,05)	(0,05)
Sec. Inc. (M)	−0,32***	−0,04	0,06	0,03
	(0,06)	(0,06)	(0,05)	(0,05)
Sec. Comp. (M)	−0,39***	−0,13**	0,02	−0,02
	(0,06)	(0,06)	(0,05)	(0,05)
Sup. Inc. (M)	−0,32***	−0,06	0,15***	0,08
	(0,07)	(0,06)	(0,05)	(0,05)
Sup. Comp. (M)	−0,42***	−0,20***	0,004	0,01
	(0,07)	(0,06)	(0,05)	(0,05)
Hijos2	−0,30***	−0,31***	−0,31***	−0,35***
	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,01)
Hijos3	−0,49***	−0,50***	−0,52***	−0,52***
	(0,05)	(0,04)	(0,04)	(0,04)
Hijos4	−0,81***	−0,59***	−0,65***	−0,66***
	(0,17)	(0,11)	(0,12)	(0,14)
Hijos5	−0,66	−0,93**	0,19	−0,76*
	(0,58)	(0,37)	(0,40)	(0,41)
Constante	−1,16***	−1,36***	−1,56***	−1,48***
	(0,13)	(0,12)	(0,10)	(0,09)
Ecuaciones de Resultado				
$log(edad_F/17)$	1,34***	1,58***	0,67***	0,57***
	(0,25)	(0,23)	(0,17)	(0,14)
$log(edad_F/17)^2$	−0,70***	−0,68***	−0,18*	−0,15*
	(0,15)	(0,14)	(0,10)	(0,08)
Pri. Inc. (F)	−0,44***	0,20***	0,14**	0,05
	(0,04)	(0,06)	(0,06)	(0,06)
Pri. Comp. (F)	−0,18***	0,46***	0,42***	0,27***
	(0,04)	(0,06)	(0,06)	(0,06)
Sec. Inc. (F)	−0,01	0,67***	0,58***	0,46***
	(0,04)	(0,06)	(0,06)	(0,06)
Sec. Comp. (F)	0,31***	1,15***	1,06***	0,87***
	(0,04)	(0,06)	(0,06)	(0,06)
Sup. Inc. (F)	0,44***	1,39***	1,22***	1,01***
	(0,04)	(0,07)	(0,07)	(0,06)
Sup. Comp. (F)	0,59***	1,74***	1,51***	1,34***
	(0,05)	(0,08)	(0,08)	(0,07)
Constante	6,78***	5,11***	6,23***	6,64***
	(0,15)	(0,16)	(0,14)	(0,11)
Observacioness	35.106	57.736	106.801	133.709
ρ	0,17	0,48	−0,14	−0,17
Razón inversa de Mills (λ)	0,11 (0,07)	0,38*** (0,06)	−0,11* (0,06)	−0,13** (0,05)

Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

5.3. Imputación de salarios

El ingreso familiar total puede desagregarse según sus fuentes en los retornos provenientes del factor trabajo y en ingresos provenientes del factor capital, donde "capital" debe entenderse en sentido amplio ya que incluye desde activos líquidos como dinero en efectivo hasta inversiones fijas como inmuebles. No obstante, es sabido que las encuestas de hogares (principal fuente de información de éste y la mayoría de los trabajos sobre distribución del ingreso con microdatos) no miden apropiadamente éstos retornos, de aquí que la gran mayoría de los estudios se han centrado en estudiar la desigualdad del ingreso laboral y, en particular la descomposición del ingreso laboral familiar en sus elementos.

Una vez estimados los salarios de las mujeres, se realiza la misma estimación para el salario de los hombres, sólo que utilizando una regresión de Mincer idéntica a la ecuación de resultados de la sección anterior. Con estos dos resultados se procede a simular los ingresos de hombres y mujeres que reportan ingreso igual a cero, la metodología de trabajo es la misma que se describe en Gasparini et Al. (2013) [10], pág. 547 y el objetivo es estimar los deciles de la distribución conjunta de los ingresos laborales de las parejas.

A partir de los coeficientes generados y el error cuadrático medio (RMSE) de la regresión se genera un vector de residuos independientes e idénticamente distribuidos como normal con media cero y varianza igual al cuadrado del RMSE, luego se predicen los resultados para los valores faltantes (esto es, para los que reportan salario igual a cero) y se les adiciona el residuo estimado. Por último, dado que la regresión es en logaritmos de salarios, el salario estimado se obtiene calculando el exponente de los mencionados valores.

5.4. Obtención de datos para el modelo

La simulación del modelo de Bredemeier y Juessen requiere obtener para los cuatro períodos en estudio los siguientes "insumos":

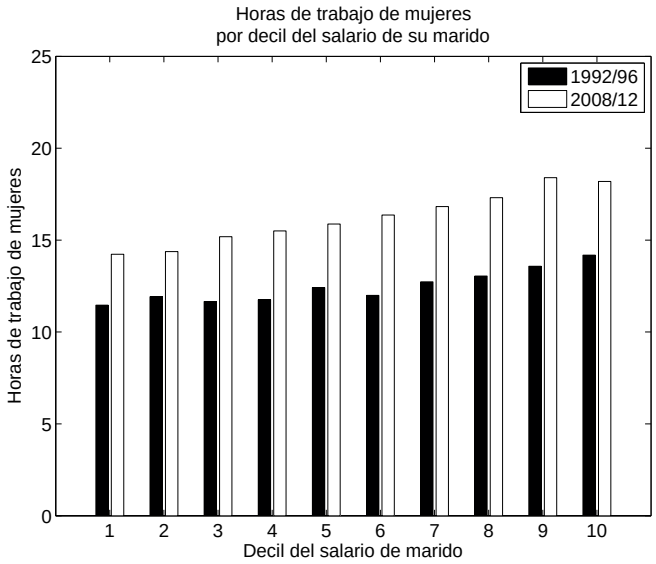
1. Horas trabajadas de hombres y mujeres según los deciles del ingreso de los hombres.
2. Salarios de hombres y mujeres promedio por sus respectivos deciles
3. Matrices de asociación entre los posiciones de los deciles de cada uno de los cónyuges (esto es, la distribución conjunto de cada uno de los deciles de cada miembro de la pareja)
4. Matrices de distribución del número de hijos menores de 18 años por deciles de cada uno de los padres
5. Coeficientes de correlación entre deciles de cónyuges

Los salarios por decil se obtienen calculando el salario promedio de hombres y mujeres por cada decil de su propia distribución. Por su parte las matrices de asociación se obtuvieron por medio de un simple programa que genera una matriz de dimensión 10×10 calculando las medias de cada uno de los 100 grupos de deciles de varones y mujeres.

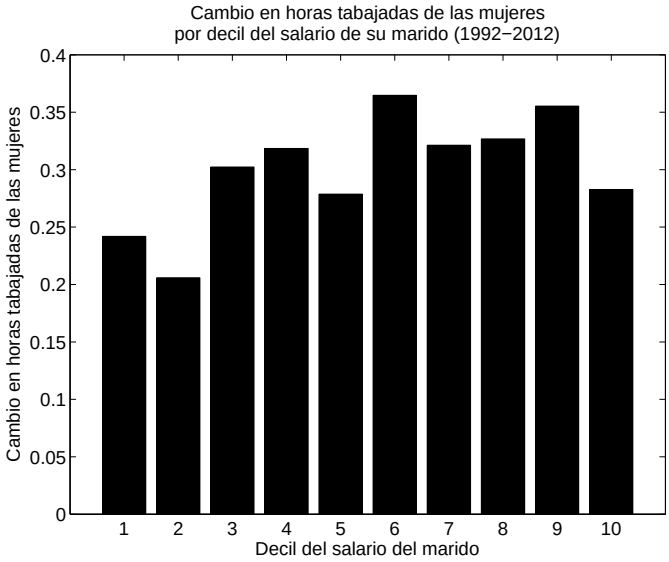
En la Figura 4 se muestran las horas trabajadas de las mujeres por decil de sus maridos en los dos períodos de tiempo extremos (1992-1996 y 2008-2012) y la variación de éstos[6].

[6] Debe mencionarse que Bredemeier y Juessen no aclaran si para el cálculo del promedio de horas trabajadas por decil se tuvo en cuenta sólo a las mujeres que trabajan un número positivo de horas o al total como en el

Se observa que, a diferencia de Estados Unidos, el incremento en horas trabajadas promedio por decil es uniforme a medida que se avanza en los deciles de los maridos y que, éstas variaciones son de una magnitud mucho menor que las reportadas por Bredemeier y Juessen o por Juhn y Murphy (1997)[12]. Este fenómeno también se ve reflejado en las modestas tasas de variación entre los dos períodos que, además, no poseen un patrón de comportamiento demasiado claro.



(a) Horas trabajadas promedio de mujeres por decil de su cónyuge



(b) Variación en las horas trabajadas de mujeres por decil de su cónyuge

Figura 4: Horas semanales trabajadas por mujeres

Este patrón de comportamiento, es consistente con un alto grado de emparejamiento selectivo positivo, ya que implica que las mujeres que más horas trabajan son las que se casan con hombres de mayores ingresos y, tal como se vio en la sección anterior, el efecto que ésto ten-

gráfico, en cualquier caso el patrón es el mismo, mientras que el promedio de horas trabajadas se duplica en el segundo caso.

dría en la distribución del ingreso sería negativo, ya que incrementa la desigualdad medida por medio del coeficiente de Gini. Dicho resultado contrasta notablemente con el de Estados unidos, dónde los datos muestran que el emparejamiento selectivo creció en el tiempo, mientras que en Argentina puede verse que ya era alto en la década de 1990, que creció durante toda la década y en la primera mitad de la siguiente, para experimentar una leve caída posteriormente.

6. Simulación

6.1. Calibración

En esta sección se analizará en qué grado el modelo puede replicar horas trabajadas consistentes con las observadas en la realidad si se modifican los parámetros que éste utiliza como insumos[7].

En primer lugar, el parámetro ψ, que mide el peso del consumo en el hogar en la función de utilidad, depende del número de hijos de la pareja (k):

$$\psi = \psi_0 + \psi_1 k^{\frac{\psi_2 - 1}{\psi_2}} \tag{7}$$

El primer parámetro a recalibrar son las horas totales semanales disponibles para el trabajo. En los datos se observa que la elevada prevalencia de mujeres que no trabajan reduce a casi la mitad el promedio de horas trabajadas, por lo que el stock de horas se reduce de 40 horas semanales a 30, lo que mejora el ajuste del modelo calibrado.

Cuadro 3: Valores de los parámetros

Parámetro	Interpretación	Valor
θ	Elasticidad de la producción hogareña (mujeres)	0,75
μ	Elasticidad de las participaciones en el consumo	1
ϕ	Elasticidad de sustitución	2
ψ_0	Valuación no condicional del consumo en el hogar	0,30
ψ_1	Efecto del primer hijo en la Valuación del cons. en el hogar	0,18
ψ_2	Curvatura del efecto de los hijos en el cons. del hogar	-0,90

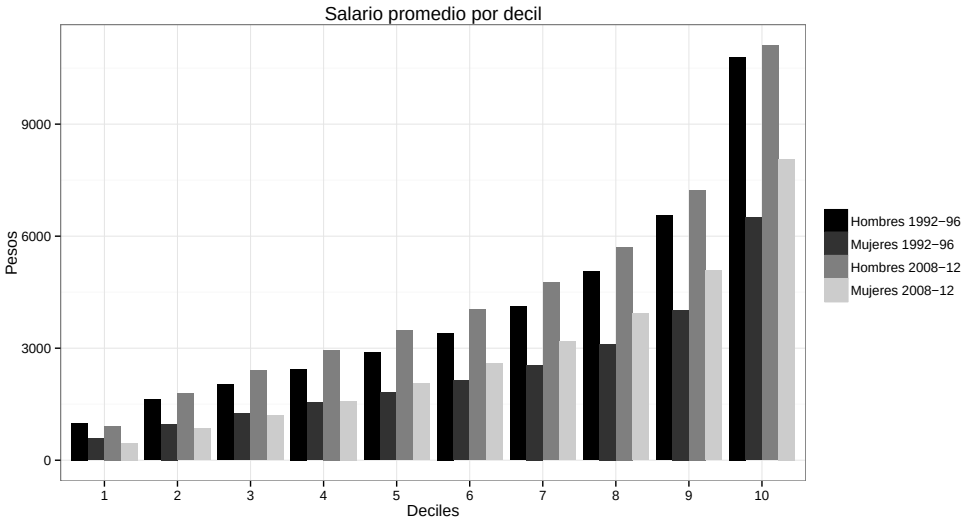
El valor del parámetro de la elasticidad de la producción hogareña para las mujeres es el mismo que en el trabajo original, debido a que no se poseen estimaciones de las horas trabajadas en el hogar en la base de datos, lo mismo ocurre con la elasticidad de las participaciones en el consumo, la que determina la fuerza con la que las participaciones en el consumo reacciona a los cambios en los salarios y se define como:

$$\frac{c_i}{c_M + c_F} = \frac{w_i^{\mu}}{w_M^{\mu} + w_F^{\mu}} \tag{8}$$

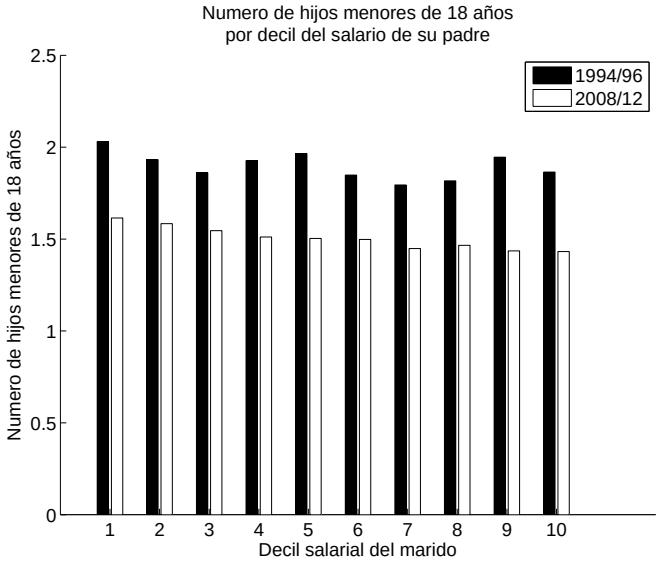
[7]Para realizar la simulación se utilizó el código en **MATLAB**[16] provisto por Falko Juessen, donde se tuvo que recalibrar algunos de los parámetros para adaptarlos a los datos de Argentina.

El valor de ϕ se fija en 2, ya que los datos son consistentes con una mayor elasticidad de sustitución entre consumo en el hogar y en el mercado, éste parámetro se obtuvo por modificaciones sucesivas en el rango aceptable $[1,57;4]$.

La valuación del consumo en el hogar depende del número de hijos en el hogar, por ello es que requiere como insumo la matriz de asociación del número de hijos por decil de cada uno de sus padres, se utilizará nuevamente la parametrización original. El primer parámetro, ψ_0, indica el valor que tiene el consumo en el hogar para las parejas sin hijos; el segundo, ψ_1 indica el efecto que tiene el primer hijo sobre el mencionado consumo mientra que el último, ψ_2 muestra cómo cada hijo adicional modifica la valuación del trabajo en el hogar.



(a) Distribuciones marginales de salarios



(b) Distribución de hijos menores de 18 años

Figura 5: Horas semanales trabajadas por mujeres

6.2. Datos de entrada

En función a lo mencionado en la sección anterior, el modelo requiere como insumos a las distribuciones salariales marginales (W), la matriz de asociación entre las posiciones de deciles de los cónyuges (S) y la matriz de asociación del número de hijos por cada decil de los cónyuges (K), el patrón de horas trabajadas por mujeres según el decil de sus parejas es una función que depende de dichas variables: $\bar{n}_F(q_M|\{W,S,K\})$.

La matriz de asociación es una matriz de dimensión 10×10 que mide la asociación en términos del número de parejas que existen entre los diferentes deciles de la distribución específica de cada pareja, cada una de las 100 celdas mide la frecuencia relativa de cada una de estas posibles combinaciones. En símbolos, cada elemento s_{ij} es igual a la frecuencia conjunta de parejas en las que el hombre pertenece al decil i y la mujer al decil j.

En el Cuadro 4 se muestran las diferencias porcentuales entre cada elemento de las matrices de asociación para cada período, siendo estas diferencias porcentuales iguales a:

$$\left[(s_{ij}^{2008-12}-s_{ij}^{1992-96})/s_{ij}^{1992-96}\right]\times100$$

Cuadro 4: Cambio porcentual en las matrices de asociación entre los períodos 1992-1996 y 2008-2012

Decil Marido	Decil Mujer									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	37,6	32,4	6,5	13,5	16,1	-4,1	-1,5	-24,3	-5,5	-12,6
2	20,3	14,8	2,0	-6,9	0,7	-5,5	-24,3	-20,8	-28,6	-20,3
3	7,5	7,7	8,5	10,0	15,3	15,0	2,8	-7,0	-17,4	-16,9
4	24,8	10,0	14,3	18,4	2,4	11,8	-0,9	-17,5	-23,8	-9,1
5	-2,6	-2,0	-0,2	-6,0	-7,9	10,2	23,8	-3,8	-18,1	-5,8
6	-3,2	17,9	-4,5	-11,0	1,5	-5,3	-0,7	24,6	-15,7	-15,4
7	-16,9	-4,5	-15,8	-11,1	-8,8	-5,8	-6,0	0,3	-3,5	-15,8
8	-9,4	-9,2	-13,3	-10,9	-9,2	-0,5	-12,8	-9,7	20,9	-3,1
9	-17,2	-17,5	-3,0	-7,9	-11,6	-10,6	-4,7	9,0	13,0	5,4
10	-6,2	2,4	11,5	7,8	1,6	-3,9	-12,5	7,5	5,1	8,4

En el cuadro se observa una caída en las celdas donde hay una diferencia importante en las posiciones de deciles de ambos cónyuges, mientras que los mayores incrementos se ubican en la diagonal principal y en las celdas aledañas. Esto es otra evidencia a favor de un incremento en el emparejamiento selectivo entre los períodos 1992-1996 y 2008-2012.

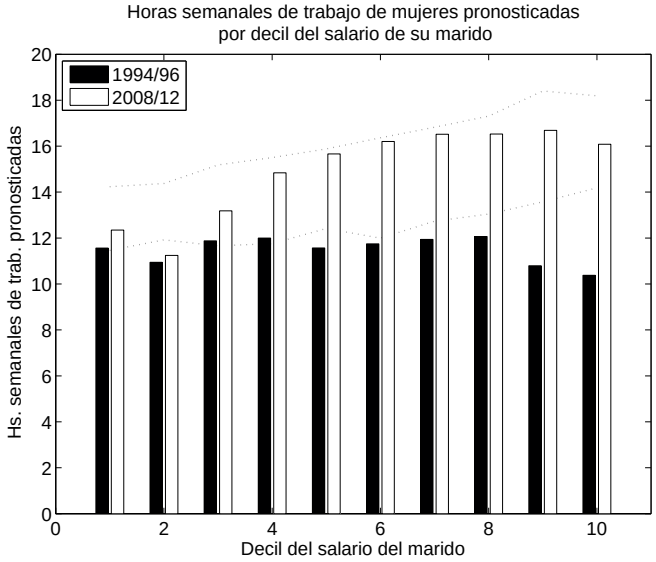
En el gráfico 5(a) se muestran los niveles de salarios de mujeres y hombres por cada decil para los dos períodos extremos de la muestra. Éstos se denotan como $w_M(q)$ y $w_F(q)$, los salarios medios, medidos a moneda constante, experimentaron un notorio incremento, en ambos casos, el incremento porcentual es mayor cuanto más alto es el decil; en el caso de las mujeres, el cambio no es uniforme, porque los cuantiles más bajos o bien no han experimentado cambios significativos o bien tuvieron una leve caída, mientras que a medida que subimos en los deciles, el incremento toma fuerza.

En el gráfico 5(b) se muestra la distribución del número de hijos por decil del padre, puede verse una caída en la cantidad promedio de hijos, aunque tampoco es uniforme, porque todos los deciles llegan a igualar casi el promedio, mientras que en el período base existía una notoria

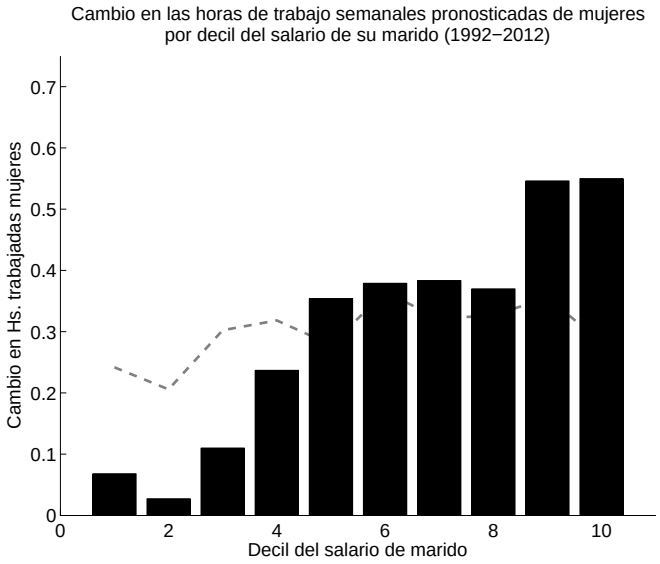
diferencia. El número de hijos según la combinación de deciles de sus padres se denota como K, una matriz de 10×10.

6.3. Resultados

Luego que se estimaron variables que utilizará el modelo: $\{W, S, K\}$ se calcula la oferta estimada de trabajo femenino para cada una de las 100 combinaciones posibles de deciles de la matriz H, definida como la matriz de horas trabajadas por las mujeres. Las horas promedio trabajadas por las mujeres se obtienen por medio de la fórmula: $(h_i \times s_i')/\sum_{j=1}^{10} s_{ij}$ dónde h_i es la i-ésima fila de la matriz H y s_i es la correspondiente fila de la matriz de asociación S.



(a) Horas trabajadas pronosticadas y efectivas



(b) Cambio en horas pronosticadas por decil

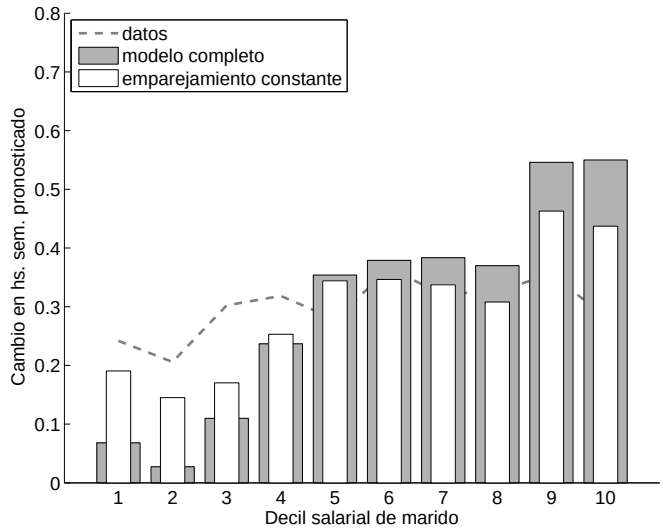
Figura 6: Horas semanales trabajadas por mujeres

En la Figura 6 se muestra la comparación entre las distribuciones de horas trabajadas empírica (líneas punteadas) y estimada (barras), las que corresponden a $\bar{n}_F(q_M|W_{1992-96}, S_{1992-96}, K_{1992-96})$

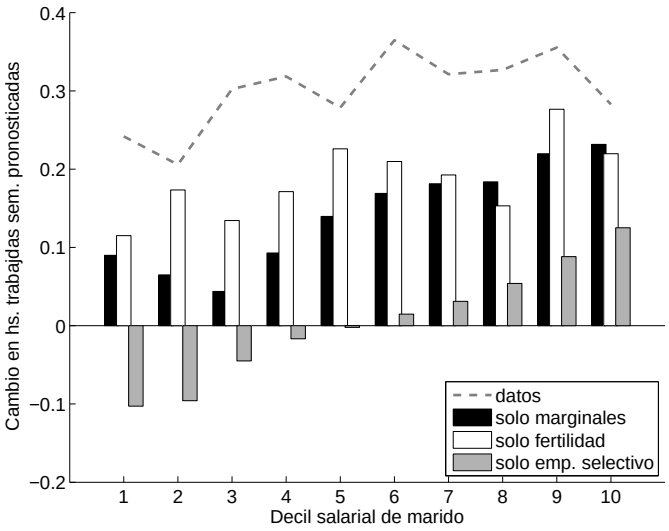
y a $\bar{n}_F(q_M|W_{2008-12}, S_{2008-12}, K_{2008-12})$ puede verse que el ajuste es relativamente bueno, a pesar que la diferencia entre los valores pronosticados y teóricos tiende a crecer a medida que se incrementan los deciles.

El modelo logra reproducir el patrón creciente de horas trabajadas por decil del marido en el segundo período, pero no en el primero, puesto que las horas para los deciles más altos tienden a disminuir en vez de aumentar, sin embargo la diferencia no es cuantitativamente significativa, salvo en los deciles 9 y 10 donde la diferencia llega al 20 % del total.

La siguiente etapa consiste en replicar los resultados de los experimentos contrafácticos de los autores, el primero consiste en mantener constante la matriz de asociación en ambos períodos e igual a la de 1992-1996 mientras que las distribuciones marginales de salarios varían entre períodos con el objeto de cancelar cualquier tipo de tendencia en el emparejamiento selectivo.



(a) Asociación constante vs. variante



(b) Separación de efectos

Figura 7: Experimentos contrafácticos

En el gráfico 7(a) se muestra la distribución que resulta de mantener constante la matriz de

asociación (barras blancas) contra la resultante de utilizar el modelo completo (barras grises) y la distribución empírica (línea punteada). Cuando se mantiene constante la asociación, se pronostica una variación en las horas trabajadas mucho más fuerte en los deciles bajos y mucho más débil en los altos, esto quiere decir que los cambios en horas trabajadas más importantes los experimentaron las mujeres casadas con hombres cuyos ingresos son más altos, cabe notar que este fenómeno también se observa en los datos de Estados Unidos.

El gráfico 7(b) separa los cambios en las horas trabajadas en sus tres componentes principales, las barras de color negro muestran los cambios que surgen sólo de las distribuciones marginales de salarios, la forma de éstas muestra que la caída en la brecha salarial de género contribuye al incremento en las horas trabajadas de las mujeres, pero dicho incremento no es lineal, su tasa de variación es decreciente en los deciles 1 a 3 y creciente en los restantes.

Las columnas blancas muestran la contribución de la caída en la fertilidad sobre las horas trabajadas, las cuales surgen de mantener la distribución de hijos del primer período y cambiando la matriz de asociación y las distribuciones marginales de salarios, claramente, a menor cantidad de hijos, más probable que una mujer ofrezca sus horas de trabajo en el mercado, éstas también muestran un patrón de comportamiento no lineal con picos en los deciles 2, 6 y 9.

Finalmente, las columnas de color gris muestran el efecto del emparejamiento selectivo, éstas surgen de cambiar la matriz de asociación manteniendo constantes las distribuciones marginales de salarios. Dichas barras poseen un patrón de comportamiento lineal, negativo en los deciles más bajos y positivo en los mas altos, pero su efecto sobre las horas trabajadas de las mujeres no es tan importante como las dos anteriores.

El gráfico permite llegar a una conclusión similar a la del trabajo original, el incremento en horas trabajadas por las mujeres se debe en su mayor parte a la reducción en la fertilidad y a la caída en la brecha salarial en mucha mayor medida que al emparejamiento selectivo, sin embargo es el emparejamiento selectivo el principal motivo por el cual se incrementaron las horas semanales trabajadas por las mujeres casadas con hombres de mayores ingresos.

7. Conclusión

En este trabajo se adaptó el modelo de Bredemeier y Juessen[3] a los datos de Argentina, salvando las dificultades que estos presentan, como ser disponer de sólo 20 años de datos y la variabilidad de la disponibilidad de éstos. El objetivo consistió en determinar cuál es el grado de importancia del emparejamiento selectivo en la desigualdad de la distribución del ingreso laboral, para ello se estudió el comportamiento de las horas trabajadas por mujeres según el decil salarial de sus parejas, ya que es una de las formas de medir el emparejamiento selectivo (la otra es por medio de los niveles educativos de los cónyuges).

Los resultados muestran un patrón de comportamiento de las horas trabajadas compatible con un alto grado de emparejamiento selectivo por parte de las mujeres, al igual que los datos de Estados Unidos, pero con la importante diferencia que en vez de crecer en el tiempo, se mantiene en un nivel alto durante todo el período estudiado.

Como parte del trabajo se realizaron un conjunto de simulaciones con el objetivo de plantear distintos escenarios contrafácticos en el que se mantuvieron constantes las distribuciones marginales de salarios, la matriz de asociación y el número de hijos entre los períodos inicial

y final. El resultado obtenido muestra que la caída en la fertilidad y el incremento salarial son los principales causantes del aumento en las horas trabajadas, pero no así el emparejamiento selectivo, debido a que éste no se incrementó significativamente, mientras que los otros si lo hicieron.

Finalmente, es posible pensar en derivaciones futuras del trabajo, en primer lugar, es necesario estimar los parámetros para datos de Argentina con el objetivo de estudiar si existe alguna diferencia con los valores utilizados en el trabajo, puesto que dicho valores provienen de estudios para EEUU y Europa. otra posible derivación sería repetir el análisis de emparejamiento selectivo, pero por niveles educativos en consonancia con Greenwood et Al. (2014)[11] puesto que el análisis que realizan los autores es fácilmente replicable con los datos utilizados en este artículo.

Referencias

Amemiya, Takeshi (1985). *Advanced Econometrics*. Inglés. 1.ª ed. Cambridge, Massachussets: Harvard University Press. ISBN: 0-674-00560-0.

Becker, Gary (1991). *A Treatise on the Family*. Inglés. 1.ª ed. Cambridge, Massachussets: Harvard University Press. ISBN: 0-674-90699-3.

Bredemeier, Christian y Falko Juessen (2013). «Assortative mating and female labor supply». En: *Journal of Labor Economics* 31.3. URL: http://www.jstor.org/stable/10.1086/669820.

Campos-Vázquez, Raymundo, Andrés Hicapié y Rubén Rojas-Valdéz (2012). «Family Income Inequality and the Role of Married Females' Earnings in Mexico: 1988-2010». En: *Latin American Journal of Economics* 49.1, págs. 67-98.

Cancian, Maria y Deborah Reed (1999). «The Impact of Wives' Earnings on Income Inequality: Issues and Estimates». En: *Demography* 36.2, págs. 173-184.

Cavallo, Alberto (2013). «Online and official price indexes: Measuring Argentina's inflation». En: *Journal of Monetary Economics* 60.2, págs. 152-165. ISSN: 03043932. DOI: 10.1016/j.jmoneco.2012.10.002. URL: http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304393212000967.

Daly, Mary C. y Robert G. Valletta (2006). «Inequality and Poverty in United States: The Effects of Rising Dispersion of Men's Earnings and Changing Family Behaviour». En: *Economica* 73.289, págs. 75-98.

DiNardo, John, Nicole Fortin y Thomas Lemieux (1996). «Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach». En: *Econometrica* 64.5, págs. 1001-1044.

Eika, Lasse, Magne Mogstad y Basit Zafar (2014). *Educational Assortative Mating and Household Income Inequality*. Working Paper 20271. National Bureau of Economic Research. DOI: 10.3386/w20271. URL: http://www.nber.org/papers/w20271.

Gasparini, Leonardo, Martín Cicowiez y Walter Sosa Escudero (2013). *Pobreza y Desigualdad en América Latina. Conceptos, herramientas y aplicaciones*. Español. 1.ª ed. Buenos Aires: Temas. ISBN: 978-987-1826-45-2. URL: http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas/libro-gcse-1/.

Greenwood, Jeremy y col. (2014). *Marry Your Like: Assortative Mating and Income Inequality*. NBER Working Papers 19829. National Bureau of Economic Research, Inc. URL: http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/19829.html.

Juhn, Chinhui y Kevin Murphy (1997). «Wage Inequality and Family Labor Supply». En: *Journal of Labor Economics* 15.3. URL: http://www.jstor.org/stable/2535315.

Killingsworth, Mark y James Heckman (1986). «Female Labor Supply, A Survey». En: *Handbook of Labor Economics*. Ed. por Robert Layard y Orley Ashenfelter. Vol. 1. Elsevier Science Publishers, págs. 103-204.

Lam, David (1988). «Marriage Markets and Assortative Mating with Household Public Goods: Theoretical Results and Empirical Implications». En: *Journal of Human Resources* 23.4, págs. 462-487.

Machado, José A. y José Mata (2005). «Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions using Quantile Regressions». En: *Journal of Applied Econometrics* 20, págs. 445-465.

MATLAB (2013). *version 8.10.0.604 (R2013a)*. Natick, Massachusetts: The MathWorks Inc.

Mincer, Jacob (1958). «Investment in Human Capital and Personal Income Distribution». En: *Journal of Political Economy* 66.4, págs. 281-302. URL: http://www.jstor.org/stable/1827422.

Schwartz, Christine R. (2010). «Earnings Inequality and the Changing Association between Spouses' Earnings». En: *American Journal of Sociology* 115.5, págs. 1524-1557.

Toomet, Ott y Arne Henningsen (2008). «Sample Selection Models in R : Package sampleSelection». En: *Journal of Statistical Software* 27.7.