

Parada, Cecilia

EMPLEO FEMENINO, POBREZA Y DESIGUALDAD. Un análisis de
microdescomposiciones Uruguay (1991-2012)

El Trimestre Económico, vol. LXXXIII(2), núm. 330, abril-junio, 2016, pp. 371-404
Fondo de Cultura Económica
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31345267005>

EMPLEO FEMENINO, POBREZA Y DESIGUALDAD

Un análisis de microdescomposiciones Uruguay (1991-2012)*

*Cecilia Parada***

RESUMEN

En este artículo se estudia el efecto del aumento del empleo femenino sobre la distribución del ingreso en Uruguay entre 1991 y 2012; en particular se analizan los efectos sobre la desigualdad y la pobreza. Asimismo, se aplica la metodología de microdescomposición propuesta por Bourguignon *et al.* (1998), la cual permite capturar parcialmente el efecto del aumento de la tasa de empleo femenino. Esta metodología permite distinguir el efecto generado por cambios en la condición de empleo y el producido por modificaciones en las horas trabajadas. Los resultados obtenidos muestran que, a pesar de no ocupar un lugar central cuando se busca explicar la evolución de la distribución del ingreso, el aumento del empleo femenino ha tenido efectos significativos desde el punto de vista estadístico. Si bien algunos resultados sobre la distribución del ingreso son modestos, los cambios en el empleo femenino contribuyeron en todo momento a reducir los niveles de pobreza y la desigualdad.

Palabras clave: distribución del ingreso, pobreza, desigualdad, microdescomposiciones, empleo femenino, Uruguay. *Clasificación JEL:* C15, C24, D31, J16, J21.

* Artículo recibido el 27 de enero de 2015 y aceptado el 11 de agosto de 2015. La autora agradece los valiosos aportes y sugerencias de Leonardo Gasparini y Mariana Marchioni; asimismo, a los dictaminadores anónimos de *El Trimestre Económico* por los productivos comentarios que realizaron al trabajo. No obstante, cualquier error que hubiera es de la entera responsabilidad de la autora.

** Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata y Consejo Nacional de Investigaciones, Ciencias y Técnicas (Conicet) (correo electrónico: cparada@cedlas.org).

ABSTRACT

This paper analyses the effect of the increase in female employment on income distribution in Uruguay between 1991 and 2012. In particular, this paper studies the impact on inequality and poverty. The methodology employed is a micro-decomposition proposed by Bourguignon *et al.* (1998). This methodology allows to partially capture the effect of the increase on female employment and to distinguish between effects generated by changes in employment status and those produced by changes in worked hours. Results suggest that, the increase in female employment has had statistically significant effects, despite not being the most important when it comes to explaining the evolution of income distribution. Changes in female employment contributed to reducing poverty levels throughout the period studied and, although it had modest results on de concentration of income at the beginning of the period, effects were more pronounced towards the end.

Key words: income distribution, poverty, inequality, micro-decompositions, female employment, Uruguay. *JEL Classification:* C15, C24, D31, J16, J21.

INTRODUCCIÓN

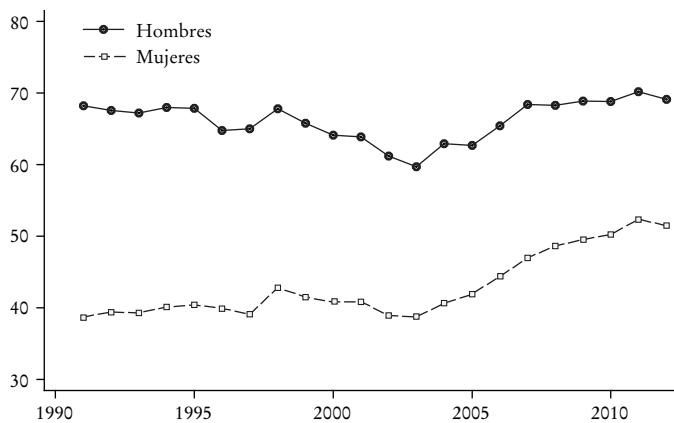
En las últimas décadas se ha registrado un importante aumento de la tasa de participación femenina en el mercado de trabajo en todo el mundo. En América Latina, durante la segunda mitad del siglo XX se han incorporado al mercado laboral aproximadamente 70 millones de mujeres, lo cual es reflejo de la importante transformación que ha tenido el papel económico de las mujeres en la región (Chioda, 2011). Siguiendo a Gasparini *et al.* (2000), el aumento de la cantidad de mujeres empleadas tendría efectos sobre la pobreza y la desigualdad, al menos a través de dos canales. Por un lado, debido a que un mayor número de personas tiene ingresos laborales positivos, es decir, a la menor cantidad de individuos con ingreso cero, lo cual produciría una reducción de la cantidad de personas pobres y una caída en la desigualdad. Por otro lado, dependiendo del grupo socioeconómico al que pertenecen las mujeres que consiguen empleo, podría producirse que la desigualdad aumente a pesar de que la pobreza disminuya o se mantenga estable.

En Uruguay entre 1991 y 2012 se ha producido una importante reducción de la brecha de empleo entre hombres y mujeres. Según datos oficiales, la tasa de empleo masculina, a pesar de haber sufrido fluctuaciones durante

el periodo considerado, se ubicó en 2012 en valores muy cercanos a los de 1991, pasando de 68.2 a 69.1%. Por su parte, la tasa de empleo femenino mostró una tendencia ascendente durante todo el periodo; incluso considerando la caída poscrisis de 2002, la tasa aumentó de 38.7% en 1991 a 51.5% en 2012 (véase la gráfica 1). Si se subdivide el periodo 1991 a 2012 en dos, previo a la crisis de comienzos de los 2000 y posterior a ésta, se encuentra que los cambios en la tasa de empleo femenino no han sido homogéneos. Entre 1991-2000 la tasa de empleo de las mujeres pertenecientes a hogares del quintil más rico aumentó 10.5% (pasando de 58.8 a 64.9%), al tiempo que su análoga de los hogares más pobres lo hizo tan sólo 6.5% (de 32.3 a 34.5%). Por otra parte, entre 2000 y 2012, la tasa de empleo de las mujeres pertenecientes al quintil más pobre tuvo un crecimiento algo superior al 28% (de 34.5 a 44.2%), mientras que la de los quintiles más ricos lo hicieron 17.4% (de 64.9 a 76.2%). Por su parte, para los hombres se verifica que entre 1991 y 2000 redujeron su tasa de ocupación independientemente de los ingresos del hogar al que pertenecen, mientras que entre 2000 y 2012 mostraron una evolución modesta, pero positiva en todos los quintiles (véase la gráfica 2).

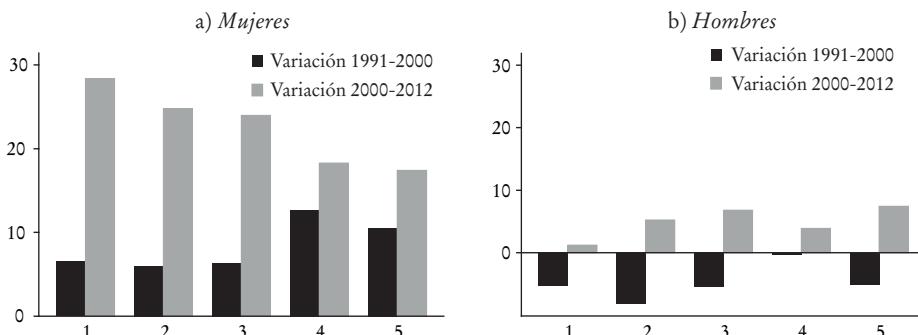
Trabajos previos han constatado que los cambios en el mercado laboral han explicado gran parte de la evolución de la distribución del ingreso en América Latina durante las últimas décadas (Gasparini y Lustig, 2011; Lustig *et al.*, 2012). Considerando estos y otros antecedentes para el caso uruguayo, este artículo busca cuantificar el efecto del aumento de la tasa de

GRÁFICA 1. *Tasa de empleo. Uruguay 1991-2012*



FUENTE: Instituto Nacional de Estadística (INE). Localidades urbanas con más de 500 habitantes.

GRÁFICA 2. *Variación de la tasa de empleo según quintil de ingresos del hogar por subperiodos*



FUENTE: elaboración propia con base en Encuestas Continuas de Hogares (ECH).

^a Localidades urbanas con más de 5 000 habitantes.

^b Tasas de empleo estimadas para hombres y mujeres de 14 a 64 años de edad.

empleo femenino sobre la distribución del ingreso en Uruguay entre 1991 y 2012.

Los estudios previos que se han preocupado por analizar la evolución de la distribución del ingreso en Uruguay durante las últimas décadas han encontrado que los ingresos laborales, junto con la instauración de transferencias no contributivas, fueron los principales factores en el momento de explicar la caída de la desigualdad entre 1986 y 2009 (Alves *et al.*, 2012). Al observar el periodo 1991 a 2005, y comparando de dos en dos años (1991-1992; 1998-1999; 2004-2005), Marroig y Oreiro (2008) concluyen que los retornos a la educación en el mercado de trabajo, los cambios en la cantidad de años de estudio y las transferencias a los grupos de mayor edad son los elementos que explican en mayor medida la evolución de la distribución del ingreso. Las autoras no encuentran resultados robustos respecto al efecto de la ocupación en general; lo que distinguen es una caída del diferencial salarial por sexo que tiene un efecto concentrador sobre los ingresos. Este último resultado puede estar asociado a distintos elementos, por lo cual en este trabajo se propone indagar acerca del efecto que el aumento del empleo femenino, en particular, pudo haber tenido sobre la distribución de los ingresos. Si bien existen otros trabajos que han analizado el aumento de la participación de las mujeres en el mercado laboral (Vigorito, 1999; Espino, 2003; González y Rossi, 2003), éstos se han concentrado en investigar el efecto del aumento del ingreso laboral femenino como fuente y no el efecto del aumento de la tasa de ocupación de las mujeres.

Por tanto, como ya se mencionó, este trabajo tiene como objetivo cuantificar el efecto del aumento de la tasa de empleo femenino sobre la distribución del ingreso en Uruguay entre 1991 y 2012. Para ello, se utiliza la metodología de microdescomposición propuesta por Bourguignon *et al.* (1998), y aplicada por Gasparini *et al.* (2004) para Argentina. Se distinguen dos subperiodos con el objetivo de diferenciar lo ocurrido previo a la crisis de 2002 de lo sucedido con posterioridad a ella. Debido a que es un requisito de la metodología empleada, los años de corte se eligen buscando que sean de relativa estabilidad, por lo cual no se opta por tomar como extremos de los periodos años de crisis. Además del efecto agregado en el cambio del empleo femenino, esta metodología permite distinguir entre el efecto generado por cambios en las decisiones de estar empleada (si trabaja o no) de los producidos por modificaciones en las horas trabajadas. De esta forma, se busca aportar a la literatura empírica desde dos dimensiones. En primer lugar, estudiando la contribución del empleo femenino a la distribución de los ingresos a lo largo de un periodo relativamente prolongado y reciente, en el cual se observaron importantes fluctuaciones en la desigualdad y la pobreza. Por otro lado, si bien se emplea una metodología ya conocida en los análisis distributivos de microdescomposiciones, no existen precedentes de trabajos que empleen esta aproximación para analizar factores que inciden en la distribución del ingreso en Uruguay y, en particular, que distingan los efectos intensivos y extensivos del empleo femenino sobre la distribución.

La fuente de información utilizada en este trabajo es el conjunto de microdatos de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) de Uruguay entre 1991 y 2012, publicadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

Cuando se consideran en forma aislada el efecto estado y el efecto horas, los resultados obtenidos en este artículo indican efectos relativamente pequeños si se los compara con el efecto empleo total de las mujeres, tanto sobre la pobreza como sobre la desigualdad. Entre 1991 y 2012, el efecto empleo total fue de -0.54 sobre el índice de Gini, lo que significa que si lo único que hubiese cambiado entre esos dos años hubieran sido las decisiones de empleo de las mujeres, la desigualdad, aproximada por el índice de Gini, se hubiera reducido 0.54 puntos, en lugar de haber aumentado 0.08. El efecto estado y el efecto horas sobre la desigualdad estimados entre 1991 y 2012 fue de -0.13 y -0.41, respectivamente. Por otra parte, se observó que la incidencia de la pobreza entre 1991 y 2012 se redujo 2.50 puntos, de los cuales el efecto empleo representó 40% (-1.00). El efecto estado estimado

sobre la pobreza fue de -0.39 y el efecto horas de -0.80, por lo cual ambos contribuyeron a la reducción de la misma. Al distinguir entre los dos subperiodos, a pesar de encontrar diferencias en las magnitudes, en ambos se observa que los cambios en el empleo femenino contribuyen a reducir la pobreza y la concentración del ingreso. Estos efectos se encuentran, incluso, cuando la pobreza y la desigualdad aumentan para el conjunto de la población.

Este artículo se organiza de la siguiente manera. En la sección I se realiza un breve análisis descriptivo de la evolución de la distribución del ingreso y del empleo femenino en Uruguay. A continuación, en la sección II, se presenta la estrategia empírica adoptada. Posteriormente, en la sección III, se describe la estrategia de estimación realizada. En la sección IV se exponen los datos empleados en el análisis. En la sección V se presentan los resultados obtenidos en forma separada para la pobreza y la desigualdad. Finalmente, se resumen los comentarios finales del estudio en las conclusiones.

I. DISTRIBUCIÓN DEL INGRESO Y EMPLEO FEMENINO EN URUGUAY

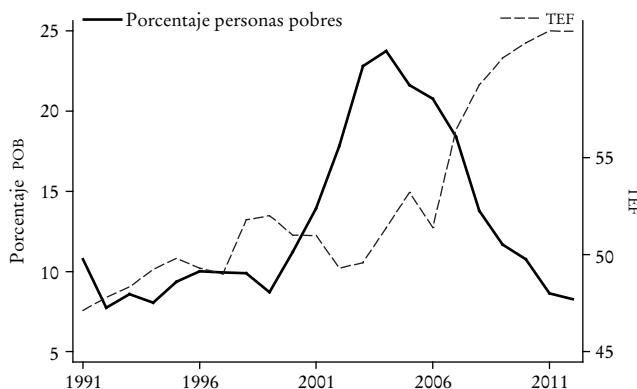
En Uruguay, en las últimas décadas, tanto la participación de la mujer en el mercado de trabajo como la distribución del ingreso y la pobreza han sufrido variaciones importantes. Sin pretender establecer una relación causal, en este apartado se presenta evidencia sobre los fenómenos a analizar a lo largo del artículo. El análisis se concentra en el periodo 1991-2012, con especial énfasis en los años 1991, 2000 y 2012, para los cuales se presenta información resumida sobre la evolución de la distribución del ingreso y el empleo femenino. El objetivo es trabajar con un periodo relativamente largo que permita capturar cambios en el comportamiento de las mujeres que se dan en forma gradual; de lo contrario no se esperaría encontrar efectos al realizar las microdescomposiciones. Debido a la sensibilidad de la metodología elegida, no es conveniente tomar como años de referencia para las comparaciones aquellos en los cuales se hayan producido eventos infrecuentes y que, por ello, no resulten comparables. Por tanto, se eligió trabajar con el periodo más largo posible, para el cual las encuestas de hogares son públicas y resultan semejantes dada la forma de recolección de la información, tomando como año de cierre 2012, el último para el cual se contaba con información al momento de realizar esta investigación, y como año intermedio de comparación el 2000, suficientemente lejano a la crisis ocurrida en Uruguay durante el 2002.

Con el fin de analizar la evolución de la pobreza y la desigualdad, se estima la tasa de incidencia de la pobreza, considerando una línea de pobreza moderada de cuatro dólares por día por individuo,¹ y el índice de Gini sobre el ingreso per cápita familiar (IPCF). Por su parte, a los efectos de la construcción de la tasa de empleo femenino (TEF) se considera al total de mujeres de entre 14 y 64 años de edad, quienes constituyen el grueso de la fuerza laboral femenina y sobre las cuales se realizarán las simulaciones en el comportamiento al momento de realizar las descomposiciones.

Entre 1991 y 2012, la distribución del ingreso en Uruguay sufrió importantes variaciones. En un principio, durante la década de 1990, al igual que lo registrado en el resto del continente latinoamericano, la pobreza y la desigualdad mostraron un fuerte incremento. Sin embargo, durante la primera década del siglo XXI, en particular después de 2003, la tendencia ascendente de estos indicadores comenzó a revertirse.

En las gráficas 3 y 4 se ilustra la evolución de dos dimensiones de la distribución del ingreso en forma conjunta con la tasa de empleo de las mujeres. Las oscilaciones de los indicadores han mostrado diferentes tendencias entre 1991 y 2012, pudiendo diferenciar dos subperiodos. En lo que respecta a la evolución de la pobreza se observa que, luego de una caída en 1992, comienza a incrementarse lentamente hasta que a finales de la década de 1990 sufre un

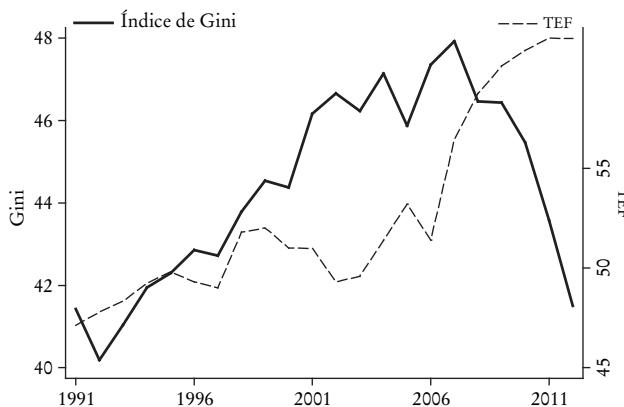
GRÁFICA 3. *Evolución de la pobreza. Uruguay, 1991-2012^a*



FUENTE: elaboración propia con base en ECH.

^a Localidades urbanas con más de 5000 habitantes.

¹ La metodología para la construcción de la línea de pobreza oficial en Uruguay fue modificada en dos oportunidades entre 1991 y 2012. Por tanto, con el fin de evitar que los cambios metodológicos alteren las estimaciones, se optó por trabajar con una línea de pobreza de referencia que no es modificada a lo largo del tiempo.

GRÁFICA 4. *Evolución de la desigualdad. Uruguay, 1991-2012^a*

FUENTE: elaboración propia con base en ECH.

^a Localidades urbanas con más de 5 000 habitantes.

drástico aumento. Esto condujo a que en 2004 cerca de 25% de la población se encontrase por debajo de la línea de pobreza. Sin embargo, después del pico registrado en dicho año, la tendencia de la tasa de incidencia de la pobreza se revierte, ubicándose en 2012 en 8.2%, el valor más bajo de los últimos 20 años.

Por su parte, la desigualdad, aproximada por el índice de Gini, ha mostrado una evolución similar a la de la pobreza, pero con sus particularidades. A partir del año 1992 se inició una etapa de fuerte crecimiento de la concentración del ingreso, la cual alcanzó sus valores máximos en 2007. La desigualdad, a diferencia de la pobreza que aumentó especialmente a finales de la década de 1990, mostró una tasa de crecimiento constante durante toda la década y, recién en 2007, tres años más tarde que la pobreza, comenzó a registrar variaciones negativas.

Tanto en la gráfica 3 como en la 4 se muestra la evolución de la tasa de empleo femenino con la finalidad de dar una referencia al lector. A diferencia de los indicadores de pobreza y desigualdad, la TEF evidenció un aumento durante todo el periodo, con excepción del año 2002 como reflejo de la importante crisis que atravesaba el país. En particular, entre 2006 y 2012, la tasa de empleo de las mujeres aumentó 10 puntos porcentuales, alcanzando 61.5% para la población de referencia.²

² La TEF que se observa es mayor a la presentada en la gráfica 1. La diferencia se debe a que en esta oportunidad se considera al universo de mujeres de entre 14 y 64 años de edad, mientras que en el caso anterior se consideraban a todas las mujeres mayores de 13 años.

La evolución de la tasa de empleo femenina no ha sido homogénea si se agrupa a la población de acuerdo con distintas variables. Distinguiendo entre dos subperiodos: 1991-2000 y 2000-2012, en las gráficas 5a) y 5b) puede observarse la variación de la TEF según el decil de ingresos del hogar al que pertenecen las mujeres. La línea horizontal es indicativa de la variación de la TEF promedio. A partir de dichas gráficas puede apreciarse que, entre 1991 y 2000, las mujeres pertenecientes a hogares del primer decil de ingresos tuvieron un aumento de su tasa de empleo de 4%, registrando una variación menor al promedio (8.2%), mientras que las mujeres pertenecientes a los hogares más ricos fueron, junto con las del séptimo decil, quienes registraron el mayor crecimiento de su tasa de empleo, 16.2%, ocho puntos porcentuales superior al promedio. Este escenario se revierte en el subperiodo siguiente. Entre 2000 y 2012, las mujeres que mostraron un mayor crecimiento de su tasa de ocupación fueron aquellas pertenecientes a hogares de los dos deciles más pobres (28% aproximadamente), mientras que las pertenecientes al decil más rico, si bien aumentaron su nivel de ocupación (11.5%), lo hicieron por debajo del promedio general (20.6%).

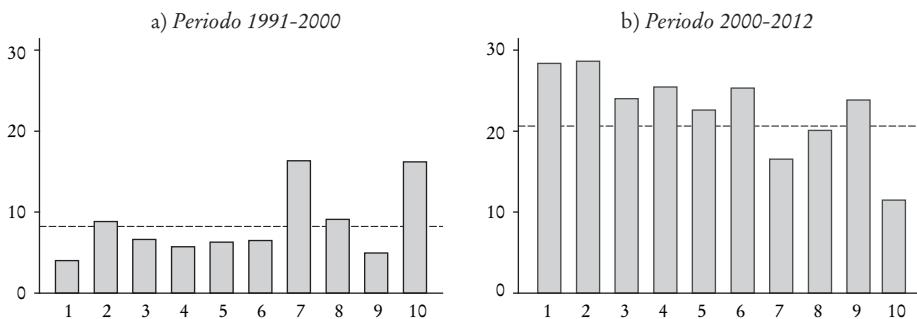
Además de la variable dicotómica, de estar empleada o no, resulta pertinente analizar la evolución de las horas trabajas. En el cuadro 1 se presentan por decil de ingresos del hogar las horas semanales trabajadas promedio por las mujeres en 1991, 2000 y 2012. Ahí, se observa que, entre 1991 y 2000, las trabajadoras de los hogares del décimo decil mostraron una cantidad de horas trabajadas relativamente estable, mientras que las mujeres pertenecientes a los hogares más pobres sufrieron una variación negativa de las horas pro-

CUADRO 1. *Horas promedio trabajadas por decil de ingresos^a*

Decil	1991	2000	2012
1	33.9	32.1	30.0
2	36.9	35.4	33.8
3	38.1	37.1	36.3
4	39.5	38.1	36.6
5	39.8	37.8	37.6
6	39.9	38.8	37.9
7	41.1	39.7	38.2
8	40.5	40.8	38.7
9	39.8	39.4	39.2
10	42.0	42.4	41.1
Total	39.4	38.2	36.9

FUENTE: elaboración propia con base en ECH.

^a Localidades urbanas con más de 5 000 habitantes.

GRÁFICA 5. *Variación de la TEF según decil de ingreso del hogar, 1991-2012^a*

FUENTE: elaboración propia con base en ECH.

^a Localidades urbanas con más de 5 000 habitantes.

medio trabajadas. Por otra parte, durante la primera década del siglo XXI, las mujeres pertenecientes a todos los grupos de ingresos registraron una caída en la cantidad de horas trabajadas promedio, siendo la más importante la registrada por las mujeres más pobres. Es decir, el aumento de la tasa de empleo observado se dio en un marco de disminución de las horas trabajadas donde, además, al analizar la caída en la cantidad de horas promedio se encuentra que ésta es estadísticamente significativa.

En el cuadro 2 se desagrega la información sobre la situación de empleo de las mujeres de acuerdo con el grupo etario al que pertenecen. A tales efectos se distinguen cuatro grupos: mujeres de entre 14 y 24 años de edad; de entre 25 y 40; de entre 41 y 64, y de 65 y más. El segundo grupo es el que muestra en todos los períodos una mayor tasa de empleo, seguido por el tercer grupo, mientras que las menores tasas las registran las mayores de 65 años. Al mismo tiempo, al considerar las variaciones de las tasas específicas, se puede observar que la TEF aumentó en mayor medida para los grupos más envejecidos. De hecho, el único caso en que se registró una leve variación negativa fue para las mujeres de entre 14 y 24 años entre 1991 y 2000.

CUADRO 2. *Tasa de ocupación de acuerdo con el grupo etario^a*

Grupo de edad	1991	2000	2012
(14-24)	30.8	30.2	31.4
(25-40)	62.2	65.2	76.4
(41-64)	46.2	53.9	68.0
(65+)	5.6	6.3	10.3
Total	39.0	41.4	50.5

FUENTE: elaboración propia con base en ECH.

^a Localidades urbanas con más de 5 000 habitantes.

Otra forma de distinguir grupos dentro del total de mujeres es de acuerdo con el máximo nivel educativo alcanzado. De este modo, en el cuadro 3 se muestra la TEF según nivel educativo para las mujeres de entre 14 y 64 años de edad. En primer lugar, se destaca la relación positiva entre nivel educativo y tasa de empleo, la cual es persistente a lo largo del tiempo. Por otra parte, puede observarse que la tasa de empleo no varió en forma homogénea si se distingue por grupo educativo. Las mujeres con educación superior o universitaria completa fueron las que registraron en todos los casos la mayor tasa de empleo y, al mismo tiempo, fueron quienes mostraron el menor crecimiento relativo en la ocupación entre 1991 y 2012. En el otro extremo, las mujeres con primaria incompleta registraron en todos los años la menor tasa de ocupación. Sin embargo, mientras entre 1991 y 2000 tuvieron una leve caída de su tasa de empleo, entre 2000 y 2012 aumentaron su ocupación 10%. Si se considera todo el periodo analizado, las mujeres con primaria y secundaria completa fueron quienes mostraron el mayor crecimiento de su tasa de empleo, de aproximadamente 28%.

CUADRO 3. *Tasa de ocupación según nivel de escolaridad^a*

<i>Nivel de escolaridad</i>	1991	2000	2012
Primaria incompleta	34.9	34.7	38.3
Primaria completa	43.0	43.3	55.0
Secundaria incompleta	44.4	46.1	53.8
Secundaria completa	59.8	70.6	76.9
Superior incompleta	52.1	54.0	63.0
Superior completa	84.6	85.8	89.0
Total	47.1	51.0	61.5

FUENTE: elaboración propia con base en ECH.

^a Localidades urbanas con más de 5 000 habitantes.

Finalmente, en el cuadro 4 se distinguen grupos de mujeres y de hombres de acuerdo con el papel que ocupan dentro del hogar, es decir: jefes, cónyuges u otros, y según si viven con sus hijos o no.³ Si bien las jefas y los jefes de hogar son los que en promedio tienen una tasa de empleo superior a la del resto de los grupos, el mayor crecimiento se evidenció en los grupos de cónyuges, tanto de hombres como de mujeres, quienes pasaron de registrar guarismos por debajo del promedio en 1991 a superarlo en 2012; de hecho, entre los hombres los cónyuges fueron el grupo que mostró la mayor tasa

³ En las ECH de Uruguay sólo es posible identificar los hijos de las jefas y los jefes de hogar o los cónyuges de éstos; por ello no se realiza el análisis para otros grupos.

CUADRO 4. *Tasa promedio de ocupación según posición en el hogar y si viven con sus hijos, para mujeres y hombres^a*

	Mujeres			Hombres		
	1991	2000	2012	1991	2000	2012
<i>Según posición en el hogar</i>						
Jefes	62.3	64.6	77.3	89.7	88.2	91.5
Cónyuges	45.1	51.5	64.8	72.7	84.9	92.7
Otros	41.3	42.3	42.4	59.0	54.2	54.1
Total	47.1	51.0	61.5	77.7	73.7	77.2
<i>Según si viven con sus hijos</i>						
Jefes						
Con hijos	54.5	57.6	75.6	80.7	80.1	86.5
Sin hijos	76.9	74.8	79.3	95.0	93.7	96.3
Cónyuges						
Con hijos	36.8	46.1	61.1	68.9	82.9	89.1
Sin hijos	50.1	54.8	67.3	75.8	86.2	95.1

FUENTE: elaboración propia con base en ECH.

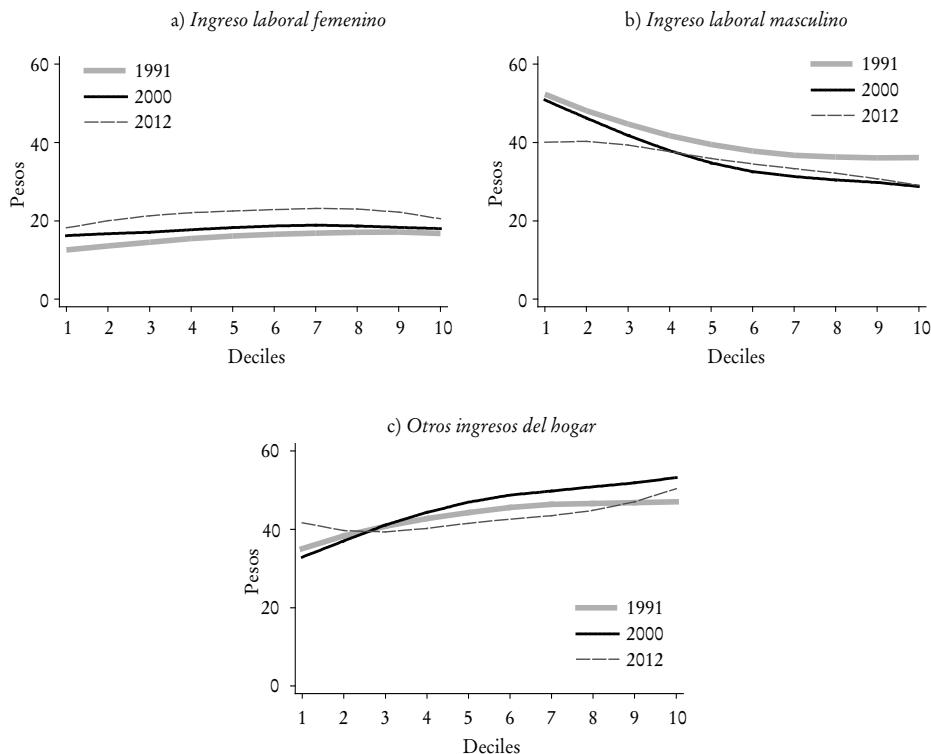
^a Localidades urbanas con más de 5 000 habitantes.

de empleo en 2012. Por su parte, las mujeres y hombres que integran el resto de los integrantes del hogar (otros) han mostrado una tasa de empleo bastante estable. Al distinguir según si viven o no con sus hijos, se observa que quienes aumentaron en mayor medida su tasa de empleo fueron las mujeres con hijos, en particular entre 2000 y 2012, donde tanto las jefas como las cónyuges que viven con sus hijos registraron una variación de su tasa de empleo superior a 30%.

Si bien la relación no es unidireccional, es de esperar que los cambios en el comportamiento de las mujeres respecto al empleo tengan consecuencias sobre la estructura de los ingresos en los hogares. En particular, si se descompone el ingreso del hogar por fuentes puede distinguirse ingreso laboral femenino, ingreso laboral masculino y otros ingresos.⁴ Al observar la evolución de las distintas fuentes se pueden notar algunas tendencias. Por un lado, que el ingreso laboral femenino tiene un menor peso en los hogares pertenecientes a los deciles extremos, lo cual se ha acentuado en el último periodo. Por otro lado, entre 1991 y 2012 se observa un aumento en la participación del ingreso laboral femenino en el ingreso total del hogar, independientemente del decil de ingresos que se considere.

⁴ La categoría otros ingresos responde al conjunto de ingresos del hogar que no son atribuibles a ningún miembro, a modo de ejemplo: las transferencias de otros hogares o del exterior, renta implícita de la vivienda, etcétera.

GRÁFICA 6. *Participación de las distintas fuentes de ingreso según decil, 1991-2000-2012^a*



FUENTE: elaboración propia con base en ECH.

^a Localidades urbanas con más de 5 000 habitantes.

Estos elementos tienen como contrapartida una disminución del peso del ingreso laboral masculino en el ingreso total para todos los deciles entre 1991 y 2012, junto con un aumento del peso de otros ingresos en los hogares de deciles extremos y una caída de su participación en los hogares ubicados entre el segundo y séptimo deciles.

II. ESTRATEGIA EMPÍRICA

En este apartado se detalla la metodología de descomposiciones empleada para efectos de evaluar el impacto sobre la distribución del ingreso de los cambios producidos en las decisiones de empleo de las mujeres, distinguiendo los cambios en las horas trabajadas de las decisiones de estatus

ocupacional de las mujeres. Es decir, bajo el supuesto de que todo lo demás se mantiene constante, la distribución del ingreso puede cambiar como resultado tanto de las decisiones, o posibilidades, de estar ocupadas o por cambios en la cantidad de horas trabajadas que realizan las mujeres. Concretamente, se emplea la metodología propuesta por Bourguignon *et al.* (1998) y aplicada por Gasparini *et al.* (2004) para al caso argentino. Esta metodología permite aproximarse a medida que los cambios en las decisiones laborales de las mujeres contribuyen a explicar las diferencias en la distribución del ingreso y la pobreza en los distintos momentos del tiempo.

Sin embargo, este método presenta algunas limitaciones que se deben tener presentes al momento de interpretar los resultados. En particular, las microdescomposiciones consideran que la estructura condicional de la población se mantiene inalterada, es decir, supone que no se producen efectos de equilibrio general. En este sentido, se aíslan comportamientos que son endógenos y se consideran independientes. Por ello, se dice que esta metodología permite una aproximación parcial al fenómeno que se quiere estudiar. De esta manera, al no contemplarse cambios en el comportamiento de otros miembros del hogar ni la evolución de otros ingresos, los efectos pueden estar sobreestimando la incidencia de las mujeres, y se debe ser extremadamente cuidadoso al momento de extraer conclusiones. Adicionalmente, deben tenerse en cuenta las limitaciones presentes en toda estimación paramétrica, donde es de suma relevancia la veracidad de los supuestos sobre la distribución de los parámetros.⁵

A continuación se describe la metodología empleada. En primer lugar, el ingreso total de los hogares, es aquel compuesto por los ingresos laborales (L) y los no laborales (NL) de todos los individuos i que componen el hogar h .

$$Y_{ht} \sum_{i=1}^N (Y_{it}^L - Y_{it}^{NL}) \quad (1)$$

donde los ingresos no laborales se consideran determinados exógenamente, y los ingresos laborales de un momento del tiempo t son el resultado del producto entre el ingreso laboral horario w y las horas trabajadas L .

⁵ Un análisis más detallado de las limitaciones de la metodología de microdescomposiciones puede encontrarse en Fortin *et al.* (2011).

$$Y_{it}^L = w_{it} \cdot L_{it} \quad (2)$$

w y L dependen de características observables, X_{it} , e inobservables, ε_{it} , así como de los vectores de parámetros β_t y λ_t , que representan los coeficientes que determinan la manera en que las características observables afectan el salario horario y el número de horas trabajadas, respectivamente.

$$Y_{it}^L = F(X_{it}, \varepsilon_{it}, \beta_t, \lambda_t) \quad (3)$$

Para los efectos de este artículo se realiza el supuesto de que los ingresos no laborales no se modifican como resultado de cambios en el ingreso laboral. Si bien es un supuesto fuerte, esta sección procura captar el efecto del empleo femenino sobre la distribución del ingreso en forma parcial y, así, contribuir mediante evidencia que permita dar luz sobre la dirección en la cual se mueve el efecto.

Dado que el bienestar de un individuo no depende únicamente de su ingreso, se considera como variable de análisis el ingreso per cápita del hogar, el cual se define como:

$$y_{it} = \frac{\sum_{i=1}^N (F(X_{it}, \varepsilon_{it}, \beta_t, \lambda_t) + Y_{it}^{NL})}{N_b} \quad \forall i \in h \quad (4)$$

Si se considera k un parámetro cualquiera de los argumentos de la función del ingreso laboral (4), luego puede definirse a $Y_{it}^L(k_t)$ como el ingreso que obtendría el individuo i en el momento t si solamente el parámetro k tomara el valor correspondiente al momento t' , *ceteris paribus*, obteniendo de esta manera un nuevo ingreso simulado.

De este modo, puede obtenerse una distribución del ingreso per cápita familiar observada y una simulada: D_t y D_{tk} , respectivamente:

$$D_t = \{y_{1t}, \dots, y_{Nt}\} \quad (5)$$

$$D_{tk} = \{y_{1t}(k_t), \dots, y_{Nt}(k_t)\} \quad (6)$$

Luego, con el fin de observar los efectos sobre la desigualdad de la distribu-

ción del ingreso y la pobreza, se calcula el impacto del cambio en el parámetro k sobre un conjunto de indicadores distributivos $I(D_t)$:

$$I(D_{tk}) - I(D_t) \quad (7)$$

La diferencia entre el valor del indicador de la distribución observada y la simulada se interpreta como la contribución del cambio del parámetro k entre el momento t y t' al cambio en la medida distributiva que se estudie.

III. ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN

En esta sección se procurará estimar el efecto del cambio en los parámetros que relacionan las características de los individuos (las mujeres) con la cantidad de horas trabajadas por éstos (λ_t). Se distinguirá entre el impacto que genera el cambio en la cantidad de horas trabajadas, del provocado por el cambio de estatus laboral de los individuos. Adicionalmente, se estimarán los efectos producidos por cambios en los precios, (β_t), es decir, por cambios en los retornos a la educación y la experiencia de las mujeres en el mercado laboral. Para ello, se mide el impacto que producen cambios en los parámetros que relacionan el nivel educativo y la experiencia con el salario horario, respectivamente. De la misma forma, se mide el efecto de cambios en los factores inobservables de las mujeres y sus remuneraciones que afectan el salario horario (ε^w).

Por tanto, para poder estimar el efecto sobre la pobreza y la desigualdad producido por los cambios en los parámetros que relacionan las características de las mujeres con su salario y con la cantidad de horas trabajadas, se deberán realizar estimaciones, tanto de los parámetros del modelo descrito como del término de error.

El modelo cuenta con dos ecuaciones que se describen a continuación: una correspondiente a los salarios horarios (w) y otra al número de horas trabajadas (L).

$$w_{it}^* = X_{it}^w \beta_t + \varepsilon_{it}^w \quad (8)$$

$$L_{it}^* = X_{it}^L \lambda_t + \varepsilon_{it}^L \quad (9)$$

$$\text{Con: } \begin{pmatrix} \varepsilon_{it}^w \\ \varepsilon_{it}^L \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_w^2 & \rho \sigma_w \sigma_L \\ \rho \sigma_w \sigma_L & \sigma_L^2 \end{pmatrix} \right)$$

$$\begin{aligned} w_{it} &= w_{it}^* & \text{si } L_{it}^* > 0 \\ w_{it} &= 0 & \text{si } L_{it}^* \leq 0 \\ L_{it} &= L_{it}^* & \text{si } L_{it}^* < 0 \\ L_{it} &= 0 & \text{si } L_{it}^* \geq 0 \end{aligned}$$

donde w_{it} representa los valores observados del individuo i en el momento t del salario horario, y L_{it} su homólogo de las horas trabajadas, mientras que X_{it}^w y X_{it}^L son los vectores de características observables que afectan al salario y las horas trabajadas del individuo i en el momento t , respectivamente. De esta manera, w^* y L^* son variables latentes; sólo se observarán valores si el individuo efectivamente trabaja.

La estimación de la ecuación de salarios horarios se realiza mediante el método de selección de Heckman por máxima verosimilitud, coincidiendo la ecuación de selección con la de horas semanales trabajadas, con la diferencia de que se sustituye la variable dependiente de horas trabajadas por una variable *dummy* que adopta el valor de 1 cuando el individuo trabaja y de 0 en caso contrario. Para efectos de evitar problemas de identificación, la ecuación de selección debe contener al menos una variable explicativa que no resulte relevante al momento de explicar el salario; en este caso se incluyeron el ingreso laboral de los hombres del hogar (ILHH), el estado de ocupación del jefe (en los casos que corresponde) y la condición de si asiste a un centro de enseñanza. Por su parte, la ecuación de horas trabajadas se estima mediante un modelo Tobit estándar para datos censurados.

Mediante el procedimiento descrito, se podrán obtener los salarios estimados para los individuos que trabajan; sin embargo, resta determinar los salarios que tendrían aquellas mujeres que no trabajan. La principal diferencia radica en que no se observa el salario de estas personas y, por lo tanto, no es posible obtener el residuo de las ecuaciones (8) y (9). Para resolverlo, se emplean los parámetros estimados de $\hat{\sigma}_w$, $\hat{\sigma}_L$ y $\hat{\rho}$ y se generan aleatoriamente pares de errores a partir de un muestreo de una distribución normal bivariada, la cual está implícita en el modelo de Heckman. En caso de que

los residuos así generados no resulten consistentes con la decisión original de no trabajar, se realiza nuevamente el muestreo de errores para ese individuo, hasta que sea coherente con su comportamiento observado. Después, se estiman los salarios que tendrían estas mujeres en caso de trabajar, utilizando los errores generados y los coeficientes de $\hat{\beta}_t$ estimados.

Los efectos sobre la distribución del ingreso debido a los cambios producidos en la TEF (*EfectoEmpleo*) pueden separarse en dos. Por un lado, el impacto ocasionado por el aumento de las horas trabajadas de aquellas mujeres que se encontraban ocupadas (*EfectoHoras*) y, por otro lado, la incorporación de más mujeres al mercado laboral (*EfectoEstado*).

El efecto empleo agregado se obtiene simulando el ingreso laboral que obtendrían las mujeres en el periodo t' si las decisiones sobre la cantidad de horas trabajadas y de condición de ocupación respondieran a los parámetros del periodo t .

Con el fin de estimar el efecto horas se simula la cantidad de horas trabajadas empleando los parámetros de las ecuaciones estimadas para el periodo t' , sin considerar a las personas que cambian su condición de ocupación. Es decir, sólo se consideran los cambios en las horas trabajadas de aquellas mujeres que efectivamente trabajan en el año base.

Por otra parte, el efecto estado simula la distribución del ingreso que hubiese existido en el periodo t' , considerando solamente los cambios en las decisiones binarias de empleo de las mujeres. También, se simulan las decisiones de empleo considerando los parámetros estimados para el periodo t' . Después, para aquellas mujeres que resultan trabajar en la simulación, se les imputa la misma cantidad de horas trabajadas que en el periodo t , en caso de que lo hicieran. Si no se encontraban trabajando en el periodo t se les imputan horas simuladas con los parámetros del periodo t . Para quienes no resulten trabajar en la simulación se les imputa ingresos cero.

Para estimar los retornos a la educación⁶ y la experiencia⁷ se simula la distribución del ingreso que hubiese existido en el periodo t' si los parámetros β^{edu} y β^{exp} , que relacionan las características de las mujeres con su salario horario, fuesen los del periodo t . Por lo tanto, se cambian los parámetros, pero se mantienen fijos los términos residuales, es decir, las carac-

⁶ Los retornos a la educación se aproximan mediante *dummies* por nivel educativo. Si bien ello es una simplificación, permite obtener una aproximación del efecto sobre la distribución del ingreso que se produce como resultado de un cambio en la valoración de los años de estudio de las mujeres en el mercado y comparar este efecto con los resultados de interés.

⁷ La experiencia se aproxima mediante la edad y la edad al cuadrado de las mujeres.

terísticas inobservables —como podría ser una habilidad particular de los individuos— no se modifican y tampoco su retribución. Esta simulación se realiza en forma separada para la educación y experiencia con el fin de aislar ambos efectos.

Finalmente, las características inobservables que afectan el salario de las mujeres se modelan como el término de error de las ecuaciones de salario estimadas. Para los efectos de simular una nueva distribución de ingresos y capturar los efectos producidos por cambios en las características inobservables de las mujeres, se estima el efecto multiplicando el término de error de la ecuación de salarios de t por el cociente $(\sigma_t / \sigma_{t'})$, donde σ_t y $\sigma_{t'}$ son los desvíos estimados para los residuos de la ecuación de salarios de cada período. Los términos residuales de las regresiones son los que permiten estimar las características inobservables de las mujeres. Sin embargo, para aquellas mujeres que no trabajan no se cuenta con el verdadero valor de su salario y, por tanto, no es posible estimar el valor de sus inobservables al no tener un residuo. En este caso, como se mencionó antes, se sigue la literatura sobre microdescomposiciones y se asignan errores simulados consistentemente con su situación laboral original.

Debido a que la posición que ocupan los individuos dentro del hogar afecta sus decisiones de empleo, siguiendo a Bourguignon *et al.* (1998), la muestra se parte en tres grupos y se estima en forma separada para jefas, cónyuges y otras. Si bien la mayoría de las variables explicativas contempladas en cada uno de los modelos coinciden, se incorporan variables particulares para cada caso. De este modo, para cada uno de estos grupos, y para cada año, se estima una ecuación de salarios y otra de oferta laboral. En el cuadro 5 se resumen las variables que componen los vectores X_{it}^w y X_{it}^L para cada uno de los grupos de mujeres.

IV. DATOS

La fuente de información utilizada a lo largo de todo este artículo es el conjunto de microdatos de las ECH de Uruguay entre 1991 y 2012, las cuales son publicadas por el INE. Las ECH contienen información de personas y hogares para todo el territorio nacional. Hasta 1997 la información que brinda la ECH es representativa de localidades de 900 habitantes o más; a partir de 1998 y hasta 2005 pasa a ser representativa de localidades de 5 000 habitantes y más, con excepción de Montevideo que es representativa de

CUADRO 5. *Variables explicativas utilizadas en el análisis para cada submuestra de mujeres*

Variables	Ecuación de salarios			Ecuación de horas trabajadas y en la ecuación de selección		
	Jefes	Cónyuges	Otras	Jefas	Cónyuges	Otras
Edad	X	X	X	X	X	X
Edad*Edad (Edad ²)	X	X	X	X	X	X
Primaria completa (Pric)	X	X	X	X	X	X
Secundaria incompleta (Seci)	X	X	X	X	X	X
Secundaria completa (Secc)	X	X	X	X	X	X
Superior incompleta (Supi)	X	X	X	X	X	X
Superior completa (Supc)	X	X	X	X	X	X
Montevideo	X	X	X	X	X	X
Casado	X		X	X		X
Número de hijos (Núm.Hijos)	X	X		X	X	
Asiste a enseñanza (Asiste)	X	X	X	X	X	X
Estado ocupacional del jefe (Estado jefe)		X	X		X	X
Ingresa laboral masculino en el hogar (ILMH)	X	X	X	X	X	X

todo el departamento. Luego del año 2006 la ECH, además de cubrir las localidades de 5 000 habitantes o más, pasa a representar a las localidades pequeñas y zonas rurales. Por tanto, debido a que la representatividad de la ECH de Uruguay ha ido cambiando, para los efectos de que las estimaciones realizadas sean comparables para todos los años se trabaja con datos representativos de localidades urbanas con más de 5 000 habitantes.

Para los años empleados en el análisis econométrico, 1991, 2000 y 2012, la ECH de Uruguay permitió identificar correctamente las variables relevantes empleadas en el análisis y hacerlas comparables entre los distintos años.

Por otra parte, se consideran los efectos en el empleo generados por las mujeres de entre 14 y 64 años de edad. La restricción etaria se debe a que en Uruguay se considera a la población en edad de trabajar a los mayores de 13 años, y porque luego de los 64 años la mayor parte de mujeres ya se ha retirado del mercado laboral. Con el fin de contemplar la evolución de las variables en términos reales, se trabaja con valores a precios constantes a diciembre de 2012.

V. RESULTADOS

En este apartado se presentan los resultados obtenidos a partir del trabajo de descomposición realizado con la finalidad de evaluar el posible efecto del empleo femenino sobre la distribución del ingreso.

Como fue mencionado, debido a las diferencias de las decisiones de participación de las mujeres en función del lugar que ocupan dentro del hogar, las ecuaciones de ingresos horarios (8) y de horas trabajadas (9) se estiman en forma separada para jefas, cónyuges y otras (véanse los cuadros A2 a A7 del apéndice). Una vez realizadas las estimaciones de los parámetros se implementa la metodología descrita en la sección anterior. El cambio de la participación de la mujer en el mercado de trabajo mediante cambios en el empleo se evalúa sobre la pobreza y la desigualdad. En el primero de los casos se estiman variaciones en el indicador FGT (Foster, Greer y Thorbecke, 1984) con parámetro 0, es decir, incidencia de la pobreza, considerando una línea de pobreza per cápita de cuatro dólares por día a paridad de poder adquisitivo (PPA). Con el fin de estimar los efectos sobre la desigualdad se utiliza el índice de Gini. Todos los indicadores se computan sobre el ingreso per cápita familiar.

Debido a que los resultados de las descomposiciones dependen del año que se considere como punto de partida, los resultados obtenidos en este trabajo surgen de promedios elaborados al alternar los años que se comparan como base. Para otorgarle robustez a los resultados obtenidos se emplean técnicas de *bootstrap* con 200 repeticiones.⁸

En los cuadros 6 y 7 se presentan los resultados de la descomposición para la desigualdad y la pobreza, respectivamente. La manera en la que deben leerse dichas tablas es la siguiente: un valor positivo indica que hubo un aumento en el indicador considerado, mientras que un valor negativo señala que hubo una caída, ya sea de la pobreza o de la desigualdad. Además del signo de la variación debe observarse la magnitud de la misma; es decir, el valor estimado del efecto es directamente comparable con la variación observada del indicador de interés. De esta manera, se podrán realizar valoraciones respecto a la importancia relativa que cada efecto tuvo sobre la distribución del ingreso.

Los efectos de las decisiones de empleo de las mujeres sobre la desigualdad se reportan en forma resumida en el cuadro 6, donde se muestran las

⁸ Mediante el empleo de la técnica de *bootstrap* fue posible construir errores estándar de las estimaciones y poder analizar la significatividad estadística de los resultados.

CUADRO 6. *Descomposición del cambio en la desigualdad medida por el índice de Gini. Uruguay, 1991-2012^a*

	Valor del indicador		
	1991	2000	2012
	41.42	44.37	41.50
Descomposición			
1991-200		2000-2012	
Variación observada	2.95	-2.87	0.08
Efectos			
Empleo	-0.24*** (0.077)	-0.25*** (0.074)	-0.54*** (0.131)
Estado	-0.02 (0.037)	-0.06** (0.029)	-0.13** (0.061)
Horas trabajadas	-0.20*** (0.074)	-0.21*** (0.072)	-0.41*** (0.142)
Retornos a la educación	-0.18 (0.143)	-0.17 (0.151)	-0.39*** (0.141)
Retornos a la experiencia	-0.09 (1.229)	0.08 (0.639)	0.01 (0.066)
Inobservables	0.02 (0.074)	0.15** (0.063)	0.16** (0.063)

FUENTE: elaboración propia con base en ECH.

^a Desvíos estándar entre paréntesis. Localidades urbanas con más de 5 000 habitantes.

*** Significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

variaciones en el coeficiente de Gini. Entre 1991 y 2000, el índice de Gini estimado sobre el ingreso IPCF aumentó 2.95 puntos. De acuerdo con las microsimulaciones realizadas, el efecto empleo sobre la desigualdad fue de -0.24, indicando que, *ceteris paribus*, la concentración del ingreso hubiese caído como resultado del aumento del empleo femenino, es decir, el índice de Gini hubiese disminuido 0.24 puntos. Al distinguir entre el efecto estado y el efecto horas, se encuentra que el primero, prácticamente, no tuvo incidencia sobre la desigualdad (-0.02), mientras que al efecto horas puede atribuirse una disminución del indicador de 0.20.

Por otra parte, entre 2000 y 2012, el índice de Gini sufrió una caída de 2.87 puntos. Si bien la contribución del efecto estado y el de horas trabajadas no representa una gran proporción de la misma, ambos son de signo negativo y significativo desde el punto de vista estadístico en 95 y 99% de los casos, respectivamente. Al considerar el efecto empleo agregado, se observa que éste se ubica en -0.25, siendo superior a los efectos considerados de forma aislada. En esta oportunidad, el efecto estado resulta algo más igualador que en el subperiodo anterior. Ello podría deberse al mayor aumento de la tasa de empleo femenino y, en particular, a la mayor variación del empleo de las mujeres pertenecientes a los hogares más pobres.

Finalmente, al estudiar todo el periodo bajo análisis, se encuentra que

CUADRO 7. *Descomposición del cambio en la desigualdad medida por el índice de Gini. Uruguay, 1991-2012^a*

FGT(0)	Valor del indicador					
	1991		2000		2012	
	10.76	11.22		8.26		
<i>Descomposición</i>						
Variación observada		1991-200		2000-2012		
		0.46		-2.96	-2.50	
<i>Efectos</i>						
Empleo	-0.48***	(0.102)	-0.53***	(0.082)	-1.00***	(0.108)
Estado	-0.14**	(0.070)	-0.21**	(0.051)	-0.39***	(0.091)
Horas trabajadas	-0.38	(0.100)	-0.46***	(0.086)	-0.80***	(0.074)
Retornos a la educación	-0.07	(0.177)	-0.27	(0.212)	-0.25	(0.220)
Retornos a la experiencia	0.35	(0.772)	-1.00	(0.783)	-0.91	(0.747)
Inobservables	-0.03	(0.061)	-0.11**	(0.046)	0.16***	(0.048)

FUENTE: elaboración propia con base en ECH.

^a Desvíos estándar entre paréntesis. Localidades urbanas con más de 5 000 habitantes.

*** Significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

la desigualdad se mostró casi idéntica entre 1991 y 2012. Sin embargo, la contribución del empleo femenino a la desigualdad, tanto del efecto estado como del efecto horas, entre los dos extremos del periodo fue siempre negativa, de -0.13 y -0.41 a un nivel de significación estadística de 5 y 1%, respectivamente.

Por su parte, en lo que respecta a los efectos de los retornos, mientras los cambios en los coeficientes asociados a la educación tuvieron un efecto pequeño e igualador en todos los periodos analizados, los retornos a la experiencia (con excepción de 1991-2000) y los inobservables, o bien fueron neutrales o desigualadores. En lo referente a los efectos de los retornos a la educación, es de destacar que ya en Alves y otros (2012) se encontraba que, a pesar de que estos retornos hayan sido el principal impulsor de la desigualdad durante varios años, los cambios al final del periodo que analizan se asocian con la caída reciente de la concentración del ingreso. Sumado a ello, debido a que los efectos de los retornos a la educación se aproximan mediante *dummies* por nivel educativo, el efecto que se está capturando puede estar representando no sólo cambios en la valoración de los años de estudio de las mujeres por parte del mercado, sino también por el efecto de políticas públicas que hayan favorecido el incremento relativo de los salarios de las mujeres con menor cantidad de años de estudio. Por tanto, el

resultado significativo encontrado al comparar 1991-2012 no resulta necesariamente contradictorio con hallazgos previos. En el caso de los retornos a la experiencia, los efectos encontrados no fueron significativos desde el punto de vista estadístico en ningún caso.

En lo referente a la tasa de incidencia de la pobreza, al distinguir entre el efecto estado y el de las horas trabajadas, el ejercicio permite evaluar la importancia relativa que tuvo cada uno sobre el indicador FGT(0). Como puede apreciarse, entre 1991 y 2000 la proporción de individuos por debajo de la línea de pobreza se incrementó en 0.46 puntos. Ahora bien, el efecto estado de las mujeres contribuyó en reducir la misma en 0.14 puntos, lo cual significa que si sólo los parámetros que guían las decisiones (posibilidades) binarias de empleo de las mujeres hubiesen cambiado entre esos dos años, mientras los demás elementos se hubiesen mantenido constantes, entonces la tasa de pobreza se hubiese reducido; es decir, el incremento de la pobreza durante la década de 1990 parece no haberse originado en los cambios en las decisiones de estatus ocupacional de las mujeres. En el mismo sentido, pero con mayor peso, los cambios en la cantidad de horas promedio trabajadas por las mujeres contribuyeron a reducir la pobreza. En concreto, si los únicos cambios entre 1991 y 2000 hubiesen sido en los parámetros que determinan la cantidad de horas trabajadas por las mujeres, la pobreza se hubiese reducido 0.38 puntos en lugar de haber aumentado. Asimismo, el efecto empleo se ubicó en -0.48, contribuyendo a una caída del indicador. Este efecto fue de una magnitud casi idéntica, pero de signo contrario, a la variación efectivamente observada en la tasa de pobreza.

Para el periodo 2000-2012 los resultados son algo diferentes. La variación de la tasa de incidencia de la pobreza observada fue negativa, pasando de 11.22 a 8.26% de los individuos. Tanto el efecto empleo como el de horas trabajadas contribuyeron a la reducción del indicador. Esto podría estar vinculado a un resultado visto anteriormente, donde se podía observar que durante dicho periodo las mujeres pertenecientes a hogares más pobres fueron las que se incorporaron en mayor medida al mercado de trabajo (véase la gráfica 4). Por su parte, el efecto empleo fue de -0.53, siendo el más importante de los efectos estimados y colaborando con caída de la tasa de pobreza, pero en menor medida que la simple suma de los efectos horas y estado.

Entre 1991 y 2012 la pobreza en Uruguay disminuyó aproximadamente 23%, lo cual fue resultado de múltiples factores. Los cambios en las de-

ciones de empleo de las mujeres parecen haber formado parte de dicho proceso. De acuerdo con el ejercicio, el aumento de la cantidad de mujeres ocupadas y los cambios en las horas trabajadas contribuyeron a la reducción de la incidencia de la pobreza a lo largo de todo el periodo, arrojando efectos estadísticamente significativos. En particular, la magnitud del efecto empleo fue equivalente a 40% de la caída de la tasa de pobreza observada.

Por otra parte, los efectos producidos por los cambios en los retornos a la educación, si bien no fueron grandes en términos relativos ni absolutos, contribuyeron a reducir la pobreza en todos los periodos estudiados. A los retornos a la experiencia de las mujeres le es atribuible un aumento de la pobreza de 0.35 entre 1991 y 2000 y una reducción de 1.00 entre 2000 y 2012. Este efecto, junto con el efecto horas, fue el más importante de los estudiados en términos relativos al momento de explicar la reducción de la pobreza entre 1991 y 2012. Sin embargo, ni el efecto producido por los cambios en los retornos a la educación, ni el producido por cambios en los retornos a la experiencia sobre la pobreza, resultaron significativos para los periodos estudiados. Finalmente, la incidencia de los inobservables fue no significativa de -0.03 entre 1991 y 2000 significativa y de -0.11 entre 2000 y 2012 y significativa y de -0.16 cuando se considera el periodo completo. En los cuadros A2 y A3 del apéndice se reportan los resultados de computar la brecha de la pobreza —el FGT(1)— y la profundidad de la misma —el FGT(2)— para los distintos periodos. Los resultados encontrados, si bien presentan alguna diferencia, van en la misma línea que lo descrito para la tasa de incidencia de la pobreza —FGT(0)—. De cualquier manera, con excepción del efecto horas entre 1991 y 2012 para el caso del FGT(1), todos los resultados resultan no significativos.

Los diferentes efectos observados entre 1991, 2000 y 2012 podrían estar relacionados con el perfil de las mujeres que se han ido incorporando al mercado laboral. Durante los primeros años, el aumento del empleo femenino estuvo impulsado en mayor medida por la incorporación al mercado laboral de mujeres pertenecientes a los hogares de mayores ingresos y de mayor nivel educativo. El resultado de dicho fenómeno fue un efecto menor sobre la distribución del ingreso y la pobreza. En el segundo subperiodo analizado, aumentó en mayor proporción la tasa de empleo de las mujeres pertenecientes a hogares de menores ingresos, lo cual parece haber acentuado el efecto desconcentrador y favorecido en mayor medida a la disminución de la pobreza.

CONCLUSIONES

A lo largo del periodo comprendido entre 1991 y 2012, la pobreza y la desigualdad en Uruguay sufrieron importantes variaciones. En un primer momento experimentaron un periodo de crecimiento, para luego revertir dicha tendencia y comenzar a disminuir. Al comparar los dos extremos del periodo estudiado se encuentra que mientras la pobreza disminuyó 2.5 puntos porcentuales (aproximadamente 23%), la desigualdad se mantuvo prácticamente estable, mostrando una variación positiva de 0.08 puntos (variación inferior a 1%). Estos cambios se dieron en un contexto en el cual las mujeres aumentaron considerablemente su nivel de empleo, pasando de tasas promedio inferiores a 40% a superar 50%. En particular, las mujeres de entre 14 y 64 años de edad, que son las consideradas en la simulación, pasaron de registrar una tasa de empleo de 47.1 a 61.5%. En este trabajo se estudia desde el punto de vista empírico cuál es la relación entre los cambios en el mercado de trabajo, en particular las modificaciones en el empleo de las mujeres, y los cambios ocurridos en la distribución del ingreso. El análisis se realiza para todo el periodo 1991-2012 y se distingue además lo ocurrido entre 1991-2000 de 2000-2012. Asimismo, se optó por abordar el estudio utilizando la metodología de microdescomposición propuesta por Bourguignon *et al.* (1998). Esta metodología permite distinguir, además del efecto agregado del cambio del empleo femenino, entre el efecto generado por cambios en las decisiones de estatus de empleo (si trabaja o no) de los producidos por modificaciones en las horas trabajadas. Los efectos se estiman sobre indicadores usuales de pobreza y concentración del ingreso, FGT e índice de Gini. También se emplean técnicas de *bootstrap* con el fin de dar robustez a las estimaciones realizadas.

Si bien los cambios en el empleo femenino no parecen ser el principal determinante cuando se busca explicar la evolución de la distribución del ingreso, se puede establecer que han tenido efectos significativos desde el punto de vista estadístico e importantes en términos relativos, cuando se los compara con los efectos de los retornos y los inobservables. En primer lugar, los resultados muestran que los cambios en empleo femenino contribuyeron en todo momento a reducir los niveles de pobreza. En segundo lugar, en lo que respecta a la desigualdad, se observó que el aumento del empleo de las mujeres en un primer momento tuvo resultados modestos sobre la desconcentración del ingreso, y más acentuados hacia el final del

periodo. En ambos casos, el efecto horas fue más importante al momento de explicar la caída de los indicadores de distribución que el efecto estado y, además, fue más importante que el resto de los efectos estimados en forma aislada, tanto en términos de magnitud como de significatividad estadística.

Al distinguir entre 1991-2000 y 2000-2012 se puede observar que mientras en el primer subperiodo estudiado la pobreza y la desigualdad aumentan, en el subperiodo siguiente se produce la evolución inversa. Sin embargo, la contribución estimada del empleo femenino sobre estos aspectos de la distribución del ingreso se mantuvo en la misma dirección. Es decir, el signo de los efectos estimados fue idéntico a lo largo de todo el periodo de estudio.

APÉNDICE

CUADRO A1. *Variables agregadas^a*

	1991	2000	2012
PIB per cápita en dólares	3 720	6 914	14 767
<i>Tasa de actividad</i>			
Total	54.4	59.6	64.0
Hombres	73.3	71.9	73.0
Mujeres	43.8	49.1	56.2
<i>Tasa de empleo</i>			
Total	52.3	51.5	59.7
Hombres	68.2	64.1	69.1
Mujeres	38.7	40.8	51.5
<i>Tasa de desempleo</i>			
Total	8.9	13.6	6.8
Hombres	7.0	10.9	5.3
Mujeres	11.5	17.0	8.3
FGT(0)	10.8	11.2	8.3
FGT(1)	3.3	3.3	2.4
FGT(2)	1.5	1.5	1.0
Gini	41.4	44.4	41.5

FUENTE: elaboración propia con base en datos de INE y BCU.

^a La información sobre mercado de trabajo son datos oficiales para personas mayores de 13 años pertenecientes a localidades urbanas con más de 5 000 habitantes.

CUADRO A2. *Estimación de la ecuación de ingresos horarios para jefas de hogar. Método de Heckman Máximo Verosímil^a*

Variable dependiente: logaritmo del ingreso laboral horario

	1991	2000	2012
Edad	0.069*** (0.018)	0.034** (0.015)	0.039*** (0.006)
Edad ²	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)
Pric	0.117** (0.056)	0.189*** (0.060)	0.046 (0.041)
Seci	0.461*** (0.058)	0.496*** (0.059)	0.337*** (0.339)
Secc	0.339 (0.343)	0.759*** (0.097)	0.667*** (0.043)
Supi	0.651*** (0.086)	0.959*** (0.074)	0.827*** (0.045)
Supc	1.067*** (0.077)	1.316*** (0.071)	1.225*** (0.043)
Montevideo	0.377*** (0.039)	0.367*** (0.036)	0.138*** (0.015)
Constante	2.160*** (0.393)	2.749*** (0.338)	2.860*** (0.131)
<i>Ecuación de selección</i>			
Edad	0.188*** (0.025)	0.264*** (0.017)	0.198*** (0.009)
Edad ²	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)
Pric	0.203*** (0.078)	-0.002 (0.082)	0.118* (0.062)
Seci	0.346*** (0.082)	0.205** (0.081)	0.353*** (0.059)
Secc	0.696 (0.650)	0.474*** (0.175)	0.611*** (0.070)
Supi	0.528*** (0.172)	0.351*** (0.124)	0.604*** (0.078)
Supc	0.819*** (0.134)	0.849*** (0.110)	0.939*** (0.069)
Casado	-0.507*** (0.128)	-0.221*** (0.074)	-0.357*** (0.036)
Número de hijos	-0.079** (0.032)	-0.163*** (0.024)	-0.172*** (0.015)
Asiste	-0.442* (0.237)	-0.203 (0.147)	0.023 (0.075)
ILHH	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Constante	-2.376*** (0.283)	-4.002*** (0.371)	-2.721*** (0.194)
Observaciones	2 192	2 984	10 513

FUENTE: elaboración propia con base en datos de ECH.

^a Errores estándar entre paréntesis.

*** Significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

CUADRO A3. *Estimación de la ecuación de ingresos horarios para cónyuges. Método de Heckman Máximo Verosímil^a*

Variable dependiente: logaritmo del ingreso laboral horario

	1991	2000	2012
Edad	0.038*** (0.010)	0.073*** (0.009)	0.041*** (0.005)
Edad ²	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Pric	0.144*** (0.036)	0.011 (0.050)	0.195*** (0.051)
Seci	0.476*** (0.037)	0.320*** (0.050)	0.430*** (0.050)
Secc	0.864*** (0.137)	0.700*** (0.069)	0.826*** (0.054)
Supi	0.830*** (0.059)	0.811*** (0.064)	0.955*** (0.056)
Supc	1.214*** (0.059)	1.258*** (0.065)	1.417*** (0.055)
Montevideo	0.303*** (0.022)	0.313*** (0.023)	0.150*** (0.014)
Constante	2.600*** (0.238)	2.093*** (0.221)	2.630*** (0.131)
<i>Ecuación de selección</i>			
Edad	0.181*** (0.010)	0.195*** (0.010)	0.166*** (0.008)
Edad ²	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
Pric	-0.023 (0.040)	0.091* (0.054)	0.300*** (0.063)
Seci	0.198*** (0.041)	0.380*** (0.054)	0.525*** (0.061)
Secc	0.344* (0.181)	0.774*** (0.087)	0.936*** (0.068)
Supi	0.664*** (0.078)	0.711*** (0.081)	0.945*** (0.077)
Supc	1.303*** (0.065)	1.504*** (0.073)	1.562*** (0.071)
Número de hijos	-0.095*** (0.012)	-0.112*** (0.013)	-0.133*** (0.012)
Asiste	0.107 (0.106)	0.011 (0.099)	-0.008 (0.067)
Estado jefe	-0.030 (0.045)	-0.116** (0.047)	0.234*** (0.042)
ILHH	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Constante	-3.292*** (0.208)	-3.777*** (0.200)	-3.211*** (0.163)
Observaciones	9 432	8 106	12 669

FUENTE: elaboración propia con base en datos de ECH.

^a Errores estándar entre paréntesis.

*** Significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

CUADRO A4. *Estimación de la ecuación de ingresos horarios para otras mujeres del hogar. Método de Heckman Máximo Verosímil^a*

Variable dependiente: logaritmo del ingreso laboral horario

	1991	2000	2012
Edad	0.074*** (0.009)	0.073*** (0.010)	0.046*** (0.008)
Edad ²	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
Pric	0.096 (0.059)	0.295*** (0.073)	0.061 (0.092)
Seci	0.372*** (0.059)	0.543*** (0.071)	0.305*** (0.090)
Secc	0.741*** (0.135)	0.763*** (0.082)	0.558*** (0.096)
Supi	0.733*** (0.066)	0.958*** (0.075)	0.685*** (0.091)
Supc	1.011*** (0.073)	1.296*** (0.082)	1.051*** (0.097)
Montevideo	0.342*** (0.026)	0.353*** (0.024)	0.159*** (0.018)
Constante	1.981*** (0.195)	1.804*** (0.222)	2.622*** (0.212)
<i>Ecuación de selección</i>			
Edad	0.243*** (0.010)	0.252*** (0.010)	0.290*** (0.008)
Edad ²	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.004*** (0.000)
Pric	0.438*** (0.076)	0.287*** (0.101)	1.121*** (0.101)
Seci	0.705*** (0.075)	0.576*** (0.097)	1.486*** (0.094)
Secc	0.790*** (0.234)	0.879*** (0.119)	1.807*** (0.102)
Supi	0.898*** (0.094)	0.857*** (0.110)	1.660*** (0.100)
Supc	1.393*** (0.131)	1.127*** (0.131)	2.187*** (0.113)
Casado	-0.589*** (0.057)	-0.486*** (0.055)	-0.214*** (0.048)
Asiste	-1.021*** (0.055)	0.767*** (0.053)	-0.591*** (0.042)
Estado jefe	0.058 (0.044)	-0.133*** (0.041)	0.134*** (0.035)
ILHH	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Constante	-4.215*** (0.301)	-4.535*** (0.186)	-6.123*** (0.173)
Observaciones	6 429	6 762	10 798

FUENTE: elaboración propia con base en datos de ECH.

^a Errores estándar entre paréntesis.

*** Significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

CUADRO A5. *Estimación de la ecuación de horas trabajadas para jefas de hogar.*
Método Tobit^a

Variable dependiente: horas trabajadas

	1991	2000	2012
Edad	1.276*** (0.368)	1.225*** (0.298)	1.114*** (0.124)
Edad ²	-0.016*** (0.004)	-0.015*** (0.003)	-0.014*** (0.001)
Pric	1.115 (1.378)	2.343 (1.541)	0.809 (0.993)
Seci	1.121 (1.375)	4.890*** (1.478)	3.605*** (0.942)
Secc	10.98 (8.615)	5.662** (2.428)	4.309*** (1.024)
Supi	1.942 (2.296)	4.046** (1.945)	3.963*** (1.084)
Supc	-1.026 (1.737)	3.983** (1.631)	4.416*** (0.984)
Casado	2.187 (2.116)	-0.109 (1.183)	-0.925** (0.456)
Número de hijos	-0.522 (0.449)	-1.011** (0.395)	-1.191*** (0.182)
Asiste	-10.780*** (3.096)	-3.716* (2.134)	-1.852** (0.759)
ILHH	-0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
Constante	20.470** (8.259)	14.980** (6.321)	17.060*** (2.623)
Observaciones	1 388	1 963	8 385

FUENTE: elaboración propia con base en datos de ECH.

^a Errores estándar entre paréntesis.

*** Significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

CUADRO A6. *Estimación de la ecuación de horas trabajadas para cónyuges.*
Método Tobit^a

Variable dependiente: horas trabajadas

	1991	2000	2012
Edad	0.604*** (0.207)	0.992*** (0.212)	0.898*** (0.127)
Edad ²	-0.007*** (0.003)	-0.012*** (0.003)	-0.012*** (0.002)
Pric	2.334*** (0.878)	2.977** (1.234)	1.927 (1.185)
Seci	2.284*** (0.867)	5.439*** (1.192)	5.159*** (1.144)
Secc	3.253 (3.392)	4.651*** (1.594)	5.757*** (1.201)
Supi	-1.269 (1.386)	5.364*** (1.559)	4.770*** (1.283)

CUADRO A6 (*conclusión*)

Supc	-3.271*** (1.021)	3.517*** (1.304)	5.190*** (1.184)
Número de hijos	-1.080*** (0.237)	1.513*** (0.245)	-1.684*** (0.178)
Asiste	-1.205 (1.778)	-4.914*** (1.744)	-1.925** (0.827)
Estado jefe	-0.979 (0.939)	-0.611 (0.915)	-0.229 (0.664)
ILHH	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Constante	28.060*** (4.066)	17.360*** (4.198)	18.230*** (2.685)
Observaciones	4 436	4 319	8 589

FUENTE: elaboración propia con base en datos de ECH.

a Errores estándar entre paréntesis.

*** Significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

CUADRO A7. *Estimación de la ecuación de horas trabajadas para otras mujeres del hogar. Método Tobit^a*

Variable dependiente: horas trabajadas

	1991	2000	2012
Edad	0.562*** (0.174)	0.964*** (0.175)	1.164*** (0.124)
Edad ²	-0.007*** (0.002)	-0.012*** (0.002)	-0.015*** (0.002)
Pric	0.491 (1.453)	-0.594 (1.929)	3.709* (2.054)
Seci	-0.779 (1.415)	1.802 (1.861)	6.760*** (1.965)
Secc	-2.370 (3.464)	2.119 (2.079)	7.774*** (2.020)
Supi	-3.914** (1.776)	-1.461 (2.082)	5.923*** (2.043)
Supc	-8.789*** (1.697)	-2.516 (2.050)	5.250*** (2.029)
Casado	-4.368*** (0.939)	-2.337** (0.912)	-0.655 (0.652)
Asiste	-8.690*** (1.066)	-6.533*** (1.004)	-5.692*** (0.632)
Estado jefe	-0.303 (0.731)	-1.345** (0.675)	0.671 (0.488)
ILHH	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)
Constante	32.860*** (3.276)	22.660*** (3.405)	10.850*** (2.924)
Observaciones	2 722	2 914	4 731

FUENTE: elaboración propia con base en datos de ECH.

a Errores estándar entre paréntesis.

*** Significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acosta, P., R. Bebczuk, J. Golla, M. Marchionni, D. Margot, A. Mezza, G. Porto y W. Sosa Escudero (2000), "Determinantes de la desigualdad en la distribución del ingreso", en L. Gasparini, *Cuadernos de Economía*, núm. 54, Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires/Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Autónoma de La Plata, La Plata.
- Alves, G., V. Amarante, G. Salas y A. Vigorito (2012), "La desigualdad del ingreso en Uruguay entre 1986 y 2009", Serie documentos de trabajo, D.T. 03/12, Instituto de Economía, disponible en: <http://www.iecon.ccee.edu.uy/dt-03-12-la-desigualdad-del-ingreso-en-uruguay-entre-1986-y-2009/publicacion/286/es/>
- Amemiya, T. (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Blinder, A. (1973), "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, vol. 8, núm. 4, pp. 436-455.
- Bourguignon, F., F. Ferreira y N. Lustig (1998), "The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America", IDB-World Bank Research Proposal.
- Chiolda, L. (2011), "Work and Family, Latin American and Caribbean Women in Search of a New Balance", Banco Mundial, Washington, D.C. Conference Edition.
- Espino, A. (2003), "El aporte de las remuneraciones femeninas en los hogares y sus efectos en la distribución de ingresos", Serie documentos de trabajo, D.T. 4/03, Instituto de Economía, disponible en: <http://www.iecon.ccee.edu.uy/dt-04-03-el-aporte-de-las-remuneraciones-femeninas-en-los-hogares-y-sus-efectos-en-la-distribucion-del-ingreso/publicacion/88/es/>
- , y M. Leites (2008), "Oferta laboral femenina en Uruguay: evolución e implicancias: 1981 -2006", Serie documentos de trabajo, D.T. 07/08, Instituto de Economía, disponible en: <http://www.iecon.ccee.edu.uy/dt-07-08-oferta-laboral-femenina-en-uruguay-evolucion-e-implicancias-1981-2006/publicacion/104/es/>
- Fortin, N., T. Lemieux y S. Firpo (2011), "Decomposition Method in Economics", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 4, cap. 1, pp. 1-102.
- Gasparini, L., M. Marchionni y W. Sosa Escudero (2004), "Characterization of Inequality Changes through Microeconometric Decompositions. The Case of Greater Buenos Aires", en Bourguignon, F., F. Ferreira y N. Lustig (eds.), *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*, Oxford University Press, Nueva York, pp. 47-82.
- González, C. y M. Rossi (2003), "Participación femenina en el mercado de trabajo: efectos sobre la distribución del ingreso en Uruguay", Serie de documentos de trabajo, D.T. 12/03, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, disponible en: <http://decon.edu.uy/publica/2003/Doc1203.pdf>

- Juhn, C., K. Murphy y B. Pierce (1993), "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill", *The Journal of Political Economy*, vol. 101, núm. 3, pp. 410-442.
- Killingsworth, M., y J. Heckman (1986), "Female Labor Supply: A Survey", en O. Ashenfelter y R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, pp. 103-204.
- Marroig, A., y C. Oreriro (2008), "Determinantes de la distribución del ingreso en Uruguay 1991-2005. Un análisis de microsimulaciones", en *Revista Quantum*, vol. III, núm. 2, pp. 46-63.
- Oaxaca, R. (1973), "Male-Female Wage Diferentials in Urban Labor Market", en *International Economic Review*, vol. 14, octubre de 1973, pp. 693-709.
- Vigorito, A. (1999), "Una distribución del ingreso estable. El caso de Uruguay 1986/4-03", Instituto de Economía, disponible en: <http://www.iecon.ccee.edu.uy/dt-04-03-el-aporte-de-las-remuneraciones-femeninas-en-los-hogares-y-sus-efectos-en-la-distribucion-del-ingreso/publicacion/88/es/>
- (1999), "La distribución del ingreso en Uruguay entre 1986 y 1997", *Revista de Economía*, vol. 6, núm. 2, pp. 243-297.
- Zoloa, J. (2008), *Los cambios en la distribución del ingreso de Argentina entre 1998 y 2005. Un análisis de microdescomposiciones utilizando información de paneles*, tesis de maestría en economía, Universidad Nacional de La Plata, Argentina.