



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

revistadesarrolloysociedad@uniandes.edu.co

Universidad de Los Andes

Colombia

Espino, Alma; Leites, Martín; Machado, Alina
El aumento en la oferta laboral de las mujeres casadas en Uruguay
Desarrollo y Sociedad, núm. 64, 2009, pp. 13-53
Universidad de Los Andes
Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169115615001>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

El aumento en la oferta laboral de las mujeres casadas en Uruguay*

The Increase in Labor Supply of Married Women in Uruguay

Alma Espino
Martín Leites
Alina Machado

Resumen

En este artículo se examina la elasticidad no compensada de la oferta de trabajo a los ingresos laborales reales (propios y de la pareja) y a los ingresos del hogar, entre las mujeres casadas en el Uruguay (1991-2006), sobre la base de datos de corte transversal. Al igual que se verifica en otros países, la oferta de trabajo de las mujeres es mucho más sensible a sus propios salarios que la de los hombres. La elasticidad al ingreso laboral propio permaneció relativamente estable en los años noventa y ha sido ligeramente decreciente en la primera década del siglo xxi. La presencia de niños en el hogar (negativa) y la

* Los autores agradecen los valiosos comentarios recibidos sobre una versión anterior a este documento, realizada por los evaluadores anónimos y por la editora invitada, Ximena Peña. Por supuesto, los errores u omisiones que permanezcan son de exclusiva responsabilidad de los autores.

Este artículo forma parte de los resultados de investigación de un proyecto financiado por la Comisión Sectorial de Investigación Científica (csic).

Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República (UDELAR). Correos electrónicos: alma@iecon.ccee.edu.uy; mleites@iecon.ccee.edu.uy; alina@iecon.ccee.edu.uy. Página web: www.iecon.ccee.edu.uy.

Este artículo fue recibido el 20 de mayo de 2009; modificado el 26 de septiembre de 2009 y, finalmente, aceptado el 18 de noviembre de 2009.

escolaridad (positiva) son las variables que más inciden en las horas de trabajo. Las mujeres más educadas presentan menor elasticidad a sus propios salarios y ésta es decreciente. A fin de facilitar el empleo femenino, las políticas públicas deben considerar el cuidado infantil y promover la corresponsabilidad de hombres y mujeres en la realización del trabajo no remunerado en el hogar.

Palabras clave: oferta laboral, salarios, elasticidades oferta salarios, empleo femenino, cónyuges.

Clasificación JEL: J112, J121, J122, J130.

Abstract

This paper examines the uncompensated elasticity of labor supply to real labor income (own and partner) and household income among married women in Uruguay (1991-2006) based on cross-sectional data. As has been shown for other countries, women's labor supply is considerably more sensitive to their own wages than men's. The own wage elasticity is relatively stable in the nineties and it is slightly decreasing in the 2000s. Children in home (negative) and schooling (positive) have the strongest incidence in labor hours. More educated women present smaller and decreasing wage elasticities. Public policies must consider children care and promote joint responsibility between men and women on non remunerated work in order to facilitate female employment.

Key words: labor supply, wages, elasticities of labor supply, women's employment, married couples.

JEL Classification: J112, J121, J122, J130.

Introducción

En Uruguay, acompañando las tendencias internacionales, la participación de las mujeres en el trabajo remunerado ha tenido un importante aumento en las últimas tres décadas. En este documento se analiza la evolución de la oferta laboral femenina, con énfasis en la de las

mujeres casadas y unidas, quienes en función de sus roles de género han sido caracterizadas como trabajadoras secundarias, sensibles a las variaciones de los salarios de sus cónyuges/parejas. Ello lleva implícito un fuerte supuesto sobre la determinación de la oferta laboral femenina, es decir, que tal determinación estaría asociada básicamente a la necesidad de compensar los ingresos en los hogares.

Diversos estudios en el ámbito internacional muestran que la elasticidad de la oferta laboral femenina al salario de su cónyuge presenta una tendencia decreciente y, al mismo tiempo, señalan que las mujeres son cada vez menos sensibles a su propio salario.

El propósito de este documento es examinar las características de la evolución de la oferta laboral femenina en el país en el período 1981-2006, en relación con variables relevantes desde los puntos de vista demográfico, social y económico, así como en relación con sus características generacionales. A su vez, se analiza la evolución de la elasticidad de la oferta laboral de las mujeres a los ingresos, los determinantes de esa oferta y sus posibles modificaciones en el tiempo.

El documento está organizado en cinco apartados. En el primero se presenta el marco de análisis para la oferta laboral femenina, destacando el interés que la perspectiva de género puede aportar en ese análisis y se recogen antecedentes de la bibliografía internacional. En el segundo apartado se realiza un diagnóstico de carácter descriptivo con base en indicadores demográficos, sociales y económicos y para aproximarse al análisis de los cambios intergeneracionales en la participación laboral femenina, se recurre al uso de pseudopaneles. En el tercer apartado se describen los aspectos metodológicos y la estrategia de investigación. En el apartado 4 se analiza la evolución de la elasticidad de la oferta laboral no compensada o estática y se especifican sus determinantes y sus modificaciones. Finalmente se presentan las conclusiones.

I. Marco de análisis y antecedentes

En un comienzo la inclusión de la especificidad de las mujeres como sujeto de análisis en los estudios económicos convencionales se hizo

con el fin de explicar su comportamiento laboral y la relación de éste con la dinámica de los hogares (Becker, 1965; Mincer, 1962). El concepto de género ha permitido analizar desde diferentes disciplinas las desigualdades entre los individuos, tomando distancia de las diferencias biológicas entre los sexos. Las diferencias de género se relacionan con los roles de hombres y mujeres en la vida en sociedad, los que implican, a su vez, diferentes posiciones jerárquicas. Ello se revela tanto en el plano social como en el político y el económico, en la esfera de la vida privada, de los hogares, y la de lo público. En cada uno de esos ámbitos las mujeres tienen mayoritariamente un papel asociado al cuidado de las personas. Para hombres y mujeres la importancia de la vida familiar y las obligaciones en ese espacio parecen ser distintas. Ello se originaría en la división sexual del trabajo, es decir, en las obligaciones y responsabilidades que a uno y otro sexo les han sido socialmente asignadas. No obstante, en la medida que las diferencias entre hombres y mujeres se visualizan como diferencias de género, construidas social, cultural e históricamente, éstas pueden disminuir o ampliarse. Si la división del trabajo se estuviera modificando como resultado del incremento de la presencia de las mujeres en el mercado laboral y otros cambios culturales y demográficos (disminución de la fecundidad, expectativas de divorcios), los hombres y las mujeres estarían en condiciones similares para compartir responsabilidades del hogar y del mercado. En ese caso, sería posible esperar que la elasticidad de la oferta femenina tendiera a aproximarse a la de los hombres, en el sentido de que las mujeres son cada vez menos sensibles a su propio salario. Si, en cambio, las obligaciones relativas al cuidado de los hijos y el tiempo de trabajo no remunerado continuaran condicionando sus opciones laborales, estas diferencias se mantendrían (Blau y Kahn, 2005).

En ese sentido puede decirse que la igualdad de oportunidades laborales no depende exclusivamente de la normativa orientada a disminuir la discriminación en el mercado laboral. Las medidas de acción positiva que estimulan la participación laboral pueden ser ineficaces e insuficientes para la equidad de género e incluso perjudiciales en cuanto a la reproducción social, si no se presta atención a la distribución del tiempo global del trabajo entre hombres y mujeres, incluyendo el no remunerado. En particular, ello puede ser más grave para las mujeres y los hogares de menores ingresos que no pueden acceder a bienes y

servicios que provee el mercado, al tiempo que se ven necesitados del trabajo remunerado de las mujeres (CEPAL, 2007).

Las preguntas principales que se procura responder en este documento son las siguientes: ¿Ha declinado la elasticidad de la oferta laboral de las mujeres casadas sobre sus propios salarios durante el período de análisis? ¿Ha cambiado su sensibilidad al ingreso de sus parejas y otros ingresos del hogar? ¿Cómo han evolucionado los determinantes de su oferta de trabajo?

La mayoría de los estudios de oferta de trabajo en el ámbito internacional reportan una relación positiva entre las decisiones de trabajar en forma remunerada de los individuos y sus propios salarios, y convencionalmente esta relación se examina a través de elasticidades. La magnitud de las elasticidades estimadas en diversas investigaciones pone de relieve significativas diferencias por sexo, respecto a la incidencia de los ingresos laborales propios en las horas de dedicación al mercado laboral. Esto es, la oferta laboral femenina es considerablemente más sensible a los aumentos de salarios que la masculina.

Blundell y MaCurdy (1999) reportan que entre 18 y 20 estimaciones de la elasticidad de los salarios propios a la oferta laboral en varios estudios recientes dan como resultado que la elasticidad mediana fue de 0,08 para los hombres y 0,78 para las mujeres casadas. Para el período 1980-2000 en Estados Unidos, Blau y Kahn (2005) encontraron que la elasticidad de la oferta laboral de las mujeres casadas se ubicó entre 0,8 y 0,4 y la de los hombres entre 0,07 y 0,05. Concluyen que las mujeres casadas aumentaron su oferta laboral significativamente en la década de los ochenta y algo menos en los noventa, y que la elasticidad respecto a su propio salario a lo largo de todo el período se redujo de 50% a 56%, mientras que su elasticidad cruzada cayó de 38% a 47% en términos absolutos.

En Chile, Mizala, Romaguera y Henríquez (1998) estimaron que la elasticidad de la oferta laboral masculina era de 1,07 y la femenina 1,89. Por su parte, concluyen que la respuesta en la oferta laboral femenina frente a cambios en las variables explicativas se debe principalmente (78,3%) a cambios en la tasa de participación y en menor proporción (21,7%) a ajustes en el horario de trabajo. En el caso de los hombres, en contraste, la respuesta se dio tanto en función de cambios en las

horas trabajadas como en la tasa de participación (57,4% y 42,6%, respectivamente).

Contreras y Plaza (2004) estimaron también modelos independientes para hombres y mujeres en Chile, siguiendo a Killingsworth (1983). Hallaron que el ingreso no laboral desincentiva fuertemente la participación laboral femenina y la oferta de horas. La elasticidad horas-salario estimada decrece a mayores niveles salariales, pero sólo se hace negativa para salarios por hora pertenecientes al último decil. Por el contrario, la oferta laboral de las mujeres se reduce a niveles salariales mayores (la elasticidad es negativa), lo cual es consistente con las predicciones de la teoría.

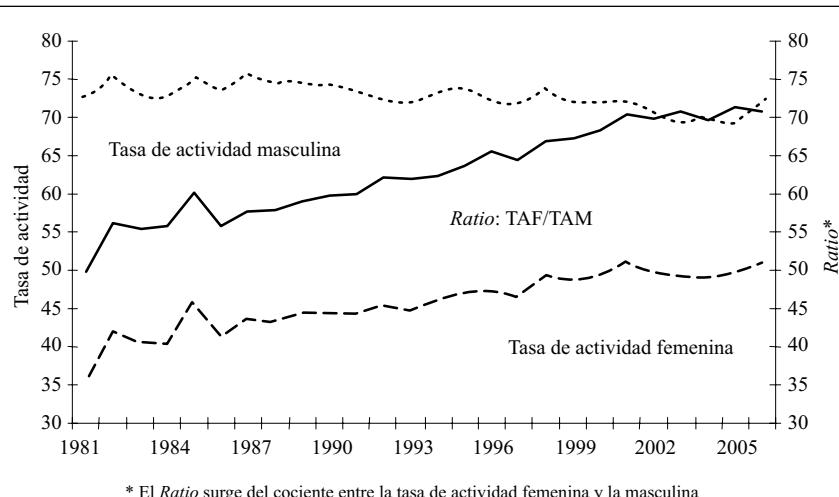
Nuevamente para el caso de Chile, Tokman (2006) estimó que la elasticidad de la oferta laboral masculina es de alrededor de -0,08 y la femenina aproximadamente 1,2. Concluyó que en la última década se han registrado cambios sustanciales en la oferta laboral, fuertemente impulsada por las mujeres, en especial las casadas. En los noventa este aumento obedeció principalmente a incrementos del salario real de las mujeres, el que si bien aumentó menos que el de sus maridos, incidió en mayor medida en su decisión de trabajar. No obstante, ese incremento salarial masculino mitigó el aumento de la oferta de horas laborales femeninas (margen intensivo). El importante aumento en la sensibilidad al salario del marido provocó una caída en la oferta, aun con salarios constantes. Este efecto y el aumento en la constante compensaron ampliamente el efecto del aumento del coeficiente de salarios propios, que aumentó las horas ofrecidas al mismo salario.

Con respecto a las variables que están particularmente asociadas a la oferta laboral femenina, Birch (2005) enfatiza la existencia de un conjunto de variables: a) la acumulación de capital humano, entendida tanto por el nivel de educación formal como por la experiencia en el mercado laboral, ambas con una influencia significativa en la decisión de trabajar; b) las características demográficas como edad, raza y lugar de nacimiento; c) las características de la familia, como la fecundidad, la edad de los niños o el estado civil. Por ejemplo, la presencia de hijos incrementa la demanda de horas de trabajo no remunerado, lo que incide negativamente en la oferta de las mujeres.

II. La evolución de la tasa de actividad en Uruguay

La evolución de la tasa de actividad femenina en el país en las últimas tres décadas¹ acompaña la tendencia internacional y muestra un incremento e impulsa la tasa de actividad global (18%). Mientras la tasa femenina se incrementó 50%, la masculina permaneció estable (gráfico 1). Dicho incremento es mayor en la década de los noventa (36%).

Gráfico 1. Evolución de la tasa de actividad y ratio por sexo (1981-2006).



* El Ratio surge del cociente entre la tasa de actividad femenina y la masculina

Fuente: cálculos propios con base en microdatos INE.

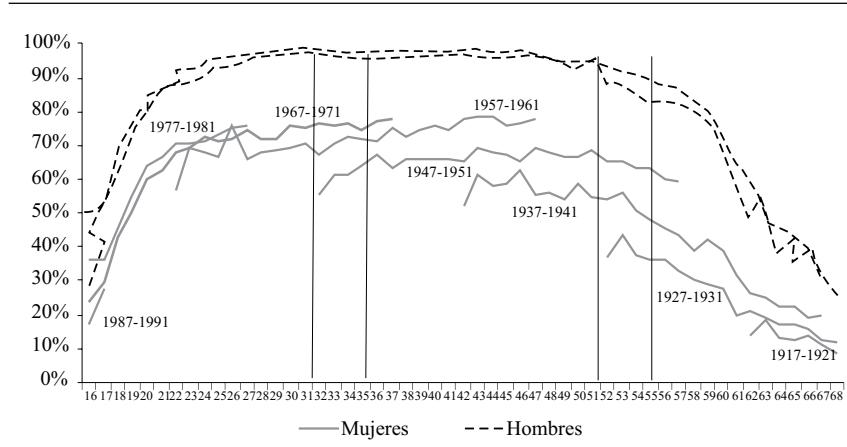
El análisis de cohortes muestra que para todos los tramos de edad existe un incremento de la oferta laboral femenina en las generaciones, que parece ser más pronunciado para las mujeres mayores de 25 años. La tasa de actividad masculina, en cambio, se mantiene estable, y la superposición de las distintas cohortes no muestra discontinuidades, reflejando el comportamiento laboral tradicional en el ciclo de vida.

A pesar del crecimiento señalado en la tasa de actividad femenina, ésta sigue siendo inferior a la masculina para todos los tramos de edad,

¹ En 1981 la información refiere al segundo semestre del total del país urbano. El año 1985 no se considera en el análisis porque se cuenta con datos sólo para Montevideo.

aunque en menor medida para las cohortes más recientes. Mientras que para las personas nacidas entre 1927 y 1931 la tasa de actividad masculina para los distintos tramos de edad en promedio es 60% superior a la femenina, para las generaciones 1967-1971 este porcentaje disminuye a 26%. La reducción de la brecha de participación se concentra en las edades centrales. Entre los más jóvenes, las mujeres permanecen más tiempo sin ingresar al mercado laboral, probablemente debido a las decisiones de inversión en capital (gráfico 2).

Gráfico 2. Evolución de la tasa de actividad para las personas entre 14 y 70 años, por tramos de edad y generación. Años 1981-2006.



Fuente: cálculos propios con base en microdatos INE.

Las mejoras educativas en Uruguay, aparecen como uno de los factores que ha contribuido a la mayor presencia de las mujeres en el mercado laboral. En 1981², 44% de la población económicamente activa femenina (PEAF) menor de 64 años tenía hasta 6 años de educación, mientras que en 2006 esta proporción se redujo a 21% del total. Las mujeres con más de 12 años de educación representaban en 1981 el 14% y en 2006, el 25%. Efectivamente, existe una asociación positiva entre los años de educación formal y la participación laboral femenina para cualquier tramo de edad. En 1981, en las mujeres que tenían hasta 6 años de educación aprobados la tasa de actividad era 36% y en las que tenían más de 12 ascendía al 70%. En 2006 para los mismos tramos

² Para 1981, la información está disponible para el segundo semestre.

las tasas alcanzaron 53% y 82%, respectivamente. Las mayores tasas de actividad están asociadas a las mujeres que accedieron a niveles de educación superior, y este fenómeno se acentúa en el tiempo³.

Los cambios en las tendencias en el estado civil de las mujeres también pueden contribuir a caracterizar la evolución de su participación en el mercado laboral. La proporción de personas que se encuentran unidas en 2006 muestra una variación de 270% respecto a 1981, las casadas disminuyeron 31% y las solteras aumentaron 10,6%. No se observan cambios intergeneracionales significativos entre ambos grupos, aunque se observa un aumento en la participación de las mujeres que viven en unión libre con relación a las casadas.

Las características socioeconómicas que prevalecen en los hogares de uniones libres y eventualmente su inestabilidad podrían favorecer también su mayor contribución a la tasa de actividad global (Espino, 2003). La proporción de personas que declaran estar divorciados ha aumentado 78,4% (5% en 1981 a 8% en 2006). El aumento de los divorcios puede contribuir a incrementar la tasa de actividad femenina agregada por dos razones: en primer lugar, por la necesidad de las mujeres de generar ingresos para hogares con su solo perceptor de ingresos; en segundo lugar, ante el riesgo del divorcio se ve estimulada la participación de las mujeres casadas. En relación con esto último, Becker señala que la mayor inestabilidad de los contratos entre las parejas podría llevar a que las mujeres interioricen el riesgo de ruptura, con lo que reducirían su sensibilidad al ingreso cruzado y le asignarían mayor importancia al propio⁴.

Si bien, como se ha señalado, la tasa de actividad de las mujeres se incrementa en forma muy superior a la de los hombres, esto cobra mayor importancia entre las casadas y unidas, principalmente en la década de los años noventa. En este sentido, también se verifica que

³ Gráficos y cuadros con toda la información relativa al análisis por cohorte están disponibles en: <http://www.iecon.ccee.edu.uy/publicaciones/indexdt.html DT 07/08>.

⁴ El análisis del lapso comprendido entre 1986 y 2000, basado en datos de la ECH, muestra la disminución en torno al 16% de la proporción de casados y el aumento en el caso de los divorciados de casi un 50%. Mientras que la proporción de mujeres que está en esa condición es 9,6% sobre el total, la de hombres es 4,7%. Las mujeres que viven en unión libre pasaron de 5,9% a 14,8 % del total de mujeres entre 25 y 54 años.

la evolución de la tasa de actividad entre las mujeres con hijos en hogares nucleares ha aumentado.

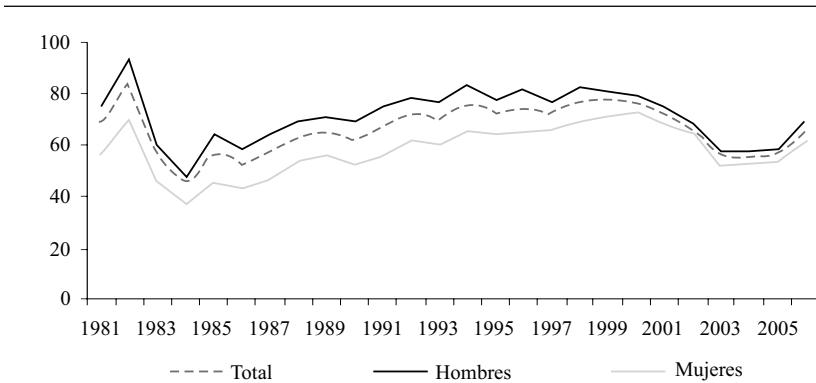
Una aproximación a los cambios intergeneracionales en la participación femenina según tramos de edad y generación permite observar que en la medida que aumenta la edad de las mujeres de cualquier estado civil, sus tasas de participación laboral se van asemejando. Las diferencias más marcadas se encuentran entre las más jóvenes, lo cual probablemente esté asociado a su rol en el cuidado de los hijos pequeños, aunque estas diferencias disminuyen a lo largo del tiempo. Ello podría indicar una mayor valoración de la decisión de participar en el trabajo remunerado, respecto a asumir el trabajo doméstico y las tareas del cuidado de los niños.

De todas formas, en los tramos de edad reproductiva, las mujeres que viven en hogares con hijos presentan sistemáticamente menores tasas de actividad. En términos intergeneracionales, no surge evidencia clara de cómo evoluciona esta diferencia.

El promedio de los ingresos laborales reales femeninos durante la década de los noventa respecto a la de los ochenta se incrementó por encima del promedio de los hombres y en la presente década, si bien se produjo una caída para ambos sexos, la caída para los hombres ha sido superior. Mientras la tasa de incremento del ingreso laboral por hora creció 16,7%, la de las mujeres lo hizo en 25,7%. A partir de los 2000 se producen tasas negativas para ambos sexos pero superiores para los hombres (-149) que para las mujeres (-4,11) (gráfico 3, y cuadro A1 al final).

Estas evoluciones han dado lugar a la disminución de las brechas de ingresos laborales entre hombres y mujeres a lo largo del período, aunque estas brechas continúan siendo mayores al comparar los ingresos mensuales respecto a la remuneración horaria. Esto podría sugerir que, así como el aumento de los salarios propios puede haber estimulado a las mujeres a ingresar al mercado laboral, la disminución de los de los hombres podría haber inducido principalmente a las mujeres casadas, en el mismo sentido, para asegurar que los ingresos familiares se pudieran mantener y preservar el nivel de vida.

Gráfico 3. Evolución de los ingresos laborales por hora (1981-2006).
 (\$U de enero de 2007).



Fuente: cálculos propios con base en ECH.

Espino (2003) encontró que entre 1987 y 2000 se acrecentó la tendencia a la participación laboral de las cónyuges y al aumento del aporte económico femenino en el caso de los hogares nucleares (19,9%). En particular, dicho aporte tiene mayor ponderación en los deciles de los hogares de más altos ingresos, coincidiendo con que en éstos las mujeres presentan mayor tasa de ocupación. El componente de ingreso laboral femenino es creciente, tanto en el período donde aumenta el ingreso acumulado como en los períodos en que éste baja. Por otra parte, es creciente el número de hogares cuya jefatura es de una mujer. Este dato, además de confirmar la creciente importancia de la participación laboral femenina para los ingresos de los hogares, podría estar dando cuenta de una disminución en la sensibilidad de la oferta laboral femenina en cuanto a participación y respecto al ingreso de su pareja.

En síntesis, en Uruguay entre 1981 y 2006, el comportamiento de la población económicamente activa (PEA) es distinto según el sexo y muestra cambios intergeneracionales que tienden a reducir la brecha existente entre hombres y mujeres. En efecto, el período de análisis ha estado marcado por cambios sustanciales en la oferta laboral femenina que ha mostrado un significativo aumento en el margen extensivo en los distintos tramos de edad, pero especialmente de las casadas y unidas (cuadro A2 al final).

III. Metodología y estrategia de investigación

Los análisis de oferta laboral sobre la base de información de corte transversal suelen usar dos tipos de funciones estáticas cuya estimación da lugar a las denominadas “elasticidades no compensadas” (McCurdy, 1981).

La primera, estática tradicional (ecuación 1a), considera el efecto ingreso y el impacto no compensado del aumento salarial. Ésta supone individuos maximizadores de utilidad que eligen entre consumo y ocio, lo cual está sujeto a sus restricciones de tiempo y presupuesto en un período determinado.

$$H = a_1 \ln W + a_2 I + B' X + u_a, \quad (1a)$$

donde para cada individuo, H son las horas trabajadas, W es su ingreso laboral potencial, I es ingreso familiar, X es un vector de variables de control, y u_a es el término de error. La oferta laboral estática también estudia modelos de la pareja o del hogar, donde aumentos en el salario de la mujer relativo al salario del hombre o aumentos en ambos salarios pueden inducir mayor participación femenina y transición demográfica.

El otro modelo más general (1b) considera que el ingreso laboral del cónyuge puede tener un efecto sobre la oferta laboral diferente al de otras fuentes de ingresos.

$$H = b_0 + b_1 \ln W + b_2 \ln W_s + b_3 A + C' X + u_b, \quad (1b)$$

donde W_s es el ingreso laboral del esposo por hora, A son los ingresos familiares por todo concepto, y u_b es el término de error. En este caso, se toman en cuenta las consideraciones sobre sustitución o complementariedad del ocio de esposo y esposa (Ashenfelter y Heckman, 1974). En particular, los tiempos de ocio de ambos serán sustitutos o complementarios, según si el término de sustitución cruzada es positivo o negativo respectivamente.

El modelo (1b) puede ser interpretado en la línea de los “modelos de negociación familiar” (*family bargaining models*), que predicen una

formulación alternativa a las decisiones de oferta de trabajo familiar. En particular suponen que la conducta de oferta individual de trabajo de los integrantes de la pareja se ve influenciada de manera diferente por cada ingreso, a diferencia de los modelos de familia unitaria, en los cuales se supone que las conductas individuales reaccionan frente al conjunto de los ingresos del hogar. Es decir, en estos modelos se supone que, dentro de una familia, la diferente distribución de ingresos entre sus miembros puede llevar a distintos poderes de negociación y, en consecuencia, a distintos comportamientos. En este sentido, el ingreso de cada miembro familiar es un argumento separado en la ecuación de oferta. A partir de estas consideraciones en este trabajo se opta por realizar las estimaciones para el modelo (1b).

Dado que no se cuenta con los salarios ofrecidos de todos aquellos que no están empleados, los ingresos laborales potenciales se obtienen de modelos de corrección de sesgo de selección en dos etapas, a la Heckman⁵ (1979). En estos modelos existen variables omitidas que tienen incidencia en los niveles salariales. Por ejemplo, la motivación está correlacionada con los deseos de trabajar, no puede medirse, y afecta el ingreso y las horas trabajadas. Para resolver este tipo de problema se recomienda incluir instrumentos para la variable salario recibido. En este caso las variables instrumentales con las que se trabaja son los deciles del ingreso laboral estimado⁶.

La restricción de exclusión en la función de oferta de trabajo está dada por la no inclusión de la educación como variable explicativa, lo cual, además de resolver los problemas de identificación, se fundamenta en

⁵ La decisión de participar en el mercado de trabajo entre las activas (margen extensivo) no es independiente de las horas que decidan destinar a éste y es de esperar que la respuesta a la variación del salario no sea la misma entre una mujer que trabaje cuarenta horas, otra que trabaje veinte y otra que esté desempleada. Suponiendo que la decisión de modificar la dedicación al trabajo remunerado entre los empleados (margen intensivo) tiene un comportamiento diferencial, se puede estimar complementariamente una ecuación para la submuestra de mujeres empleadas. Una profundización en esta línea se presenta en www.iecon.ccee.edu.uy/publicaciones/DT03/09.

⁶ Se realizaron las pruebas de significación conjunta de los instrumentos aplicados y se rechaza la hipótesis de no significación. Por tanto, los instrumentos elegidos se encuentran parcialmente correlacionados con los ingresos laborales, una vez que se introducen las demás variables del modelo. Esto se puede encontrar en www.iecon.ccee.edu.uy/publicaciones/DT03/09.

el supuesto de que el sendero salarial en el ciclo de vida depende de la edad y la edad al cuadrado y no de las características del consumidor (MaCurdy, 1981).

La inclusión de la variable hijos en la determinación de la oferta laboral femenina debe considerar que las decisiones de fecundidad podrían basarse en preferencias personales (exógenas). O sea, las mujeres con preferencias por familias más pequeñas podrían presentar una mayor oferta laboral, al tiempo que es posible que inviertan en mayor medida en capital humano. Por tanto, si no se controla por la existencia de hijos, se podría sobreestimar el efecto del ingreso laboral sobre la oferta laboral. Sin embargo, si la decisión de tener hijos no fuera independiente de otras decisiones relativas al uso del tiempo y, en particular, al del trabajo fuera del hogar (endógena), controlar por número de hijos puede dar lugar a una subestimación del efecto ingreso. Este aspecto puede tratarse realizando especificaciones alternativas y considerando la variable hijos. En este trabajo las modelizaciones se realizan alternativamente sin hijos y con hijos por tramo de edad.

Finalmente, dadas las consideraciones intertemporales que subyacen a las decisiones de oferta laboral, es esencial distinguir entre cambios temporales y permanentes en las tasas salariales, en el ingreso exógeno y en otros determinantes claves de la oferta laboral. Por su parte, se plantean las limitaciones económicas que surgen de las estimaciones de corte transversal para interpretar las elasticidades salariales, debido a que combinan los cambios mencionados. Por tanto, en la literatura se han usado paneles o pseudopaneles, pues permiten identificar separadamente los efectos del ciclo de vida al tiempo que resuelven los potenciales problemas de endogeneidad.

En particular, MaCurdy (1981) plantea que las modelizaciones de las horas de trabajo sobre las tasas salariales en datos de corte transversal pueden incluir tres efectos: los que surgen de movimientos a lo largo de un perfil salarial en el ciclo vital; los que derivan de cambios no anticipados o paramétricos en el perfil salarial y que tendrán efectos en el equilibrio intertemporal individual; y los cambios paramétricos propiamente dichos.

Las modelizaciones económicas lograrían identificar adecuadamente la incidencia de los cambios ocurridos en un momento del tiempo en el

perfil salarial (cambios paramétricos) cuando incluyen un polinomio de la edad⁷. Con estas técnicas también es posible aproximarse a los movimientos a lo largo de un perfil salarial en el ciclo vital⁸ (reflejados en la tasa de sustitución intertemporal), pero sólo bajo el supuesto de miopía o inexistencia de mercado de capitales (Blundell y MacCurdy, 1999).

En este trabajo se usan datos de corte transversal para estimar la elasticidad no compensada o estática⁹, esto es, para identificar la respuesta de la oferta laboral ante un cambio en el nivel salarial en determinado período (cambios paramétricos), sin posibilidad de modificar el ahorro ni el consumo intertemporal en éste.

Estrategia empírica

Se trabaja con un *pool* de datos para 16 años con el fin de analizar la elasticidad de la oferta laboral respecto al ingreso esperado, que es proyectado a partir de un conjunto de características de las personas y su familia. El uso de un *pool* tiene la ventaja de trabajar con muestras amplias, de permitir analizar la evolución de las elasticidades en el período y de reducir los problemas de decisión bajo incertidumbre. Además, con relación a los paneles, se mitigan los problemas de desgranamiento, y con respecto a los pseudopaneles, el uso del *pool* permite mantener la heterogeneidad de las observaciones, al no trabajar con los promedios de las cohortes.

El análisis de la evolución de la elasticidad se realiza para las mujeres casadas y unidas de 25 a 54 años de edad, considerando los determinantes de su oferta laboral, en un marco tradicional de decisiones conjuntas de trabajo y consumo, en el contexto de una familia con más de un potencial oferente de trabajo (modelo 1b)¹⁰. Se estimaron

⁷ Esta variable permite descontar el efecto de la edad en las remuneraciones.

⁸ Dado un ciclo de vida y un perfil salarial, es de esperar que las personas destinen más tiempo al trabajo remunerado en las edades en que esperan obtener mayores salarios. Estos cambios dentro del ciclo de vida son en general analizados a través de la elasticidad de sustitución intertemporal.

⁹ En Uruguay no existen encuestas de panel que recojan información sistemática sobre mercado laboral.

¹⁰ La consideración de este grupo excluye a las parejas sin ingresos laborales.

ecuaciones de horas en el margen extensivo (es decir, se incluyeron las mujeres con 0 horas trabajadas), con base en Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)¹¹. Los datos provienen de las encuestas de hogares desde 1991 hasta 2006¹². Se conforma un *pool* con todo el período y, a efectos de visualizar la evolución de las elasticidades, se incorporan variables *dummies* para cada año, que interactúan con el ingreso esperado de manera de obtener elasticidades ingreso anuales. Las variables explicativas son el ingreso laboral propio, el de la pareja y otros ingresos¹³. La variable ingresos laborales por hora, tanto para las mujeres como para los hombres, se obtiene dividiéndolos por las horas trabajadas (habituales) y se expresa en función de logaritmo¹⁴. Se consideran también variables vinculadas a la etapa del ciclo de vida (edad y edad al cuadrado), características de la familia (hijos y edad de los hijos) y localización geográfica. Con el objetivo de ajustar efectos temporales se agregan como variables de control *dummies* que identifican el trayecto del ciclo económico. En las especificaciones que incluyen variables personales y familiares, sus coeficientes representan el impacto promedio del total del período considerado.

A efectos de analizar la incidencia de variables de control y su evolución en el período, el análisis anterior se complementa con otro análisis sobre la base de promedios de tres años a partir de 1992 y hasta 2006. El fundamento de la conformación de estos tríos de años radica en la posibilidad de contar con mayor cantidad de casos y, en consecuencia, aumentar la representatividad de la muestra.

En todos los casos se realizaron los test de Hausman que confirman la existencia de endogeneidad entre el ingreso laboral de las mujeres y de sus cónyuges y las horas trabajadas. Por esa razón, como fue mencionado, se utilizan variables instrumentales: para el salario propio,

¹¹ Un estudio similar obtuvo resultados consistentes con estimaciones por MCO y Tobit (www.iecon.ccee.edu.uy/publicaciones/DT/03/09).

¹² Se eligió este período debido a la disponibilidad de información homogénea para el conjunto de las variables. Antes de 1991, la ECH relevaba las horas trabajadas la semana anterior y posteriormente, las horas habituales.

¹³ Esta última variable incluye todos los ingresos no laborales más los ingresos laborales de otros integrantes del hogar.

¹⁴ Todas las variables de ingresos están expresadas en pesos uruguayos de enero de 2007.

los deciles de la predicción resultante de la estimación por Heckman, y para el ingreso de la pareja, los deciles del ingreso efectivo. Se estimaron las elasticidades en la media considerando el intervalo de confianza al 95%.

IV. Resultados del análisis econométrico¹⁵

A. Estimación de modelos *probit*

La estimación del modelo *probit* para las mujeres y los hombres en el rango de edad de 25 a 54 años incluye variables que procuran captar el efecto cohorte –identificando las generaciones a las que se pertenece–, y si la persona es jefe o jefa de hogar. Los resultados son consistentes con las conclusiones que surgen del análisis descriptivo, tanto respecto al comportamiento diferencial entre los sexos, como a la relación de algunas variables socioeconómicas con la probabilidad de participar (cuadro 1). La educación propia (y de la pareja) fue incluida en la ecuación salarial del modelo de Heckman por su significación en la determinación de los salarios.

Los mayores ingresos en los hogares afectan negativamente la probabilidad de participar en el mercado de trabajo, aunque este efecto es muy superior en las mujeres, lo cual es consistente con las predicciones teóricas.

Como era de esperar, la acumulación de capital humano, en este caso medido a través del nivel educativo, tiene una importancia significativa y positiva en la decisión de participar en el mercado de trabajo, que es mayor entre las mujeres. Las personas con niveles educativos más altos presentan mayor probabilidad de participar. Por otra parte, la asistencia al sistema educativo tiene una incidencia significativa, negativa y de mayor magnitud entre las mujeres. Esto estaría asociado a que las personas no participan en el mercado, destinando más tiempo a la acumulación en capital humano, en particular las mujeres. En definitiva, el tiempo destinado a la formación compite con el dedicado al trabajo remunerado y al ocio.

¹⁵ Todos los resultados que se presentan están disponibles en www.iecon.ccee.edu.uy.

Cuadro 1. Efectos marginales en la participación en el mercado de trabajo.

Variable	Mujeres y hombres casados o unidos entre 25 y 54 años	
	Modelo <i>probit</i> (1 = activa; 0 = inactiva)	
	Mujeres casadas	Hombres casados
1991-2006		
Edad	-0,00138*** (0,000382)	-0,00185*** (7,74e-05)
Educación	0,0396*** (0,000474)	0,00124*** (8,41e-05)
Ingresos del hogar (excluido el ingreso laboral propio)	-0,0469*** (0,00207)	-0,00405*** (0,000233)
Asiste a centro educativo	-0,0746*** (0,0105)	-0,0247*** (0,00536)
Hijos hasta 3 años	-0,131*** (0,00425)	-0,000228 (0,000869)
Hijos de 4 a 6 años	-0,0823*** (0,00392)	-0,000127 (0,000793)
Hijos de 7 a 12 años	-0,0536*** (0,00321)	-0,000146 (0,000602)
Hijos de 13 a 18 años	-0,0149*** (0,00333)	0,00135** (0,000571)
Montevideo	0,0671*** (0,00307)	0,00173*** (0,000573)
Jefe de hogar	0,108*** (0,00635)	0,00872*** (0,00172)
Generación 1937-1941	-0,0937*** (0,0193)	0,0115*** (0,000418)
Generación 1942-1946	-0,0653*** (0,0138)	0,0133*** (0,000569)
Generación 1947-1951	-0,0108 (0,0116)	0,0155*** (0,000769)
Generación 1952-1956	0,0211** (0,0102)	0,0176*** (0,00109)
Generación 1957-1961	0,0517*** (0,00912)	0,0169*** (0,00109)
Generación 1962-1966	0,0557*** (0,00846)	0,0131*** (0,000979)
Generación 1967-1971	0,0422*** (0,00840)	0,00967*** (0,000978)
Generación 1972-1976	0,0251*** (0,00884)	0,00727*** (0,00121)
Observaciones	100.784	106.660

Errores estándar en paréntesis.

*** p < 0,01, ** p < 0,05.

La edad de las mujeres es una variable significativa y está asociada negativamente con la probabilidad de emplearse, tanto en el caso de los hombres como de las mujeres. Por otra parte, para ellas el hecho de vivir en Montevideo tiene una incidencia positiva en su decisión de participar en el mercado laboral, la cual es muy superior a la de los hombres.

Ser jefe de hogar muestra una incidencia positiva y mayor entre las mujeres. La variable que identifica las generaciones brinda información consistente con las hipótesis planteadas en el análisis descriptivo respecto a la situación laboral de las distintas cohortes. En el caso de las mujeres, la probabilidad de participar aumenta en las generaciones más jóvenes y disminuye para las primeras generaciones consideradas. Este comportamiento no se observa en el caso de los hombres, entre los cuales no existe un impacto diferencial entre las generaciones.

B. Estimación de elasticidades

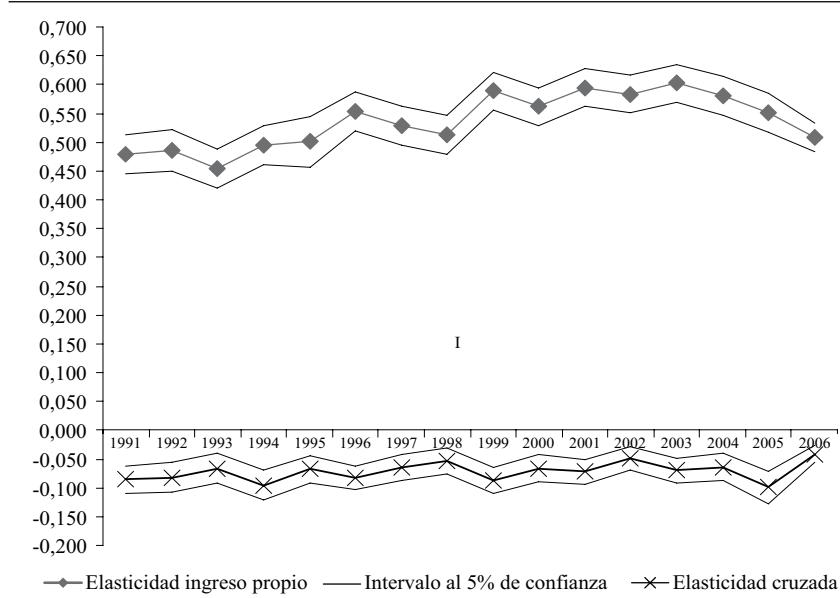
Los resultados de las estimaciones revelan que la elasticidad de la oferta laboral al ingreso propio cuando se controla por la presencia de hijos en el hogar por tramos de edad se ubica en promedio en 0,5, sin cambios significativos a lo largo del período¹⁶. Respecto a los ingresos de la pareja, la elasticidad promedio para el período es aproximadamente -0,1 (gráfico 4).

En una segunda especificación en la que no se incluyen las variables correspondientes a los hijos, el valor de la elasticidad en promedio es algo mayor respecto al ingreso propio, pero respecto al ingreso de la pareja se mantiene en los mismos niveles. La variable presencia de hijos en el hogar resulta significativa, negativa y decreciente con la edad de los hijos¹⁷ (gráfico 5).

¹⁶ Con base en McCurdy (1981), también se realizaron especificaciones que incluyeron la educación propia, no presentadas aquí por estar fuera de los objetivos del trabajo.

¹⁷ Se considera la presencia de hijos menores de 3 años, entre 3 y 6 años, entre 7 y 12, y entre 13 y 17 años.

Gráfico 4. Evolución de la elasticidad directa y cruzada de la oferta laboral (no incluye la variable hijos).



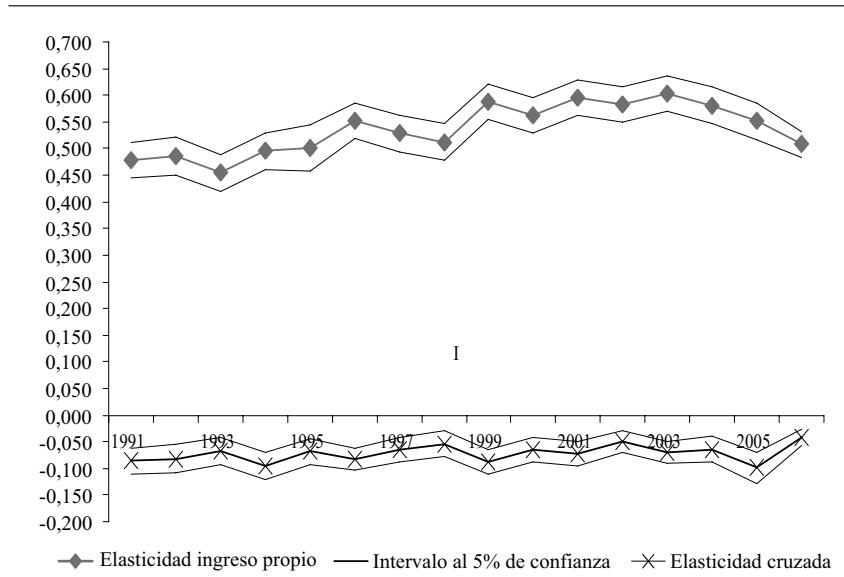
Fuente: procesamientos propios con base en microdatos INE.

Los resultados de las estimaciones muestran elasticidades negativas a los otros ingresos del hogar para las mujeres y con una menor magnitud que la observada en la sensibilidad a su propio ingreso laboral. Así mismo, estas elasticidades son muy inferiores en el caso de los hombres.

En las mismas especificaciones pero en este caso para los hombres, las elasticidades al ingreso propio son menores y, entre las variables explicativas del modelo, la de los hijos no muestra incidencia. En algunos casos incluso no resultan significativas y si lo son, a diferencia del caso de las mujeres, el signo es positivo, lo que estaría asociado a que los hombres tienen una mayor propensión a destinar más horas al trabajo fuera del hogar, para generar los ingresos que permitan satisfacer las necesidades del hogar (cuadro A4 al final).

Para los esposos, el modelo arroja resultados que confirman el comportamiento diferencial de la oferta de trabajo entre ambos sexos. La elasticidad con respecto al salario de la pareja es significativa, con un nivel muy inferior al que evidencian las mujeres.

Gráfico 5. Evolución de la elasticidad directa y cruzada de la oferta laboral (no incluye la variable hijos).

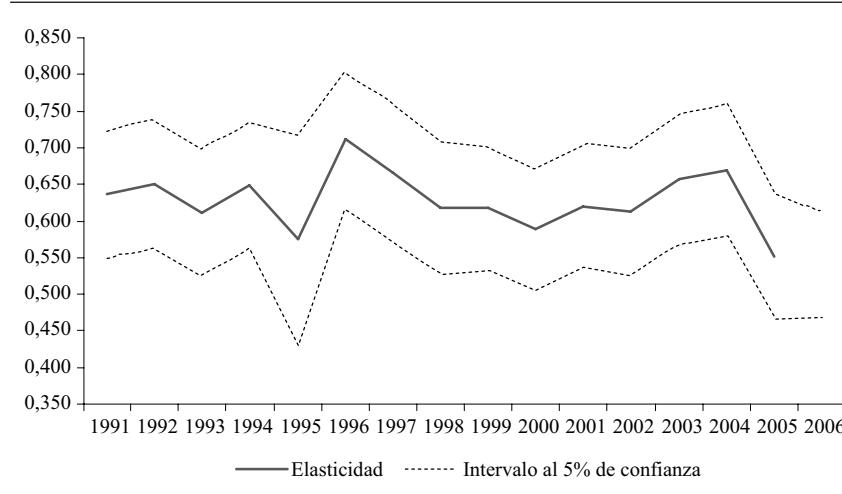


Fuente: procesamientos propios con base en microdatos INE.

Uno de los factores que contribuyen a la mayor participación femenina en el mercado laboral corresponde a la educación. Este aspecto es relevante si se considera la creciente inversión en capital humano que reflejan las mujeres, que como se observó evoluciona por encima de la masculina. Dado los cambios en los niveles educativos registrados para toda la población y particularmente para las mujeres, se analiza la evolución de la elasticidad a través del período considerando tres tramos de escolaridad: hasta 9 años; entre 10 y 12 años, y más de 13. Las elasticidades de la oferta laboral de las mujeres a su ingreso según el tramo educativo al que pertenecen muestran diferencias significativas, tanto en cuanto al nivel como a su evolución. En el primero, que coincide con las personas en hogares de menores ingresos y con mayores problemas de empleabilidad, la elasticidad tiende a ser en promedio algo mayor que la verificada para el conjunto de mujeres (0,62). Las elasticidades cruzadas son negativas sin una tendencia clara y son mayores que las del resto de los grupos por tramos de años de escolaridad (gráfico 6, y cuadro A5 al final). Este grupo es, por tanto, el que muestra una mayor sensibilidad a los

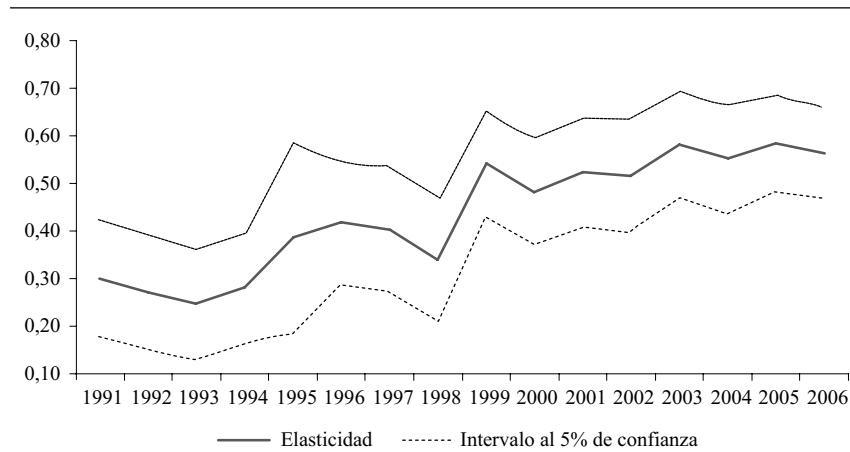
cambios en el ingreso propio y el de la pareja. En el segundo tramo, la elasticidad al ingreso propio es superior a sus pares más educadas, aunque con una tendencia creciente, pasando de 0,30 en 1991 a 0,56 en 2006. Las elasticidades cruzadas son también menores al grupo anterior y decrecientes (gráfico 6, y cuadro A6 al final). Su elasticidad cruzada es negativa, significativa y estable en el tiempo. Por su parte, la sensibilidad al resto de los ingresos del hogar es negativa y sin una tendencia clara. En el tercer tramo, la elasticidad al ingreso propio es considerablemente menor, en promedio 0,3 y levemente creciente (gráfico 7, y cuadro A7 al final). Por tanto, la oferta laboral de las mujeres más educadas es la que presenta el comportamiento más similar a la oferta laboral masculina. Por otra parte, si bien la elasticidad cruzada es negativa, tiende a no ser significativamente distinta de cero o no es significativa. Este fenómeno también se observa en relación con el resto de los ingresos del hogar. Estos resultados sugieren que la educación brinda a las mujeres mayores posibilidades de elección respecto a la asignación de tiempo entre el trabajo remunerado y no remunerado. Ello probablemente dé cuenta de la prioridad que le otorgan a su carrera laboral y, por tanto, de una mayor propensión a destinar horas al trabajo fuera del hogar.

Gráfico 6. Elasticidad al ingreso propio (mujeres hasta 9 años de escolaridad) no llega hasta el 2006.



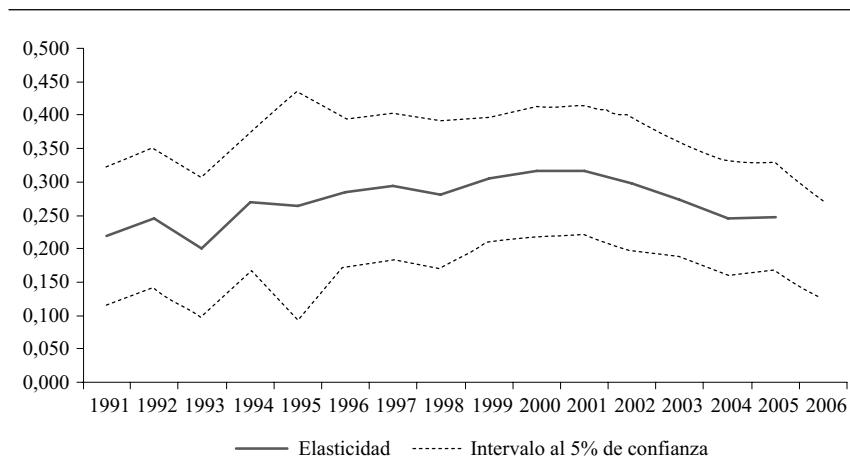
Fuente: procesamientos propios con base en microdatos INE.

Gráfico 7. Elasticidad al ingreso propio (mujeres entre 10 y 11 años de escolaridad).



Fuente: procesamientos propios con base en microdatos INE.

Gráfico 8. Elasticidad al ingreso propio (mujeres con 12 y más años de educación) no llega hasta el 2006.



Fuente: procesamientos propios con base en microdatos INE.

Los resultados del análisis sugieren que la evolución de la elasticidad de la oferta laboral femenina a su propio ingreso puede estar determinada por un efecto composición, consecuencia de un aumento en la participación de las mujeres con más años de educación.

Al analizar la evolución de la oferta laboral masculina para los mismos tramos de educación, la elasticidad es siempre cercana a 0 y muestra valores algo más altos para el primer tramo educativo. Aun en este último caso, la elasticidad de la oferta laboral masculina es menor a la de las mujeres más educadas.

C. Determinantes de la oferta laboral

A efectos de analizar los cambios en los principales determinantes de la oferta laboral, se realizaron estimaciones para años agrupados (1992-1994, 1995-1997, 1998-2000, 2001-2003, 2004-2006) incluyendo y sin hacerlo la variable hijos¹⁸, tanto para mujeres como para hombres.

En estas modelizaciones, la elasticidad de la oferta laboral femenina al ingreso propio es de signo positivo con una tendencia descendente y la elasticidad cruzada presenta signo negativo y decreciente. Los otros ingresos del hogar presentan una elasticidad negativa, cercana a cero y estable en el período (cuadro A9 al final). En el caso de los hombres puede apreciarse que el valor de la elasticidad al ingreso es siempre muy inferior al de las mujeres y estable (cuadro A10 al final).

La presencia de hijos en el hogar tiene una incidencia negativa y decreciente de acuerdo con la edad de los niños para las mujeres casadas. A través del período, dicha incidencia parece disminuir pero no se observa una tendencia estable, particularmente para los hijos entre 13 y 17 años, que no siempre resulta una variable significativa. Los hijos no parecen tener incidencia en la oferta laboral de los hombres casados y, en general, no resultan ser variables significativas.

Por último, la edad es una variable significativa para explicar la dedicación al trabajo remunerado tanto para las mujeres como para los hombres, incluso cuando se controla por presencia de hijos. Su incidencia es positiva con una tasa decreciente. Este resultado entre las mujeres junto con los resultados encontrados en el segundo apartado estarían sugiriendo la presencia de efecto cohorte en la decisión de cuántas horas trabajar.

¹⁸ Los resultados de los modelos *probit* de participación se presentan en el cuadro A6, al final.

Cuando se comparan las especificaciones con y sin hijos el valor de la elasticidad es similar para los hombres, pero en el caso de las mujeres tiende a ser mayor en la segunda alternativa. Estos resultados guardan relación con los comentarios presentados respecto al proceso de toma de decisiones sobre la asignación del tiempo entre las tareas de cuidado familiar y la dedicación al mercado laboral. En este sentido, en las mujeres casadas no incluir a los hijos en las modelizaciones de oferta laboral puede sobreestimar el efecto del ingreso laboral sobre las decisiones de oferta de trabajo.

La tendencia de las elasticidades de la oferta laboral femenina es algo más decreciente en estos modelos que los obtenidos en el *pool* de datos. Ello puede atribuirse a que en este último las variables de control promedian la información para todo el período, mientras que en las modelizaciones por trienios el efecto de los controles se promedia cada tres años y, en este sentido, puede ir modificando su interacción con la oferta laboral de cada trienio y su incidencia en ella.

V. Conclusiones

En Uruguay, desde principios de la década de los ochenta se produjeron cambios sustanciales en la oferta laboral, fuertemente impulsados por la oferta femenina. Entre 1981 y 2006, el comportamiento de la PEA es distinto según sexo y muestra cambios intergeneracionales que parecerían irreversibles y que tienden a reducir la brecha de participación existente entre hombres y mujeres. Las mayores tasas de actividad se registran entre las mujeres con mayor nivel educativo, quienes también son las que más tempranamente incrementaron su participación en el mercado laboral.

Los mayores incrementos en la participación laboral se dan entre las mujeres casadas y unidas y en el margen extensivo. La caída en la brecha de ingresos por sexo habría estimulado la mayor participación femenina, tanto al aumentar su ingreso laboral real como al disminuir el de sus parejas.

En este trabajo se optó por estimar la elasticidad de la oferta laboral no compensada, la cual, si bien puede utilizarse para predecir diferencias en la oferta laboral entre consumidores, no provee información sobre la respuesta de esta oferta frente a cambios salariales evolutivos y, por

tanto, no puede ser utilizada a efectos de predecir cambios en la oferta laboral de un consumidor dado en el tiempo.

Los resultados obtenidos respecto a las diferencias en la magnitud de la elasticidad de la oferta laboral expresada en las horas trabajadas por sexo son similares a los alcanzados para otros países. Respecto a la evolución de las elasticidades de la oferta laboral femenina, no se obtienen resultados concluyentes para todo el período. En la década de los noventa se registra el mayor aumento en la participación y se aprecia una relativa estabilidad en la elasticidad de las horas ofertadas al ingreso propio; a partir del año 2000 se presenta una tendencia ligeramente decreciente y el aumento en la participación es menor.

Estos resultados coinciden con el aumento en promedio de los ingresos laborales reales femeninos en la primera década y la leve caída en la segunda (con una importante reducción en los masculinos). Entre los hombres no se visualizan cambios significativos en su sensibilidad a las horas de trabajo con respecto a su propio ingreso ni al de su cónyuge. Sin embargo, si se compara con los resultados alcanzados para las mujeres, el efecto del resto de los ingresos del hogar es menor, lo que podría estar asociado a que los hombres todavía ocupan un lugar preponderante en la responsabilidad de sostener la economía del hogar, vinculado a la división del trabajo tradicional. Por tanto, los resultados no corroboran la existencia de cambios importantes en la toma de decisiones sobre la asignación del tiempo femenino destinado al trabajo remunerado, no remunerado y ocio.

Las diferencias en las elasticidades por grupos educativos muestran el distinto grado de compromiso de las mujeres con el mercado laboral y contribuyen a explicar la tendencia general. Las diferentes respuestas en esos grupos se relacionan con diversos factores: la pertenencia al tramo más alto de educación incidiría en la valoración de la carrera laboral y la capacidad de generar mayores ingresos y, por tanto, en la independencia personal que de esto pueda derivar. Este resultado es previsible, en la medida que las mujeres más educadas enfrentan un mayor costo de oportunidad por no ingresar al mercado y tienen más facilidad de acceso a servicios que cubran las tareas del hogar. Por su parte, las menos educadas, una proporción decreciente de la fuerza de trabajo, enfrentan menores oportunidades laborales y el cambio en las horas dedicadas al trabajo remunerado puede estar limitado por las tareas asociadas al cuidado de los hijos y otras tareas del hogar.

El análisis por trienios de la evolución de las elasticidades a través de cinco períodos profundiza en los factores determinantes de la oferta laboral de este grupo de mujeres, las diferencias con sus parejas, y su evolución. La comparación de las elasticidades permite señalar una disminución algo más marcada a partir del año 2000, respecto a los noventa. Entre los factores que podrían incidir en que la elasticidad al ingreso no muestre una clara tendencia decreciente, como se ha observado en otras realidades, es posible que se encuentren ciertas características del mercado laboral, tales como la inflexibilidad relativa de la duración de las jornadas laborales. Esto último, sugiere la necesidad de profundizar la investigación con base en técnicas que permitan distinguir la elasticidad de la oferta laboral en el margen intensivo, considerando diferentes grupos según tramos de horas trabajadas. Por su parte, el uso de pseudopaneles para estimar los efectos de la oferta intertemporal y su elasticidad contribuiría a explicar la respuesta de la oferta laboral femenina en Uruguay en las últimas décadas, mediante un nuevo abordaje metodológico.

Finalmente, lo que parecen traslucir estos resultados es que el rol de las mujeres en los hogares continuaría, pese a los cambios registrados, impidiendo una mayor dedicación al trabajo de mercado. La incidencia diferente de los hijos entre la oferta masculina y femenina arroja evidencia en este sentido. Esta variable está asociada a una menor dedicación al trabajo remunerado en el caso de las mujeres, mientras que los hombres reaccionan de forma distinta a la presencia de hijos. Las implicancias de políticas en este sentido refieren a la consideración del cuidado de los niños y personas dependientes que faciliten el empleo femenino y promuevan las responsabilidades compartidas entre mujeres y hombres, para facilitar la inserción femenina en el mercado de trabajo y la participación activa de los hombres en las actividades de cuidados. Los resultados de esta investigación sugieren la importancia de considerar en el ámbito institucional los requerimientos que surgen del aumento de la dedicación femenina al trabajo remunerado.

Referencias

1. ASHENFELTER, O., and HECKMAN, J. (1974). "The estimation of income and substitution effects in a model of family labor supply", *Econometrica*, 42:73-85.

2. BECKER, G. (1965). “A theory of the allocation of time”, *E.J.*, September.
3. BIRCH, E. R. (2005). “Studies of the labour supply of Australian women: What have we learned?”, *The Economic Record*, 81(252):65-84.
4. BLAU, F. D., and KAHN, L. (2005). “Changes in labor supply behavior of married women: 1980–2000” [versión electrónica], (Working Paper 11230). NBER.
5. BLUNDELL, R., and MACURDY, T. (1999). “Labor supply: A review of alternative approaches”, in O. Ashenfelter and D. Card (Eds.), *Handbook of labor economics* (vol. 3A, pp. 1559-1695). Amsterdam, Elsevier.
6. COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE (CEPAL) (2007). *El aporte de las mujeres a la igualdad en América Latina y el Caribe*. Santiago de Chile, CEPAL.
7. CONTRERAS, D. y PLAZA, G. (2004). “Participación femenina en el mercado laboral chileno. ¿Cuánto importan los factores culturales?”, Encuentro 2004 de la Sociedad de Economía de Chile, Villa Alemana, Chile.
8. ESPINO, A. (2003). “El aporte de las remuneraciones femeninas en los hogares y sus efectos en la distribución del ingreso”, *Serie de Documentos de Trabajo DT4/03*, marzo, Instituto de Economía, FCEyA, UDELAR.
9. HECKMAN, J. (1979). “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica*, 47:153–161.
10. KILLINGSWORTH, M. R. (1983). *Labor supply*. Cambridge, Cambridge University Press.
11. MACURDY, T. (1981). “An empirical model of labor supply in a life cycle setting”, *Journal of Political Economy*, 89(6).

12. MINCER, J. (1962). "Labor force participation of married women: A study of labor supply", in *Aspects of labor economics*, National Bureau of Economic Research. Princeton, NJ, Princeton University Press, NBER.
13. MIZALA, A.; ROMAGUERA P. y HENRÍQUEZ, P. (1998). "Oferta laboral y seguro de desempleo: Estimaciones para la economía chilena", Serie de economía N° 28, Centro de Economía Aplicada, Departamento de Ingeniería Industrial, Facultad de Ciencias Físicas y Matemáticas, Universidad de Chile.
14. TOKMAN, A. R. (2006). "Oferta laboral femenina. Tercer borrador", Banco Central de Chile consultado en mayo de 2008 en: http://sechi.facea.uchile.cl/sechi/contributed_2/tokman_atok.pdf.

Anexo

Cuadro A1. Evolución de los ingresos laborales.

Año	Evolución ingresos laborales. 1981-2006 (\$U precios de enero de 2007)			Evolución ingresos laborales por hora. 1981-2006 (\$U precios de enero de 2007)		
	Total de ingresos laborales			Total de ingresos laborales		
	Total	Hombres	Mujeres	Total	Hombres	Mujeres
1981	16.300	20.500	8.469	68,5	75,2	56,8
1982	11.466	11.800	14.300	84,0	93,4	68,5
1983	8.505	11.466	13.655	55,0	60,2	46,3
1984	7.133	8.505	10.100	43,5	47,7	36,5
1985	8.961	7.133	8.501	56,7	64,1	45,3
1986	8.761	8.961	10.900	52,5	58,5	42,9
1987	9.778	8.761	10.567	57,2	63,8	46,7
1988	10.611	9.778	11.800	62,8	68,7	53,3
1989	10.993	10.611	12.708	65,2	71,5	55,7
1990	10.676	10.993	13.144	62,3	69,0	52,3
1991	11.202	10.676	12.823	67,0	74,4	55,5
1992	11.841	11.202	13.428	71,7	78,4	61,8
1993	11.791	11.841	14.248	69,8	76,7	59,8
1994	12.425	11.791	14.144	76,2	83,2	65,7
1995	11.735	12.425	14.808	72,3	77,8	64,4
1996	11.854	11.735	13.863	75,1	82,0	65,5
1997	11.534	11.854	14.110	72,3	76,5	66,0
1998	12.383	11.534	13.455	77,1	82,7	69,1
1999	12.305	12.383	14.618	77,1	81,3	71,4
2000	12.015	12.305	14.288	76,7	79,9	72,3
2001	11.341	12.015	13.881	72,2	75,1	68,3
2002	10.187	11.341	13.049	66,5	68,2	64,2
2003	8.543	10.187	11.568	55,4	58,1	51,8
2004	8.589	8.543	9.730	55,6	57,5	53,0
2005	8.632	8.589	9.913	56,2	58,4	53,4
2006	9.486	11.037	7.544	65,4	68,9	61,0

Fuente: cálculos propios con base en microdatos INE.

Cuadro A2. Evolución de la participación laboral y las horas de trabajo remunerado.

Año	Mujeres de 25 a 54 años. Horas habituales				
	Margen extensivo			Margen intensivo	
	Promedio ho- ras habituales	Promedio de participación	Ingresa laboral por hora	Promedio ho- ras habituales	Ingresa laboral por hora
1991	20,4	0,60	28,6	37,6	52,9
1992	21,3	0,64	31,6	37,2	55,4
1993	21,4	0,63	32,8	37,2	57,3
1994	21,5	0,63	33,9	37,5	59,1
1995	21,6	0,65	33,6	37,5	58,7
1996	21,1	0,65	33,9	37,2	60,0
1997	21,6	0,66	35,3	37,3	61,3
1998	22,2	0,67	37,1	37,2	62,4
1999	21,8	0,67	35,0	37,5	60,4
2000	21,7	0,69	37,3	36,9	63,8
2001	22,1	0,72	36,5	37,1	61,4
2002	20,9	0,70	30,7	36,6	54,2
2003	21,6	0,72	26,5	36,9	45,6
2004	21,9	0,69	26,5	37,0	45,0
2005	22,7	0,62	41,1	36,8	47,4
2006	21,5	0,72	35,4	34,1	56,2

Fuente: cálculos propios con base en microdatos INE.

El aumento en la oferta laboral de las mujeres casadas en Uruguay
 Alma Espino, Martín Leites y Alina Machado

Cuadro A3. Mujeres casadas o unidas entre 25 y 54 años.

Variables	Variable dependiente horas habituales por semana (incluye 0 horas). MCO.					
	Elasticidades en la media					
	Intervalo al 95% de confianza		Intervalo al 95% de confianza		Inferior	Superior
	Intervalo	de confianza	Intervalo	de confianza		
Ingresa laboral 1991	0,452 ***	0,418	0,485	0,479 ***	0,445	0,513
Ingresa laboral 1992	0,458 ***	0,423	0,494	0,485 ***	0,450	0,521
Ingresa laboral 1993	0,427 ***	0,393	0,461	0,454 ***	0,420	0,489
Ingresa laboral 1994	0,467 ***	0,433	0,501	0,495 ***	0,461	0,529
Ingresa laboral 1995	0,470 ***	0,426	0,514	0,501 ***	0,457	0,545
Ingresa laboral 1996	0,543 ***	0,510	0,576	0,553 ***	0,520	0,586
Ingresa laboral 1997	0,517 ***	0,482	0,551	0,528 ***	0,494	0,563
Ingresa laboral 1998	0,483 ***	0,448	0,517	0,512 ***	0,478	0,546
Ingresa laboral 1999	0,549 ***	0,516	0,583	0,588 ***	0,555	0,622
Ingresa laboral 2000	0,522 ***	0,489	0,555	0,562 ***	0,529	0,595
Ingresa laboral 2001	0,554 ***	0,521	0,587	0,594 ***	0,561	0,628
Ingresa laboral 2002	0,540 ***	0,507	0,573	0,583 ***	0,550	0,616
Ingresa laboral 2003	0,561 ***	0,528	0,593	0,603 ***	0,570	0,635
Ingresa laboral 2004	0,541 ***	0,507	0,575	0,581 ***	0,547	0,615
Ingresa laboral 2005	0,516 ***	0,482	0,551	0,551 ***	0,517	0,586
Ingresa laboral 2006	0,471 ***	0,446	0,496	0,508 ***	0,483	0,532
Ingresa laboral de la pareja 1991	-0,086 ***	-0,110	-0,062	-0,086 ***	-0,110	-0,061
Ingresa laboral de la pareja 1992	-0,082 ***	-0,108	-0,056	-0,082 ***	-0,108	-0,056
Ingresa laboral de la pareja 1993	-0,066 ***	-0,091	-0,040	-0,066 ***	-0,092	-0,041
Ingresa laboral de la pareja 1994	-0,095 ***	-0,121	-0,070	-0,096 ***	-0,121	-0,070
Ingresa laboral de la pareja 1995	-0,068 ***	-0,092	-0,044	-0,068 ***	-0,092	-0,044
Ingresa laboral de la pareja 1996	-0,080 ***	-0,100	-0,060	-0,084 ***	-0,104	-0,063
Ingresa laboral de la pareja 1997	-0,060 ***	-0,083	-0,038	-0,064 ***	-0,087	-0,042
Ingresa laboral de la pareja 1998	-0,067 ***	-0,090	-0,043	-0,054 ***	-0,077	-0,030
Ingresa laboral de la pareja 1999	-0,087 ***	-0,110	-0,064	-0,087 ***	-0,111	-0,064
Ingresa laboral de la pareja 2000	-0,066 ***	-0,088	-0,043	-0,066 ***	-0,089	-0,043
Ingresa laboral de la pareja 2001	-0,071 ***	-0,093	-0,049	-0,072 ***	-0,094	-0,050
Ingresa laboral de la pareja 2002	-0,048 ***	-0,068	-0,028	-0,049 ***	-0,069	-0,029
Ingresa laboral de la pareja 2003	-0,071 ***	-0,091	-0,050	-0,070 ***	-0,091	-0,049
Ingresa laboral de la pareja 2004	-0,064 ***	-0,088	-0,040	-0,064 ***	-0,088	-0,040
Ingresa laboral de la pareja 2005	-0,100 ***	-0,128	-0,072	-0,099 ***	-0,128	-0,071
Ingresa laboral de la pareja 2006	-0,042 ***	-0,057	-0,027	-0,041 ***	-0,056	-0,026
Otros ingresos del hogar	-0,024 ***	-0,027	-0,021	-0,024 ***	-0,027	-0,021
Incluye variables hijos	Sí		No			
Observaciones	101.431		101.431			

*** p < 0,01.

Todos los modelos incluyen edad, edad al cuadrado y una variable que da cuenta de la fase del ciclo económico.

Cuadro A4. Hombres casados o unidos entre 25 y 54 años.

Variables	Variable dependiente horas habituales por semana (incluye 0 horas).				Elasticidades en la media			
	Intervalo al 95% de confianza		Intervalo al 95% de confianza		Intervalo al 95% de confianza		Intervalo al 95% de confianza	
	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior	Inferior	Superior
Ingreso laboral 1991	0,092	***	0,077	0,106	0,089	***	0,074	0,103
Ingreso laboral 1992	0,092	***	0,078	0,107	0,090	***	0,075	0,104
Ingreso laboral 1993	0,089	***	0,075	0,104	0,087	***	0,072	0,101
Ingreso laboral 1994	0,090	***	0,076	0,104	0,087	***	0,073	0,102
Ingreso laboral 1995	0,111	***	0,082	0,139	0,108	***	0,080	0,137
Ingreso laboral 1996	0,106	***	0,087	0,124	0,105	***	0,086	0,123
Ingreso laboral 1997	0,109	***	0,091	0,128	0,108	***	0,090	0,126
Ingreso laboral 1998	0,119	***	0,101	0,137	0,115	***	0,096	0,133
Ingreso laboral 1999	0,133	***	0,117	0,149	0,130	***	0,113	0,146
Ingreso laboral 2000	0,130	***	0,114	0,147	0,127	***	0,111	0,144
Ingreso laboral 2001	0,127	***	0,110	0,144	0,124	***	0,106	0,141
Ingreso laboral 2002	0,122	***	0,104	0,141	0,119	***	0,100	0,137
Ingreso laboral 2003	0,103	***	0,086	0,119	0,099	***	0,082	0,115
Ingreso laboral 2004	0,112	***	0,096	0,129	0,109	***	0,093	0,125
Ingreso laboral 2005	0,105	***	0,088	0,122	0,102	***	0,085	0,118
Ingreso laboral 2006	0,101	***	0,085	0,116	0,097	***	0,082	0,113
Ingreso laboral de la pareja 1991	-0,013	***	-0,017	-0,009	-0,013	***	-0,018	-0,009
Ingreso laboral de la pareja 1992	-0,010	***	-0,015	-0,006	-0,010	***	-0,015	-0,006
Ingreso laboral de la pareja 1993	-0,008	***	-0,013	-0,004	-0,009	***	-0,013	-0,004
Ingreso laboral de la pareja 1994	-0,007	***	-0,012	-0,003	-0,008	***	-0,012	-0,003
Ingreso laboral de la pareja 1995	-0,013	***	-0,017	-0,008	-0,013	***	-0,018	-0,008
Ingreso laboral de la pareja 1996	-0,011	***	-0,016	-0,006	-0,011	***	-0,016	-0,006
Ingreso laboral de la pareja 1997	-0,011	***	-0,016	-0,006	-0,012	***	-0,017	-0,007
Ingreso laboral de la pareja 1998	-0,016	***	-0,021	-0,011	-0,016	***	-0,020	-0,011
Ingreso laboral de la pareja 1999	-0,011	***	-0,016	-0,006	-0,012	***	-0,017	-0,007
Ingreso laboral de la pareja 2000	-0,011	***	-0,016	-0,006	-0,011	***	-0,016	-0,006
Ingreso laboral de la pareja 2001	-0,011	***	-0,016	-0,006	-0,011	***	-0,016	-0,006
Ingreso laboral de la pareja 2002	-0,009	***	-0,015	-0,003	-0,009	***	-0,015	-0,003
Ingreso laboral de la pareja 2003	-0,015	***	-0,021	-0,009	-0,015	***	-0,021	-0,009
Ingreso laboral de la pareja 2004	-0,012	***	-0,017	-0,006	-0,012	***	-0,018	-0,006
Ingreso laboral de la pareja 2005	-0,003		-0,012	0,006	-0,003		-0,012	0,005
Ingreso laboral de la pareja 2006	-0,014	***	-0,018	-0,011	-0,015	***	-0,018	-0,012
Otros ingresos del hogar	-0,011	***	-0,012	-0,010	-0,011	***	-0,012	-0,010
Incluye variables hijos	Sí				No			
Observaciones	99.534				99.534			

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

Todos los modelos incluyen edad, edad al cuadrado y una variable que da cuenta de la fase del ciclo económico.

Cuadro A5. Mujeres casadas o unidas entre 25 y 54 años (hasta 9 años de escolaridad).

Variables	Variable dependiente horas habituales por semana (incluye 0 horas). Elasticidades en la media					
	Intervalo al 95% de confianza		Intervalo al 95% de confianza		Inferior	Superior
	Inferior	Superior	Inferior	Superior		
Ingreso laboral 1991	0,637 ***	0,550	0,724	0,731 ***	0,645	0,818
Ingreso laboral 1992	0,651 ***	0,563	0,739	0,747 ***	0,659	0,835
Ingreso laboral 1993	0,612 ***	0,526	0,698	0,699 ***	0,613	0,785
Ingreso laboral 1994	0,648 ***	0,562	0,735	0,738 ***	0,653	0,824
Ingreso laboral 1995	0,574 ***	0,430	0,719	0,683 ***	0,537	0,828
Ingreso laboral 1996	0,711 ***	0,618	0,804	0,734 ***	0,641	0,827
Ingreso laboral 1997	0,666 ***	0,573	0,759	0,687 ***	0,594	0,781
Ingreso laboral 1998	0,618 ***	0,527	0,709	0,670 ***	0,579	0,760
Ingreso laboral 1999	0,617 ***	0,533	0,701	0,735 ***	0,648	0,822
Ingreso laboral 2000	0,588 ***	0,506	0,671	0,712 ***	0,627	0,798
Ingreso laboral 2001	0,620 ***	0,536	0,705	0,747 ***	0,659	0,835
Ingreso laboral 2002	0,613 ***	0,525	0,700	0,748 ***	0,655	0,840
Ingreso laboral 2003	0,658 ***	0,569	0,747	0,808 ***	0,717	0,899
Ingreso laboral 2004	0,669 ***	0,579	0,760	0,810 ***	0,718	0,901
Ingreso laboral 2005	0,552 ***	0,466	0,638	0,674 ***	0,586	0,761
Ingreso laboral 2006	0,541 ***	0,469	0,613	0,667 ***	0,593	0,740
Ingreso laboral de la pareja 1991	-0,110 ***	-0,151	-0,068	-0,108 ***	-0,149	-0,066
Ingreso laboral de la pareja 1992	-0,105 ***	-0,149	-0,061	-0,106 ***	-0,150	-0,062
Ingreso laboral de la pareja 1993	-0,091 ***	-0,134	-0,047	-0,087 ***	-0,131	-0,043
Ingreso laboral de la pareja 1994	-0,118 ***	-0,162	-0,074	-0,115 ***	-0,159	-0,071
Ingreso laboral de la pareja 1995	-0,082 ***	-0,123	-0,042	-0,081 ***	-0,122	-0,041
Ingreso laboral de la pareja 1996	-0,116 ***	-0,150	-0,082	-0,120 ***	-0,154	-0,086
Ingreso laboral de la pareja 1997	-0,078 ***	-0,116	-0,040	-0,079 ***	-0,117	-0,041
Ingreso laboral de la pareja 1998	-0,088 ***	-0,126	-0,050	-0,069 ***	-0,107	-0,031
Ingreso laboral de la pareja 1999	-0,099 ***	-0,138	-0,059	-0,095 ***	-0,134	-0,055
Ingreso laboral de la pareja 2000	-0,079 ***	-0,118	-0,040	-0,078 ***	-0,118	-0,039
Ingreso laboral de la pareja 2001	-0,079 ***	-0,116	-0,041	-0,078 ***	-0,115	-0,040
Ingreso laboral de la pareja 2002	-0,060 ***	-0,093	-0,026	-0,058 ***	-0,091	-0,024
Ingreso laboral de la pareja 2003	-0,095 ***	-0,130	-0,060	-0,092 ***	-0,127	-0,056
Ingreso laboral de la pareja 2004	-0,107 ***	-0,149	-0,065	-0,102 ***	-0,145	-0,060
Ingreso laboral de la pareja 2005	-0,088 ***	-0,139	-0,037	-0,084 ***	-0,136	-0,033
Ingreso laboral de la pareja 2006	-0,051 ***	-0,077	-0,025	-0,045 ***	-0,071	-0,019
Otros ingresos del hogar	-0,033 ***	-0,038	-0,028	-0,031 ***	-0,037	-0,026
Incluye variables hijos	Sí		No			
Observaciones	56.705		56.705			

*** p < 0,01.

Todos los modelos incluyen edad, edad al cuadrado y una variable que da cuenta de la fase del ciclo económico.

Cuadro A6. Mujeres casadas o unidas entre 25 y 54 años (entre 10 y 12 años de escolaridad).

Variable dependiente horas habituales por semana (incluye 0 horas).

Elasticidades en la media

Variables	Intervalo al 95% de confianza		Intervalo al 95% de confianza	
	Inferior	Superior	Inferior	Superior
Ingreso laboral 1991	0,299 ***	0,178 0,421	0,379 ***	0,257 0,501
Ingreso laboral 1992	0,272 ***	0,150 0,393	0,348 ***	0,226 0,469
Ingreso laboral 1993	0,248 ***	0,132 0,363	0,327 ***	0,212 0,442
Ingreso laboral 1994	0,283 ***	0,167 0,399	0,359 ***	0,243 0,474
Ingreso laboral 1995	0,386 ***	0,187 0,585	0,468 ***	0,268 0,668
Ingreso laboral 1996	0,418 ***	0,288 0,548	0,454 ***	0,324 0,584
Ingreso laboral 1997	0,404 ***	0,273 0,534	0,448 ***	0,318 0,579
Ingreso laboral 1998	0,340 ***	0,211 0,469	0,408 ***	0,279 0,537
Ingreso laboral 1999	0,543 ***	0,432 0,653	0,640 ***	0,529 0,750
Ingreso laboral 2000	0,481 ***	0,370 0,591	0,579 ***	0,468 0,690
Ingreso laboral 2001	0,523 ***	0,409 0,637	0,626 ***	0,512 0,740
Ingreso laboral 2002	0,516 ***	0,396 0,635	0,622 ***	0,502 0,741
Ingreso laboral 2003	0,582 ***	0,470 0,693	0,704 ***	0,593 0,815
Ingreso laboral 2004	0,552 ***	0,438 0,665	0,669 ***	0,556 0,782
Ingreso laboral 2005	0,584 ***	0,483 0,684	0,685 ***	0,584 0,785
Ingreso laboral 2006	0,564 ***	0,468 0,661	0,674 ***	0,578 0,769
Ingreso laboral de la pareja 1991	-0,101 ***	-0,149 -0,053	-0,104 ***	-0,152 -0,055
Ingreso laboral de la pareja 1992	-0,074 ***	-0,124 -0,025	-0,075 **	-0,124 -0,025
Ingreso laboral de la pareja 1993	-0,055 **	-0,102 -0,009	-0,060 **	-0,106 -0,013
Ingreso laboral de la pareja 1994	-0,079 ***	-0,126 -0,032	-0,080 ***	-0,126 -0,033
Ingreso laboral de la pareja 1995	-0,074 ***	-0,114 -0,035	-0,074 ***	-0,114 -0,035
Ingreso laboral de la pareja 1996	-0,080 ***	-0,116 -0,044	-0,079 ***	-0,116 -0,043
Ingreso laboral de la pareja 1997	-0,074 ***	-0,114 -0,033	-0,080 ***	-0,121 -0,040
Ingreso laboral de la pareja 1998	-0,052 **	-0,099 -0,006	-0,049 **	-0,095 -0,002
Ingreso laboral de la pareja 1999	-0,125 ***	-0,169 -0,080	-0,125 ***	-0,170 -0,081
Ingreso laboral de la pareja 2000	-0,067 ***	-0,108 -0,026	-0,068 ***	-0,110 -0,027
Ingreso laboral de la pareja 2001	-0,090 ***	-0,130 -0,050	-0,093 ***	-0,133 -0,053
Ingreso laboral de la pareja 2002	-0,072 ***	-0,110 -0,034	-0,073 ***	-0,110 -0,035
Ingreso laboral de la pareja 2003	-0,057 **	-0,096 -0,019	-0,058 ***	-0,097 -0,020
Ingreso laboral de la pareja 2004	-0,044 *	-0,088 0,001	-0,043 *	-0,088 0,002
Ingreso laboral de la pareja 2005	-0,130 ***	-0,177 -0,082	-0,129 ***	-0,178 -0,081
Ingreso laboral de la pareja 2006	-0,080 ***	-0,107 -0,053	-0,081 ***	-0,108 -0,055
Otros ingresos del hogar	-0,023 ***	-0,028 -0,019	-0,023 ***	-0,028 -0,019
Incluye variables hijos	Sí		No	
Observaciones	27.052		27.052	

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

Todos los modelos incluyen edad, edad al cuadrado y una variable que da cuenta de la fase del ciclo económico.

El aumento en la oferta laboral de las mujeres casadas en Uruguay
 Alma Espino, Martín Leites y Alina Machado

Cuadro A7. Mujeres casadas o unidas entre 25 y 54 años (más de 12 años de escolaridad).

Variables	Variable dependiente horas habituales por semana (incluye 0 horas). Elasticidades en la media					
	Intervalo al 95% de confianza		Intervalo al 95% de confianza		Inferior	Superior
	Inferior	Superior	Inferior	Superior		
Ingreso laboral 1991	0,219 ***	0,116	0,323	0,250 ***	0,148	0,353
Ingreso laboral 1992	0,246 ***	0,141	0,351	0,276 ***	0,171	0,381
Ingreso laboral 1993	0,201 ***	0,096	0,305	0,233 ***	0,129	0,338
Ingreso laboral 1994	0,270 ***	0,166	0,374	0,304 ***	0,200	0,408
Ingreso laboral 1995	0,265 ***	0,094	0,435	0,284 ***	0,112	0,456
Ingreso laboral 1996	0,285 ***	0,175	0,396	0,304 ***	0,193	0,415
Ingreso laboral 1997	0,294 ***	0,184	0,403	0,311 ***	0,201	0,420
Ingreso laboral 1998	0,281 ***	0,170	0,391	0,309 ***	0,199	0,419
Ingreso laboral 1999	0,305 ***	0,213	0,397	0,336 ***	0,244	0,428
Ingreso laboral 2000	0,316 ***	0,219	0,412	0,345 ***	0,248	0,441
Ingreso laboral 2001	0,317 ***	0,221	0,414	0,349 ***	0,253	0,445
Ingreso laboral 2002	0,297 ***	0,197	0,397	0,333 ***	0,233	0,432
Ingreso laboral 2003	0,274 ***	0,189	0,359	0,299 ***	0,213	0,385
Ingreso laboral 2004	0,246 ***	0,161	0,331	0,271 ***	0,185	0,357
Ingreso laboral 2005	0,248 ***	0,169	0,327	0,273 ***	0,193	0,353
Ingreso laboral 2006	0,196 ***	0,122	0,271	0,220 ***	0,145	0,296
Ingreso laboral de la pareja 1991	-0,031	-0,072	0,010	-0,032	-0,073	0,008
Ingreso laboral de la pareja 1992	-0,046 *	-0,095	0,002	-0,047 *	-0,095	0,001
Ingreso laboral de la pareja 1993	-0,006	-0,052	0,041	-0,009	-0,055	0,038
Ingreso laboral de la pareja 1994	-0,074 ***	-0,120	-0,028	-0,077 **	-0,123	-0,031
Ingreso laboral de la pareja 1995	-0,029	-0,068	0,009	-0,031	-0,070	0,008
Ingreso laboral de la pareja 1996	-0,009	-0,046	0,028	-0,011	-0,049	0,026
Ingreso laboral de la pareja 1997	-0,022	-0,063	0,019	-0,023	-0,064	0,018
Ingreso laboral de la pareja 1998	-0,022	-0,063	0,019	-0,019	-0,061	0,022
Ingreso laboral de la pareja 1999	-0,030	-0,069	0,009	-0,033 *	-0,071	0,006
Ingreso laboral de la pareja 2000	-0,047 *	-0,086	-0,008	-0,047 **	-0,086	-0,009
Ingreso laboral de la pareja 2001	-0,021	-0,057	0,014	-0,025	-0,060	0,010
Ingreso laboral de la pareja 2002	-0,009	-0,039	0,022	-0,013	-0,044	0,017
Ingreso laboral de la pareja 2003	-0,036 **	-0,068	-0,005	-0,038 **	-0,069	-0,006
Ingreso laboral de la pareja 2004	-0,025	-0,061	0,011	-0,026	-0,063	0,011
Ingreso laboral de la pareja 2005	-0,042 *	-0,087	0,004	-0,046 **	-0,092	-0,001
Ingreso laboral de la pareja 2006	-0,011	-0,034	0,012	-0,014	-0,037	0,009
Otros ingresos del hogar	-0,010 ***	-0,013	-0,006	-0,010 ***	-0,014	-0,007
Incluye variables hijos	Sí		No			
Observaciones	17.674		17.674			

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

Todos los modelos incluyen edad, edad al cuadrado y una variable que da cuenta de la fase del ciclo económico.

Cuadro A8. **Efectos marginales en la participación en el mercado de trabajo.**
Mujeres casadas o unidas entre 25 y 54 años.

Variable	Modelo probit. 1 = activa; 0 = inactiva				
	1992-1994	1995-1997	1998-2000	2001-2003	2004-2006
Edad	-0,00357 (0,00247)	-0,00402* (0,00238)	-0,00494** (0,00237)	-0,00663*** (0,00222)	0,00407** (0,00181)
Educación	0,0417*** (0,00120)	0,0394*** (0,00116)	0,0412*** (0,00118)	0,0337*** (0,00109)	0,0402*** (0,000910)
Ingresos del hogar (excluido el ingreso laboral propio)	-0,0681*** (0,00569)	-0,0689*** (0,00541)	-0,0735*** (0,00593)	-0,00617* (0,00352)	-0,0493*** (0,00433)
Asiste a centro educativo	-0,0597** (0,0302)	-0,0313 (0,0270)	-0,0850*** (0,0264)	-0,133*** (0,0248)	-0,0583*** (0,0176)
Hijos hasta 3 años	-0,130*** (0,0104)	-0,145*** (0,0105)	-0,121*** (0,0106)	-0,132*** (0,0104)	-0,134*** (0,00806)
Hijos de 4 a 6 años	-0,0903*** (0,00969)	-0,0807*** (0,00963)	-0,0834*** (0,00968)	-0,0810*** (0,00935)	-0,0877*** (0,00756)
Hijos de 7 a 12 años	-0,0612*** (0,00832)	-0,0572*** (0,00816)	-0,0732*** (0,00801)	-0,0419*** (0,00759)	-0,0760*** (0,00618)
Hijos de 13 a 18 años	-0,0428*** (0,00877)	-0,0510*** (0,00853)	-0,0173** (0,00846)	0,00827 (0,00788)	-0,0291*** (0,00648)
Montevideo	0,0847*** (0,00785)	0,0899*** (0,00764)	0,0823*** (0,00749)	0,0662*** (0,00721)	0,0376*** (0,00570)
Jefe de hogar	0,131*** (0,0324)	0,0920*** (0,0219)	0,0929*** (0,0140)	0,0983*** (0,0119)	0,110*** (0,00938)
Generación 1937-1941	-0,00409 (0,0708)	0,0400 (0,0979)			
Generación 1942-1946	0,0388 (0,0579)	0,0496 (0,0755)			
Generación 1947-1951	0,0961** (0,0449)	0,0882 (0,0654)	0,0501** (0,0235)	0,0679 (0,0550)	-0,218*** (0,0693)
Generación 1952-1956	0,114*** (0,0346)	0,112* (0,0573)	0,0861*** (0,0274)	0,0959** (0,0457)	-0,168*** (0,0509)
Generación 1957-1961	0,118*** (0,0258)	0,139*** (0,0500)	0,109*** (0,0341)	0,115*** (0,0375)	-0,0877** (0,0390)
Generación 1962-1966	0,0693*** (0,0203)	0,107** (0,0471)	0,0976** (0,0432)	0,118*** (0,0303)	-0,0234 (0,0285)
Generación 1967-1971		0,0435 (0,0481)	0,0383 (0,0564)	0,0848*** (0,0251)	0,0103 (0,0196)
Generación 1972-1976			-0,0324 (0,0708)	0,0420* (0,0227)	0,00933 (0,0128)
Observaciones	17.076	17.047	16.755	16.339	27.491

Errores estándar en paréntesis. *** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

Cuadro A9. *Mujeres casadas o unidas entre 25 y 54 años.*

Variables	MCO					2004-2006
	1992-1994	1995-1997	1998-2000	2001-2003		
Ingreso laboral	11,12*** (0,335)	11,70*** (0,327)	11,11*** (0,295)	11,77*** (0,285)	11,93*** (0,306)	10,59*** (0,269)
Ingreso laboral de la pareja	-1,861*** (0,177)	-1,841*** (0,177)	-1,544*** (0,147)	-1,542*** (0,147)	-1,416*** (0,155)	-1,405*** (0,138)
Ingresos del hogar (excluido el ingreso laboral propio)	-0,534*** (0,066)	-0,495*** (0,066)	-0,466*** (0,067)	-0,447*** (0,068)	-0,552*** (0,072)	-0,553*** (0,072)
Edad ²	-0,0247*** (0,003)	-0,0176*** (0,003)	-0,0197*** (0,003)	-0,0142*** (0,003)	-0,0174*** (0,003)	-0,0167*** (0,003)
Edad	1,689*** (0,239)	1,289*** (0,218)	1,328*** (0,241)	1,039*** (0,221)	1,221*** (0,235)	1,237*** (0,226)
Hijos hasta 2 años	-4,989*** (0,474)	-4,576*** (0,476)	-2,040*** (0,592)	-2,040*** (0,592)	-2,517*** (0,460)	-3,519*** (0,408)
Hijos de 3 a 6 años	-3,378*** (0,371)	-2,962*** (0,373)	-2,456*** (0,449)	-2,456*** (0,449)	-2,544*** (0,399)	-3,052*** (0,354)
Hijos de 7 a 12 años	-2,367*** (0,349)	-1,736*** (0,351)	-1,782*** (0,418)	-1,782*** (0,418)	-1,967*** (0,363)	-2,856*** (0,327)
Hijos de 13 a 18 años	-0,871** (0,369)	-0,727* (0,371)	-1,099*** (0,423)	-1,099*** (0,423)	-0,525 (0,381)	-1,710*** (0,336)
Constante	-28,03*** (4,419)	-28,81*** (4,137)	-23,24*** (4,439)	-24,99*** (4,172)	-26,50*** (4,431)	-30,30*** (4,275)
Observaciones	17.194	17.194	16.967	16.967	16.842	16.409
R ²	0,078	0,066	0,093	0,084	0,097	0,11
					0,092	0,07
					0,11	0,097
					0,07	0,086

(Continúa)

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

Cuadro A9. *Mujeres casadas o unidas entre 25 y 54 años (continuación).*

	1992-1994				1995-1997				1998-2000				Elasticidades en la media				2001-2003				2004-2006			
	1992-1994	1995-1997	1998-2000	2001-2003	1992-1994	1995-1997	1998-2000	2001-2003	1992-1994	1995-1997	1998-2000	2001-2003	1992-1994	1995-1997	1998-2000	2001-2003	1992-1994	1995-1997	1998-2000	2001-2003	1992-1994	1995-1997	1998-2000	2001-2003
Ingreso laboral	0,516	0,542	0,517	0,548	0,542	0,548	0,542	0,558	0,530	0,576	0,512	0,571	0,467	0,520	0,498	0,549	0,407	0,456	0,454	0,477	0,432	0,456	0,454	0,501
Ingreso laboral de la pareja	-0,086	-0,085	0,072	-0,072	-0,085	-0,059	-0,085	-0,058	-0,078	-0,051	-0,078	-0,050	-0,078	-0,053	-0,066	-0,068	-0,066	-0,059	-0,059	-0,058	-0,059	-0,059	-0,058	-0,058
Ingresos del hogar (excluido el ingreso laboral propio)	-0,025	-0,023	-0,022	-0,021	-0,016	-0,028	-0,017	-0,019	-0,015	-0,015	-0,019	-0,031	-0,019	-0,032	-0,019	-0,026	-0,027	-0,027	-0,026	-0,026	-0,026	-0,026	-0,026	-0,026
	-0,031	-0,019	-0,029	-0,017	-0,017	-0,028	-0,016	-0,027	-0,016	-0,015	-0,015	-0,031	-0,019	-0,032	-0,019	-0,019	-0,034	-0,021	-0,032	-0,020	-0,034	-0,022	-0,034	-0,022

Cuadro A10. Hombres casados o unidos entre 25 y 54 años.

Variables	Variable dependiente horas habituales por semana (incluye 0 horas). MCO					
	1992-1994		1995-1997		Coeicientes	
	1992-1994	1995-1997	1998-2000	1998-2000	2001-2003	2004-2006
Ingreso laboral	6,035*** (0,679)	5,835*** (0,672)	6,619*** (0,585)	6,688*** (0,58)	7,291*** (0,80)	7,234*** (0,79)
Ingreso laboral de la pareja	-1,033*** (0,261)	-1,018*** (0,3)	-1,342*** (0,247)	-1,489*** (0,23)	-1,502*** (0,29)	-1,465*** (0,28)
Ingresos del hogar (excluido el ingreso laboral propio)	-0,427*** (0,047)	-0,425*** (0,047)	-0,592*** (0,051)	-0,593*** (0,05)	-0,452*** (0,06)	-0,450*** (0,06)
Edad ²	-0,0181*** (0,002)	-0,0206*** (0,002)	-0,0136*** (0,003)	-0,0174*** (0,00)	-0,0160*** (0,002)	-0,0161*** (0,002)
Edad	1,309*** (0,194)	1,533*** (0,204)	0,968*** (0,19)	1,290*** (0,21)	1,118*** (0,21)	1,133*** (0,201)
Hijos hasta 2 años	-0,78** (0,394)	-0,454 (0,414)	0,058 (0,508)	0,058 (0,420)	0,102 (0,425)	0,102 (0,228)
Hijos de 3 a 6 años	0,034 (0,290)	0,420 (0,313)	-0,314 (0,380)	1,053*** (0,361)	1,053*** (0,327)	1,053*** (0,214)
Hijos de 7 a 12 años	0,354 (0,265)	0,233 (0,290)	-0,141 (0,349)	0,312 (0,349)	-0,100 (0,327)	-0,100 (0,190)
Hijos de 13 a 18 años	0,636* (0,279)	1,289*** (0,303)	0,235 (0,35)	0,732** (0,333)	-0,243 (0,333)	-0,243 (0,289)
Constante	8,216* (4,321)	4,5 (4,160)	11,68*** (4,312)	5,79 (4,13)	7,24 (4,43)	6,91 (4,37)
Observaciones	17,136	17,136	16,903	16,736	16,736	16,291
R ²	0,019	0,0	0,019	0,02	0,02	0,032

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

(Continúa)

Cuadro A10. Hombres casados o unidos entre 25 y 54 años (continuación).