

**ELASTICIDAD INTERTEMPORAL Y NO  
COMPENSADA DE LA OFERTA LABORAL.  
EVIDENCIA PARA EL CASO URUGUAYO**

Espino, Alma; Isabella, Fernando; Leites, Martin;  
Machado Alina

Noviembre de 2012

**INSTITUTO DE ECONOMÍA  
Serie Documentos de Trabajo  
DT 18/12**

Este documento se elaboró en el marco del proyecto de investigación Las mujeres uruguayas en el mercado laboral: decisiones individuales y familiares. Un análisis de los determinantes de las decisiones laborales y la situación del empleo. Apoyado por la CSIC

**UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA (UDELAR)- FACULTAD DE CIENCIAS  
ECONÓMICAS Y DE ADMINISTRACIÓN- INSTITUTO DE ECONOMÍA  
(FCEYA)**

**URUGUAY**

ISSN:1510-9305

ISSN:1688-5090

## **Resumen**

En esta investigación se estima el impacto de los salarios sobre las decisiones de la oferta laboral en Uruguay considerando el margen extensivo e intensivo, con particular énfasis en la oferta femenina. Para ello se recurre a las especificaciones y técnicas econométricas propuestas en Blundell y MaCurdy (1999) y Pencavel (2002) para aproximar, por un lado, las elasticidades de la oferta al salario a lo largo del ciclo de vida (elasticidad intertemporal) y por otro, las respuestas de la oferta laboral a cambios paramétricos en el perfil salarial (elasticidad no compensada). Esta temática, que cuenta con importantes antecedentes en la literatura internacional y regional, ha recibido menor atención a nivel nacional, en particular para el caso de la oferta laboral femenina. Este tema es relevante para una mayor comprensión sobre los cambios recientes en las decisiones de participación en el mercado de trabajo en Uruguay y por las implicancias de política que surgen de la distinción entre ambas elasticidades. Los resultados confirman que independientemente del nivel educativo, la participación de las cohortes más jóvenes de mujeres en el mercado de trabajo ha aumentado. Asimismo, se encuentran diferencias en las magnitudes de la elasticidad intertemporal y de la no compensada, confirmándose un efecto sustitución mayor para las mujeres. Finalmente, se verifican comportamientos heterogéneos al interior de la población femenina y diferentes tendencias en las decisiones en el margen intensivo y extensivo.

Palabras clave: oferta laboral, elasticidades, género, pseudopanel.

Código JEL: J10, J20

## **Abstract**

This research estimates the impact of wages on labor supply decisions in Uruguay considering the extensive and intensive margins, with particular emphasis on female supply. We used the specifications and econometric techniques proposed in Blundell and MaCurdy (1999) and Pencavel (2002) to estimate the supply elasticity over the life cycle (intertemporal elasticity) and the labor supply responses to parametric changes in the wage profile (uncompensated elasticity). This issue, which has a long history in international and regional literature, has received less attention in the national context, particularly in the case of female labor supply. This topic is relevant for a better understanding of recent changes in decisions to participate in the labor market in Uruguay and because of the policy implications arising from the distinction between both elasticities.

The results confirm that regardless of educational level, the participation of the younger cohorts of women in the labor market has increased. Also there were found differences in the magnitudes between intertemporal and uncompensated elasticities with a higher substitution effect for women. Finally, heterogeneous behaviors are verified within female population and the different trends relative to decisions on the intensive and extensive margins.

Keywords: labour supply, elasticities, gender, pseudopanel.

JEL Code: J10, J20

# “ELASTICIDAD INTERTEMPORAL Y NO COMPENSADA DE LA OFERTA LABORAL. EVIDENCIA PARA EL CASO URUGUAYO”

## 1. Introducción

En este documento se estima el impacto de los salarios sobre las decisiones de la oferta laboral en Uruguay en el margen extensivo e intensivo. Considerando los cambios recientes en la participación de las mujeres en el mercado de trabajo se hará particular énfasis en la oferta femenina. Para ello se recurre a las especificaciones y técnicas econométricas propuestas por la literatura para estimar elasticidades de la oferta al salario a lo largo del ciclo de vida (elasticidad intertemporal) y por otro, las respuestas de la oferta laboral a cambios paramétricos en el perfil salarial (elasticidad no compensada).

La oferta laboral, principalmente la femenina, recibió gran atención en la literatura económica en las últimas décadas, especialmente desde un punto de vista empírico (Killingsworth y Heckman, 1986; Blundell y MaCurdy, 1999). Las decisiones sobre trabajo remunerado de las mujeres se volvieron centrales para los estudios de economía laboral debido a los cambios radicales experimentados en su relación con el mercado de trabajo. La creciente dedicación de las mujeres al trabajo remunerado constituye una de las más importantes transformaciones sociales ocurridas en las últimas décadas en las economías occidentales. La trascendencia de este proceso es tal que se le puede relacionar con buena parte de las modificaciones económicas, sociales y culturales que definen la historia reciente (Goldin, 2006; Blau *et ál.* 2005). Si bien esta temática cuenta con importantes antecedentes en la literatura internacional y regional, los estudios aplicados a la realidad de Uruguay son muy escasos. Recientemente Espino *et ál.* (2009) examinaron 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 un *pool* de datos de corte transversal.

Blundell y MaCurdy (1999) reconocen la existencia de una abundante literatura empírica con el objetivo de medir cómo los trabajadores responden a cambios en los salarios y el ingreso. Sin embargo, destacan que la interpretación de los resultados no siempre es precisa debido a la falta de un modelo teórico y a las especificaciones empleadas. En este sentido, los estudios teóricos y empíricos sobre los determinantes de la oferta laboral dan cuenta de distintas elasticidades y proponen diferentes técnicas para su estimación. En este estudio se distingue por un lado la elasticidad de la oferta intertemporal –considera las respuestas a cambios evolutivos en el salario a lo largo del ciclo de vida–, y por otro, la elasticidad no compensada –mide las respuestas entre los diferentes perfiles de ingresos laborales ante cambios en los salarios–. Dado que la información de corte transversal enfrenta limitaciones para estimar el primer tipo de elasticidad, en este trabajo se opta por la metodología de pseudo-paneles a los efectos de estimar ambos tipos de elasticidad (Pencavel, 2002; Ghez y Becker, 1975; Blundell y MaCurdy, 1999).

Un mejor conocimiento sobre la magnitud de la elasticidad de la oferta de trabajo al salario real es clave para una mayor comprensión sobre cómo los trabajadores

responden a las fluctuaciones de la economía y reaccionan ante cambios de políticas económicas. La oferta laboral es un indicador básico del potencial productivo de una economía, y como tal, tiene un papel clave como determinante del crecimiento económico. Asimismo, la consideración del ciclo de vida se vincula con la tasa de ahorro y de acumulación de capital físico. En particular, la evolución de la población activa es un factor clave en la sostenibilidad del sistema de pensiones. Por otra parte, la distinción entre elasticidad intertemporal y la no compensada de la oferta de trabajo es fundamental para la evaluación de políticas públicas en materia de impuestos, seguridad social y otros programas sociales (Blundell y MaCurdy, 1999; Pencavel 1998 y 2000; Robbins, Salinas y Manco, 2009).

Desde una perspectiva de género cobra particular relevancia la comparación de las elasticidades masculinas y femeninas. Pese a que las mujeres han mostrado una tendencia a incrementar su participación en el mercado laboral, lo cual en parte está relacionado con sus mayores niveles educativos (Blau *et ál.*, 2005), permanecen diferencias en la magnitud de dichas elasticidades. Se tiende a explicar estas diferencias en base a los roles de género en los hogares y a las diferencias de género observadas respecto a la ponderación de las carreras laborales o profesionales de hombres y mujeres. Dessing (2002) asocia la magnitud de las elasticidades con la respuesta de las mujeres como fuerza de trabajo secundaria y con las restricciones financieras que enfrenta su hogar. Cuando el ingreso al mercado de trabajo responde a una lógica de trabajadora secundaria, las mujeres siguen siendo responsables de las tareas no remuneradas del hogar. Aquéllas que tienen menores salarios pueden tener incentivos a una menor dedicación al mercado de trabajo cuando las circunstancias económicas mejoran, lo cual establece una elasticidad negativa para este grupo de mujeres. Contrariamente, entre las mujeres de mayores salarios se abre la oportunidad de resolver las tareas del hogar del hogar a través del mercado, lo cual deja abierta la posibilidad de una elasticidad positiva entre salarios y oferta laboral. Este análisis comparativo y la existencia de cambios intergeneracionales podría aportar conocimientos sobre aspectos vinculados al “horizonte” al que se enfrentan las distintas generaciones de mujeres y a su “identidad” como trabajadoras (Goldin 2006)<sup>1</sup>. En la medida que se amplía el horizonte de la trayectoria laboral femenina y se fortalece su identidad como trabajadoras su dedicación al trabajo remunerado podría aproximarse a la de los hombres. Asimismo, la confirmación de diferencias en las elasticidades dentro de la población femenina podría indicar que estas tendencias no se reflejan por igual a todas las mujeres.

Un mayor conocimiento sobre estos elementos puede contribuir a mejorar la situación de las mujeres en el empleo y a elaborar políticas de conciliación que consideren tanto el trabajo remunerado como las obligaciones relativas al trabajo no remunerado en los hogares. Asimismo, podría resultar un aporte para las políticas relativas a la seguridad social de las mujeres.

---

<sup>1</sup> Goldin (2006) señala tres aspectos vinculados a las elecciones y decisiones de las mujeres: el "horizonte", relacionado con la manera en que las mujeres perciben su participación laboral a lo largo de la vida –larga y continua o breve e intermitente– al momento de invertir en capital humano; la “identidad”, es decir, si una mujer encuentra su individualidad en su empleo, ocupación o carrera profesional; y la “toma de decisiones”, es decir, si las decisiones laborales se hacen totalmente en forma conjunta, si una mujer está casada o en una relación a largo plazo, o si por el contrario se trata de una "trabajadora secundaria" que optimiza la asignación de equipo tomando las decisiones laborales de su marido como dadas.

Este documento se propone contribuir en cuatro áreas. En primer lugar, comparar las elasticidades estimadas para Uruguay, un país en desarrollo y con una temprana transición demográfica<sup>2</sup>, con los hallazgos a nivel regional e internacional. En segundo lugar, aportar un análisis comparativo de la elasticidad intertemporal entre ambos sexos y al interior de la población femenina, y de esta forma explorar diferencias en las respuestas a cambios salariales a lo largo del ciclo de vida de los distintos perfiles salariales, dando cuenta de las brechas de género y de las tendencias de la oferta laboral femenina en el largo plazo.

En tercer lugar, a partir de la estimación de la elasticidad no compensada se propone aproximar la magnitud del efecto renta en las distintas poblaciones. Este aspecto es relevante, considerando el papel tradicional de la población femenina en la producción en el hogar y como trabajadora secundaria. Las estimaciones para distintos niveles educativos permite considerar la presencia de comportamientos heterogéneos en la oferta femenina, relacionados con la ampliación del horizonte de la carrera laboral y las implicancias de invertir en educación. En cuarto lugar, evaluar la existencia de cambios intergeneracionales al interior de la población femenina.

Las estimaciones de la elasticidad intertemporal y no compensada que resultan de este estudio son consistentes con las predicciones teóricas y se sitúan en magnitudes comparables con los hallazgos de estudios previos. Esto confirma la importancia de distinguir conceptualmente ambas elasticidades y las ventajas que ofrece en este sentido la metodología propuesta por MaCurdy (1981). Para el caso uruguayo, la evidencia encontrada confirmaría que las personas asumen un comportamiento laboral que busca optimizar su salario a lo largo del ciclo de vida. Se encuentran las diferencias por sexo esperadas: un efecto sustitución superior para el caso de las mujeres. Se constatan también diferencias en las elasticidades entre las mujeres con educación terciaria y no terciaria, así como la existencia de cambios intergeneracionales. Los resultados parecen confirmar que las mujeres han fortalecido su identidad como trabajadoras y ampliado el horizonte temporal de su trayectoria laboral, lo cual es más claro para las mujeres con estudios terciarios.

El documento se organiza de la siguiente manera. En el siguiente apartado se sistematizan los principales antecedentes sobre el tema (2). A continuación se presentan los aspectos conceptuales que se requiere considerar en la identificación de las elasticidades de la oferta de trabajo (3). En el cuarto apartado se describe la estrategia empírica y la fuente de datos a utilizar. En el quinto se discuten los principales hechos estilizados en base a estadísticas descriptivas y en el sexto se presentan los resultados de las estimaciones econométricas. Por último, se resumen las conclusiones de la investigación.

---

<sup>2</sup> Este proceso tiene impactos sobre las conductas laborales de las mujeres y refiere a la tendencia a la reducción de los niveles de mortalidad y fecundidad. Comienza en el Uruguay a fines del siglo XIX asimilándolo a las tendencias observadas en los países desarrollados.

## 2. Antecedentes

Numerosos trabajos empíricos tanto en el ámbito internacional como regional estiman la relación entre los salarios y la dedicación al mercado de trabajo considerando el margen extensivo e intensivo. Esta literatura distingue entre la elasticidad no compensada y la de sustitución intertemporal y realiza propuestas metodológicas alternativas para su abordaje. Por su parte, las diferencias en los comportamientos laborales de hombres y mujeres y en las restricciones que enfrentan han dado lugar a una vasta literatura sobre la evolución de la oferta laboral femenina, sus características y determinantes. Entre otros aspectos, estos trabajos se orientaron a analizar la relación trabajo remunerado-salario a través de la estimación de elasticidades para diferentes grupos de mujeres en función de su capital humano acumulado, su estado civil y la maternidad.

En el marco de las funciones de oferta de carácter dinámico y de los trabajos orientados a estimar la elasticidad de sustitución intertemporal, Heckman y MaCurdy (1980) desarrollan un modelo de oferta laboral femenina en base a datos de panel. Los autores no encuentran efectos significativos de los cambios en los salarios del resto de los integrantes del hogar sobre el consumo y las horas trabajadas de las mujeres en el corto plazo. De este modo descartan la hipótesis del trabajador adicional. Por el contrario, encuentran apoyo para la hipótesis del ingreso permanente de Friedman según la cual, cambios en la estructura salarial por edad inducen cambios en las horas ofrecidas a lo largo del ciclo de vida. Obtienen estimaciones muy altas de la elasticidad intertemporal para las mujeres. Blundell *et ál.* (1993) estimaron elasticidades intertemporales para la oferta femenina hallando una magnitud menor a la de estudios anteriores, sobre todo para las mujeres que no tienen niños. También estimaron las elasticidades no compensadas de magnitudes menores a las primeras.

Pencavel (1998) focaliza su análisis también en la oferta laboral femenina (1975-1994) distinguiendo entre la situación de las mujeres casadas y solteras. Para ello las agrupa en nueve cohortes, por año de nacimiento y según cinco categorías educacionales. Estima la relación entre las horas trabajadas semanal y anualmente con el salario por hora. Obtiene una relación positiva entre la oferta laboral medida en horas y el salario, y al estimar la relación para cada cohorte encuentra pequeñas diferencias que indican que las cohortes más jóvenes tienen elasticidades salario-oferta mayores. Concluyen que las elasticidades son de mayor magnitud entre las mujeres más jóvenes y entre las casadas. Una limitación de este trabajo es que las especificaciones utilizadas no permiten distinguir entre la elasticidad intertemporal y no compensada, cuestión que se trata en Pencavel (2002) donde en base a pseudo-paneles (1967-1998) estima la oferta masculina. El autor señala que las diferencias en las magnitudes de las elasticidades halladas en los años 80 y 90, responden a que las especificaciones utilizadas no precisaban el tipo de elasticidad estimada. Los resultados muestran elasticidades intertemporales positivas y cercanas a las reportadas en trabajos previos; las no compensadas pueden ser cercanas a cero, positivas o incluso negativas. El autor concluye que la especificación de las variables de control tiene importantes consecuencias para la interpretación y el cálculo de los efectos de los salarios en las conductas laborales.

En los países de la región, si bien diversos trabajos estudian la evolución de la oferta laboral femenina, se ha prestado relativamente poca atención a la estimación de elasticidades, en particular respecto al ciclo de vida. Bassi (2003) estima el impacto de los salarios sobre la participación de las mujeres en la fuerza laboral a partir de datos procedentes de Argentina empleando la metodología utilizada en el trabajo realizado por Pencavel (1998). Señala que si bien la evidencia para los países desarrollados sugiere que la elasticidad de la oferta laboral de las mujeres es alta, dado que los salarios fueron monótonamente crecientes desde 1950, en estas economías habría una alta colinealidad entre las series de salarios y la tendencia en la participación femenina en el largo plazo. La hipótesis de Bassi es que estos resultados no distinguen las respuestas de los salarios de los cambios reales de la oferta de trabajo de las mujeres. Dado que los salarios reales en Argentina muestran una variación significativa como resultado de shocks macroeconómicos, la autora considera que ello proporciona una oportunidad valiosa para detectar y medir el impacto de los salarios sobre la oferta laboral de las mujeres. Mediante pseudo-paneles halla elasticidades positivas, pero sustancialmente más bajas que las observadas para las economías desarrolladas en el período 1975-2002. La estimación que brinda una elasticidad de mayor magnitud resulta de usar mínimos cuadrados ponderados y es significativamente más baja que la obtenida por Pencavel (1998); las estimaciones con variables instrumentales son más bajas aún. Bassi sugiere que estas discrepancias en parte podrían responder a diferencias en el funcionamiento del sistema financiero entre Argentina y Estados Unidos.

Robbins *et ál.* (2009) analizan la elasticidad de sustitución no compensada y la intertemporal para las mujeres casadas en Colombia siguiendo la metodología propuesta por Pencavel (2002). Entre sus conclusiones señalan que se cumple la teoría del ciclo de vida, con horas de trabajo parcialmente cóncavas y paralelas a los salarios. Cuando se instrumenta y se estima en primeras diferencias, las elasticidades de la oferta suelen ser positivas pero pequeñas en magnitud. Adicionalmente, las elasticidades intertemporales son más altas, como indica la teoría. Estos resultados sugieren que las políticas que desplazan la demanda, como cambios en impuestos a la nómina, tendrán grandes efectos sobre salarios y moderados efectos sobre el empleo. El análisis confirma la hipótesis del trabajador adicional. En síntesis, los resultados coinciden con Bassi (2003), con relación a que el modelo individual de la oferta no parece ser capaz de explicar los aumentos seculares en la oferta laboral femenina. La evidencia sobre los modelos del hogar es débil, debido a que los controles utilizados solo logran explicar parcialmente el aumento total en las horas de trabajo de mujeres. Ello puede obedecer a que buena parte del poder explicativo de las estimaciones pudo ser absorbida por las variables de control de cohortes, reflejando factores seculares que no son tenidos en cuenta en el modelo de Becker.

En la Tabla A- 1 se presenta una síntesis de las magnitudes de las elasticidades halladas por estudios previos que utilizan la metodología de pseudo-paneles. Existe cierto consenso sobre la relevancia de las especificaciones y las técnicas de estimación necesarias para aproximar la elasticidad intertemporal y la no compensada. Esto permitió precisar las magnitudes de dichas elasticidades para el caso de los hombres, mientras que para las mujeres los resultados serían ambiguos. En los casos en que las estimaciones de las elasticidades intertemporales femeninas no arrojan resultados consistentes con el ciclo de vida, se asocia con las responsabilidades del trabajo no

remunerado y el rol de la mujer como trabajadora secundaria. Esto podría debilitar su identidad en el mercado de trabajo y reducir el horizonte temporal de la carrera laboral.

### **3. Elasticidades salariales: aspectos conceptuales y especificaciones para su estimación**

Para un momento dado, el modelo neoclásico básico explica la oferta de trabajo en base a las decisiones individuales de consumo de ocio y de bienes de mercado.<sup>3</sup> Los individuos deciden participar en el mercado (decisión en el margen extensivo) si el salario de mercado supera al de reserva.<sup>4</sup> Una vez que deciden ingresar, cada hora adicional destinada al trabajo remunerado significa perder tiempo de consumo de ocio (decisión en el margen intensivo).<sup>5</sup> En estas decisiones un aspecto clave es cómo cambia la asignación de tiempo de los trabajadores ante variaciones en los salarios, la cual se mide a través de las elasticidades. En el signo y la magnitud de esta respuesta operan dos efectos: el efecto renta y el efecto sustitución. Se identifica el primero como el cambio en las horas de trabajo debido a un cambio en el ingreso considerando el precio del ocio constante que presenta signo negativo.<sup>6</sup> Por su parte, si el ingreso se mantiene constante, un aumento en la tasa de salarios incrementa los incentivos a participar en el mercado laboral y disminuye el consumo de ocio. En este caso se identifica el efecto sustitución que, contrariamente al anterior, es positivo. Ambos efectos suelen darse conjuntamente y el resultado neto depende de la magnitud de cada uno. En general, el efecto ingreso debería predominar para los salarios más altos, mientras se espera que el efecto sustitución domine para los salarios bajos. Este último también domina entre las mujeres, caracterizadas como mano de obra secundaria debido a su asignación social de responsabilidades en trabajos no remunerados. La lógica del trabajador secundario permite caracterizar cómo reaccionan los trabajadores al ciclo económico, donde el trabajador añadido surge como una fuente de ingresos adicional de los hogares ante los momentos de recesión. Como resultado, este comportamiento se caracteriza por una relación negativa entre el tiempo dedicado a actividades de trabajo remunerado y el nivel de las remuneraciones o la riqueza del hogar. En un contexto de ciclo de vida es de esperar que el efecto trabajador añadido, sólo sea importante en presencia de restricciones al crédito o incertidumbre (Lundberg, 1985).

Blundell y MaCurdy (1999) plantean la existencia de una abundante literatura empírica sobre oferta de trabajo que estima cómo los trabajadores responden a cambios en los salarios y el ingreso. Los autores destacan que la interpretación de estos resultados no siempre es precisa, tanto por la falta de un modelo teórico como por la aplicación de especificaciones que no permiten distinguir los efectos que operan en estas decisiones.

---

<sup>3</sup> El modelo básico de oferta laboral neoclásico presenta tres limitaciones fundamentales: la atemporalidad, la consideración del trabajo como un factor homogéneo y de la oferta como una decisión individual. Para superar la primera, se han desarrollado los modelos de oferta en función de un proceso de decisión en el ciclo vital (Lucas y Rapping, 1970; Heckman y MaCurdy, 1982). La teoría del capital humano y los modelos de decisión o negociación en el hogar han permitido levantar la segunda y tercera limitación (Becker, 1965; Manser y Brown 1980; McElroy 1990). Estos últimos modelos son de particular importancia para analizar la oferta laboral femenina debido a la asignación social de roles en el hogar, la especialización de tareas y los procesos.

<sup>4</sup> El salario de reserva está determinado por el nivel salarial para el cual a los individuos les resulta indiferente participar del mercado de trabajo.

<sup>5</sup> En economía laboral el concepto de trabajo se vincula exclusivamente a las actividades remuneradas y consideradas productivas en la órbita del mercado, y no toma en cuenta el trabajo no remunerado dedicado a las actividades domésticas y de cuidados que se realizan en los hogares, principalmente por parte de las mujeres.

<sup>6</sup> Se asume que el ocio es un bien normal.

Los autores realizan una primera distinción entre los modelos estáticos y los dinámicos. Los primeros surgen de la teoría básica del consumidor aplicada a decisiones laborales dentro de un mismo período. Los segundos, interpretan la participación en el mercado de trabajo como parte de un proceso de toma de decisiones a lo largo del ciclo de vida. Esta distinción es fundamental para el abordaje empírico, condiciona el tipo de datos a utilizar, el instrumental econométrico, los controles a incorporar en las especificaciones y la interpretación de los parámetros de las ecuaciones de oferta. A continuación se avanzará sobre los modelos dinámicos.

Estos enfoques asumen que las decisiones de oferta están conectadas intertemporalmente y por lo tanto sólo pueden entenderse en un contexto de ciclo de vida. Los agentes al comienzo de su vida sacrifican ingreso presente para acumular capital humano con la expectativa de que durante su vida laboral logren mayores ingresos. Asimismo, incorporan que los trabajadores pueden alterar sus decisiones laborales a través del tiempo ante cambios en su estado sanitario, la composición familiar o el salario real. Según MaCurdy (1981) y Blundell y MaCurdy (1999), salvo que se asuma la existencia de miopía completa o mercados de capitales “perfectamente imperfectos”, las decisiones de oferta de trabajo son una función del salario presente, los salarios futuros descontados, la riqueza y las restricciones existentes en los distintos períodos. Debe señalarse que las trayectorias laborales a lo largo del ciclo de vida suelen ser distintas entre hombres y mujeres, dadas las posibles interrupciones a que pueda dar lugar la maternidad y la crianza de los niños y, fundamentalmente, como consecuencia de la división sexual del trabajo en los hogares y la cultura predominante.

Siguiendo a MaCurdy (1981) y Pencavel (2002), en este trabajo se utiliza la ecuación de oferta de trabajo de Frisch<sup>7</sup>, la cual asume que los agentes mantienen la utilidad marginal de la riqueza constante en el tiempo ( $\lambda_t$ ).<sup>8</sup> Esta función descompone las decisiones de consumo y de oferta observadas en cada período; la evolución futura de estas variables sólo incide en las decisiones presentes si alteran el valor del parámetro  $\lambda_t$ . Con esta simplificación, este parámetro contiene toda la información necesaria para la resolución del problema de optimización en el ciclo de vida. La ecuación descansa en el supuesto de separabilidad intertemporal fuerte de las preferencias.

Para deducir la elasticidad intertemporal a nivel analítico, el problema de optimización para la cohorte k con grupo educativo s, queda planteado como:

$$(1) \text{Max} \sum_a (1 + \tau)^{-a} U_{k,s} [C_{k,s}(a), h_{k,s}(a)]^9$$

$$\text{s.a. } A_{0k,s} + \sum_a (1 + r)^{-a} [w_{k,s}(a)h_{k,s}(a) - C_{k,s}(a)] = 0$$

Donde  $a$  representa la edad,  $U$ , una función de utilidad específica para cada edad, que depende del consumo ( $C$ ) y de las horas de trabajo ( $h$ ) y es actualizada a partir de la tasa

<sup>7</sup> En Blundell y MaCurdy (1999) distinguen esta función de oferta de los modelos “two stage budgeting”.

<sup>8</sup> La ecuación de Frisch representa una extensión de la teoría del ingreso permanente desarrollada por Friedman, en situaciones donde el precio relativo ocio-consumo varía a lo largo del ciclo de vida. En este caso,  $\lambda_t$  juega el mismo papel que el ingreso permanente y en cada momento del tiempo es la información necesaria (del pasado y el futuro) para resolver las decisiones de consumo y trabajo (MaCurdy, 1981).

<sup>9</sup> Se utiliza la misma notación que en Pencavel (2002).

de preferencia por el tiempo ( $\tau$ ). En la restricción presupuestal,  $A_0$  representa la riqueza inicial real,  $w$  el salario real y  $r$  la tasa de interés a la que el individuo puede endeudarse o prestar dinero.<sup>10</sup> Aplicando logaritmos a la condición de optimización de primer orden de aquellas personas que trabajan horas positivas, se puede despejar la función de oferta laboral para una cohorte  $k$ , con años de educación  $s$ , la cual puede expresarse como:<sup>11</sup>

$$(2) \ln[h_{k,s}(a)] = B_{k,s} + \sigma a + \theta \ln[w_{k,s}(a)] + \varepsilon_{k,s}(a)$$

donde:

$B_{k,s} = \theta \ln \lambda_{k,s}$ , representa una transformación de la utilidad marginal de la riqueza inicial.

$\sigma = \theta \ln \frac{(1+\tau)}{(1+r)}$ , es un parámetro que refleja la razón entre las tasas de descuento del individuo y las tasas de interés

$\varepsilon_{k,s} = -\theta \ln b_{k,s}(a)$ , representa los gustos específicos de cada individuo para las diferentes edades.

A partir de la ecuación de Frisch se puede deducir la elasticidad intertemporal ( $\theta$ ), que mide la respuesta de las horas de trabajo a cambios “evolutivos” en los salarios a lo largo del ciclo de vida, manteniendo constante la utilidad marginal de la riqueza. Se asume que este parámetro es positivo, reflejando que los individuos a lo largo de su vida tienden a concentrar las horas de trabajo en aquellos años en que sus salarios son mayores.

La ecuación 2 sugiere una especificación para el abordaje empírico con datos longitudinales. Como plantea Pencavel (2002)  $B_{k,s}$  se puede interpretar como un efecto fijo para cada cohorte y grupo educativo. En este caso,  $\lambda_{k,s}$  puede variar entre cohortes para cada grupo educativo, de acuerdo a las diferencias salariales y de riqueza a lo largo del ciclo de vida. Sin embargo, este parámetro es fijo para cada cohorte con el mismo nivel de inversión en capital humano. Por lo tanto, si se asume que el término de error es *iid*, puede estimarse una ecuación que vincula las horas de trabajo de aquellos trabajadores de la cohorte  $k$ , con nivel educativo  $s$  y edad  $a$ , con su salario corriente ( $w$ ), un vector de efectos fijos a nivel de cohortes ( $w_k$ ) y efectos fijos por nivel educativo ( $v_s$ ). Los efectos fijos  $w_k$  y  $v_s$ , capturan la incidencia de las utilidades marginales constantes para cada cohorte y nivel educativo. La incorporación de la edad (o el tiempo) en esta ecuación se fundamenta por la actualización temporal de la utilidad marginal de la riqueza (MaCurdy, 1981; Pencavel, 2002).<sup>12</sup>

<sup>10</sup> Esta modelización supone que no existe incertidumbre permitiendo una redistribución de ingresos y gastos a lo largo de la vida. En Blundell y MaCurdy (1999) se desarrollan variaciones al respecto incluyendo incertidumbre.

<sup>11</sup> Esta derivación supone una función de utilidad de la siguiente forma  $U_{k,s}(a) = F[C_{k,s}(a) - (1+\theta^{-1})b_{k,s}(a)[h_{k,s}(a)]^{1+\theta^{-1}}$ , donde  $F$  es una función monótona creciente del consumo,  $b$  expresa los gustos que varían con la edad, los años de educación y la cohorte.

<sup>12</sup> El multiplicador del Lagrangeano representa la utilidad marginal de la riqueza, y cuando mantiene su valor real constante en el tiempo cumple la siguiente regla de recurrencia:  $\lambda_t = \frac{(1+\tau)}{(1+r)} \lambda_{t+1}$ . Esta modelización asume que la

preferencia por el tiempo y la tasa de interés es constante. Por lo tanto la utilidad marginal de la riqueza en  $t$  se puede expresar como una función del tiempo y la utilidad marginal de la riqueza inicial  $\lambda_t = \left[ \frac{(1+\tau)}{(1+r)} \right]^{t+\lambda_0}$ . Esto fundamenta la

$$(3) \ln(h_{k,s}(a)) = w_k + v_s + \sigma a + \theta \ln(w_{k,s}(a)) + \varepsilon_{k,s}(a)$$

Ante la presencia de incertidumbre, la alternativa de realizar las estimaciones en diferencia presenta algunas ventajas (Deaton, 1985).

$$(4) \Delta \ln(h_{k,s}(a)) = \sigma + \theta \Delta \ln(w_{k,s}(a)) + \varepsilon_{k,s}^*(a)$$

Otra alternativa consiste en analizar cómo cambian las respuestas ante variaciones en el perfil salarial. En este caso, se asume que los consumidores tienen preferencias heterogéneas, por lo que el valor de  $\lambda_0$  no es único y constante. A partir de la ecuación de oferta de Frisch se puede deducir este parámetro y derivar especificaciones alternativas para su abordaje empírico.<sup>13</sup> En este caso el término constante queda definido como una función del sendero salarial a lo largo del ciclo de vida y la riqueza inicial  $A_a$ , lo que se expresa:

$$(5) B_{k,s} = \sum_{i \neq a} \eta_i \ln(w_{k,s}(i)) + \eta_a \ln(w_{k,s}(a)) + \eta_A A_{ak,s} + \psi_{k,s}$$

Donde  $\psi$  define un error de aproximación. Es de esperar que la utilidad marginal de la riqueza sea decreciente con los salarios reales y la riqueza, por lo que cada coeficiente  $\eta_i$  debería ser negativo. Sustituyendo este nuevo término  $B$  en la ecuación de oferta se llega a

$$(6) \ln[h_{k,s}(a)] = \sum_{i \neq a} \eta_i \ln(w_{k,s}(i)) + \eta_A A_{ak,s} + \psi_{k,s} + \sigma a + \underbrace{(\theta + \eta_a)}_{\delta} \ln[w_{k,s}(a)] + \varepsilon_{k,s}(a)$$

En este caso se llega a la elasticidad no compensada ( $\delta = \theta + \eta_a$ ), la cual mide la respuesta de las horas trabajadas frente a un cambio salarial para la edad  $a$ , asociado con un cambio paramétrico que afecta el comportamiento a lo largo del ciclo de vida.<sup>14</sup> Este parámetro incorpora cómo incrementos salariales alteran la utilidad marginal de la riqueza a lo largo del ciclo de vida. Es de esperar que un aumento en los salarios tenga un efecto renta, y los trabajadores respondan asignando un mayor valor relativo al ocio en relación a los ingresos adicionales. En consecuencia el signo de la elasticidad no compensada es indeterminado, y su nivel sería inferior a la elasticidad intertemporal.

Esta especificación requiere incluir en la ecuación la riqueza inicial, y los salarios pasados y futuros. Como esta información no está disponible, los autores asumen que dados una cohorte y un grupo educativo, para cierta edad, el logaritmo de los salarios

incorporación del efecto fijo para capturar la posible heterogeneidad en  $\lambda_0$ , y la inclusión de la edad para captar la actualización del valor real de la utilidad marginal de la riqueza.

<sup>13</sup> En MaCurdy (1981) y Blundell y MaCurdy (1999) se realiza el desarrollo analítico y se discuten distintas alternativas para estimar esta elasticidad.

<sup>14</sup> Blundell y MaCurdy (1999) sugieren un paralelismo entre la función de oferta que surge de la ecuación de Frisch, la oferta Marshalliana y la Hicksiana. Mientras que la primera mantiene constante la utilidad marginal de la riqueza, la Marshalliana asume constante el ingreso y la Hicksiana el nivel de utilidad. De este modo, partiendo de la misma función de oferta se puede afirmar que la elasticidad Hicksiana es mayor que la Marshalliana (si el ocio es un bien normal), y la mayor elasticidad es la que surge de la ecuación de Frisch.

sigue una forma cuadrática.<sup>15</sup> Finalmente, para la edad “ $a$ ”, la riqueza inicial es sustituida por el ingreso no laboral observado para esa edad, y una forma cuadrática de la edad.<sup>16</sup> Bajo estos supuestos, a partir de la ecuación 6 se puede arribar a una ecuación estimable con la siguiente expresión

$$(7) \ln[h_{k,s}(a)] = \sum_{i=0}^2 \mu_{0i} a^i + \sum_{i=0}^2 \mu_{1i} a^i K + \sum_{i=0}^2 \mu_{2i} a^i S + \delta \ln[w_{k,s}(a)] + \beta y_{k,s}(a) + u_{k,s}(a)$$

Esta expresión incorpora como variables explicativas la edad, su cuadrado, las interacciones de la edad y la cohorte, y la edad y la escolaridad, los ingresos no laborales y el salario actual (note que los coeficientes  $\mu_{ij}$  incluyen  $\sigma$ ,  $\rho$  y  $\xi$ ). Estos supuestos permiten una especificación para su abordaje empírico, en que el coeficiente asociado a esta última variable corresponde a la elasticidad no compensada. Esta ecuación puede plantearse en primeras diferencias, lo que arroja:

$$(8) \Delta \ln[h_{k,s}(a)] = \sum_{i=0}^2 \mu_{0i} a^{i-1} + \sum_{i=0}^2 \mu_{1i} a^{i-1} K + \sum_{i=0}^2 \mu_{2i} a^{i-1} S + \delta \Delta \ln[w_{k,s}(a)] + \beta \Delta y_{k,s}(a) + u^*_{k,s}(a)$$

Blundell y MaCurdy (1999) plantean las limitaciones que conlleva utilizar datos de corte transversal y proponen algunas especificaciones para aproximar la elasticidad intertemporal y la no compensada a partir de este tipo de información. Como se deduce de las especificaciones anteriores la mayor parte de los análisis pone énfasis en la necesidad de datos longitudinales, aspecto que será retomado en el siguiente apartado.

#### 4. Estrategia empírica

A continuación se presenta la estrategia empírica utilizada en este trabajo, basada en Pencavel (2002) (4.1) y posteriormente, se describen los datos utilizados (4.2).

##### 4.1 Metodología de estimación

Las estimaciones se basan en los indicadores sintéticos que surgen de la información de pseudo-panes construidos a partir de una serie de encuestas de corte transversal. Una cohorte de individuos se define como el conjunto de personas nacidas en un grupo de años sucesivos, que pueden ser seguidas a través del tiempo en términos muestrales. Para lograr cohortes sintéticas más homogéneas, además de considerar la generación de nacimiento se utilizan variables que no se modifican en el tiempo como el sexo y a partir de cierta edad, la educación. El criterio a seguir requiere que si un mismo individuo es observado en dos muestras de años diferentes, este siempre sea clasificado en la misma cohorte. Existe una tensión entre el número de cohortes y su representatividad. Se podrían ampliar los grupos para que su composición interna fuera más homogénea, a costo de que las cohortes sintéticas perdieran representatividad. En el caso opuesto, si el número de grupos es reducido, los estadísticos van a ser más robustos, pero resumirán información de individuos más heterogéneos (Baltagi, 2005).

<sup>15</sup> El logaritmo del salario se modeliza como:  $\ln[w_{k,s}(a)] = \sum_{i=0}^2 \rho_i(k,s) a^i + \zeta_{k,s}(a)$ . Donde  $\zeta_{k,s}(a)$  es un término de error y el

parámetro  $\rho_i$  juega un papel clave para explicar como varían los salarios a través del ciclo de vida y se define como  $\rho_j(k,s) = \rho_{j0} + \rho_{j1} K + \rho_{j2} S$ ,  $j = 0,1,2$ .

<sup>16</sup> La riqueza inicial queda expresada como:  $y(0) = y(a) - \sum_i \xi_i a^i$ .

Heckman y MaCurdy (1980) y Pencavel (2002) destacan tres importantes ventajas del uso de pseudo-paneles. En primer lugar, permite aproximarse a la distribución intertemporal de las horas trabajadas, lo cual no es posible con información de corte transversal. En segundo lugar, puede minimizar sesgos debido a errores de medición en las variables a nivel de los microdatos, al trabajar con promedios o estadísticos similares por cohorte. En tercer lugar, permite incorporar variables macroeconómicas lo cual no es posible en corte transversal. Deaton (1985) plantea una ventaja adicional, y es que los pseudo-paneles al construirse a partir de muestras nuevas cada año, no presentan el problema de desgranamiento clásico de los datos de panel.

Por su parte, una limitante del trabajo con pseudo-paneles consiste en que no permiten analizar comportamientos heterogéneos dentro de las cohortes. Además, podrían plantearse problemas si existieran cambios en el diseño de las muestras en las encuestas de los distintos años. En el mismo sentido, otro problema surgiría a partir de la presencia de fuertes movimientos migratorios (Antman y McKenzie, 2005).

MaCurdy (1981) plantea el uso de pseudo-paneles para la estimación de funciones de oferta laboral. Deaton (1985) reconoce las ventajas que ocasiona el uso de estas técnicas al incorporar los efectos fijos pero plantea la necesidad de considerar los errores de medición que conlleva trabajar con pseudo-paneles. El autor sostiene que las medias de las cohortes son inobservables y que el uso de la información muestral incorpora un error de medición. Otro tanto sucede con los efectos fijos, que en el pasaje de la especificación individual a la que surge de las cohortes, dejan de ser constantes en el tiempo. Sin embargo, si las cohortes son construidas a partir de un número significativo de observaciones, estos problemas se pueden obviar, y las estimaciones arrojan estimadores consistentes. Esta situación se aplica al presente trabajo.

Siguiendo las recomendaciones de Deaton (1985) y el procedimiento seguido por Pencavel (1998 y 2002), se utiliza el método de mínimos cuadrados ponderados (MCP) cuyos ponderadores se definen en el siguiente apartado. Asimismo, se estiman los errores estándar por el procedimiento de White, considerando la posible existencia de heteroscedasticidad.

La literatura plantea que la estimación de ecuaciones de oferta laboral podría enfrentar problemas de endogeneidad. Los ingresos laborales en términos reales pueden estar correlacionados con el término de error en la ecuación principal. Las causas de esta correlación podrían estar asociadas a la existencia de variables inobservables que expliquen las horas y los ingresos, o a la existencia de errores de medición.

Con el objetivo de mitigar los potenciales problemas de endogeneidad se utilizaron dos conjuntos de variables para instrumentar el salario, tanto en las regresiones para hombres como para mujeres. Siguiendo los trabajos de Pencavel (1998, 2002) y Robbins *et ál.* (2009) en una primera especificación se utilizan como variables instrumentales las importaciones y el tipo de cambio real interactuando entre sí, e interactuando cada una con un polinomio de grado cuatro de la edad y con los años de

educación (VIA).<sup>17</sup> La posibilidad de usar variables macroeconómicas como instrumentos es una de las ventajas que brinda el uso de pseudo-paneles. En segundo lugar, para el caso de los hombres se utilizan los salarios de las mujeres solteras que trabajan y para las mujeres, los salarios de los hombres solteros (VIB).<sup>18</sup> El fundamento para la selección de estos instrumentos es que en ambos casos las variables estarían muy correlacionadas con el salario del sexo opuesto y es de esperar que el salario de las mujeres solteras sea exógeno a la decisión de cuantas horas trabajan los hombres. El razonamiento es análogo en relación al salario de las mujeres y su instrumentación a través del ingreso de los solteros.<sup>19</sup> Para evaluar la calidad de los instrumentos y la magnitud del potencial sesgo proponen probar la significación conjunta de los instrumentos en la ecuación auxiliar del método en dos etapas.<sup>20</sup>

Otro elemento a considerar en la estimación de la elasticidad, es el sesgo de selección muestral; este surge cuando las muestras a disposición de los investigadores no son "aleatorias", es decir, no representan adecuadamente la población que se desea estudiar. Esto puede surgir de un problema de autoselección o truncamiento incidental, porque sólo se observan las horas trabajadas de aquellas mujeres que deciden participar. El caso más típico, desarrollado por Heckman (Heckman, 1979), es analizar cómo las muestras de participantes en el mercado laboral no son el resultado de una selección aleatoria sino de la autoselección de los individuos derivada de un proceso de maximización de utilidad. El sesgo puede ser especialmente relevante al estimar la oferta laboral femenina ante la existencia de inobservables que estén incidiendo tanto en la decisión de participar como en la asignación de horas una vez que ingresaron al mercado de trabajo. La literatura no es contundente sobre el mejor tratamiento de este problema cuando las estimaciones utilizan pseudo-paneles. En ese caso el problema se originaría en que las cohortes sintéticas ocultan las diferencias en los niveles de participación a través de los años. En consecuencia la probabilidad de participar no sería constante, por lo que las estimaciones deberían corregir este sesgo de selección. Pencavel (1998) sugiere incluir un término de selección derivado de los ratios de empleo (observado y proyectado) para cada cohorte.<sup>21</sup>

---

<sup>17</sup> Pencavel (1998, 2002) justifica la utilización de variables de comercio exterior como instrumento, a partir de la evidencia encontrada en trabajos previos para EEUU, donde aparece un vínculo entre estas variables y la estructura y el nivel de los salarios. Para el caso uruguayo, resulta atractivo el uso de estos instrumentos considerando que es un país pequeño, por lo que las variables vinculadas al comercio exterior podrían cumplir las propiedades necesarias para aplicar este procedimiento. Por otra parte, Casacuberta y Valliant (2002) encuentran un vínculo entre los salarios y el desempeño del comercio exterior de los distintos sectores.

<sup>18</sup> Pencavel (2002) utiliza este instrumento en el contexto de elasticidades masculinas. En la tabla A-3 del anexo se detalla su construcción.

<sup>19</sup> En las especificaciones de la elasticidad no compensada también se instrumentan los otros ingresos no laborales del hogar. En el caso del instrumento IVB, la introducción de los otros ingresos no laborales de las mujeres solteras (hombres solteros) para instrumentar los otros ingresos no laborales de los hombres (mujeres) parece insuficiente, dado que por definición, la composición de estos hogares es diferente. Considerando este hecho, para la estimación de las no compensadas además de este instrumento, se incluyeron dos variables: la interacción entre educación e importaciones y la interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones. En la regresión auxiliar, los cuatro instrumentos –el salario y los otros ingresos de los solteros (o solteras) y las dos variables de comercio exterior– fueron significativos, tanto en la regresión salarial como en la de los otros ingresos no laborales.

<sup>20</sup> El uso del método de variables instrumentales ha sido largamente discutido en la literatura por la exigencia de cumplir la condición de exogeneidad. En Bound *et ál.* (1995) se discuten los problemas que puede generar el uso de instrumentos débiles en contextos de muestras finitas. Cameron y Trivedi (2005) señalan que valores del estadístico F inferiores a 10 confirmarían la debilidad del instrumento y los problemas de sesgo.

<sup>21</sup> Heckman (1979) plantea este sesgo como un problema de variable omitida relevante y propone un tratamiento para este tema que no se puede aplicar en estimaciones en base a pseudo- paneles.

Finalmente, esta estrategia empírica permite identificar los parámetros de interés y comparar sus magnitudes con los resultados de trabajos previos, en particular con el realizado por Pencavel (1998 y 2002).

## 4.2 Fuente de información

La información en que se basa este trabajo proviene de las Encuestas Continuas de Hogares (ECH) del Instituto Nacional de Estadísticas para el período 1986-2010. La ECH releva información de hogares e individuos relacionada con el empleo y los ingresos.<sup>22</sup> Su compatibilización a través de este período permite la construcción de cohortes sintéticas, representativas para el Uruguay urbano.

El estudio abarca las cohortes nacidas entre los años 1932-1936 hasta las nacidas entre 1977-1981. Las cohortes se construyeron agrupando de a 5 generaciones, considerando sexo y 4 grupos educativos.<sup>23</sup> Para cada cohorte sólo se incluyen las edades en las que se observa a las 5 generaciones que la componen. Esto permitió un número suficiente de individuos por celda para obtener estadísticos sintéticos representativos. Para aislar los efectos que podrían tener el tiempo destinado a la formación entre los trabajadores jóvenes y la etapa de retiro de la actividad, el tramo de edad considerado fue de entre 25 y 60 años. En la Tabla A-2 del anexo se resume el número de observaciones por cohorte a través del tiempo.

El rango del número de observaciones utilizado para la construcción de los indicadores sintéticos varía entre las celdas conforme cambia la ponderación de los grupos etarios y las encuestas que se toman como base para la identificación de las mismas. Considerando este hecho, para la construcción de las medias de cada grupo/cohorte, cada observación de los microdatos fue ponderada según la proyección poblacional para cada año. Estas proyecciones son utilizadas para ponderar cada celda en el procedimiento de estimación.

Para estimar los parámetros de interés de las ecuaciones 3, 4, 7 y 8, alternativamente se utiliza como indicador de la oferta las horas promedio trabajadas por la cohorte (margen intensivo) y los niveles de participación de la misma (margen extensivo).<sup>24</sup> En el primer caso los microdatos utilizados corresponden a todas las personas que perciben ingresos por trabajo, en el segundo, se considera el total de personas de cada cohorte. La ECH permite trabajar con horas semanales totales es decir, las que corresponden a todos los empleos de cada persona y con horas trabajadas en su ocupación principal.<sup>25</sup> La mayoría de las personas tienen un único empleo por lo cual ambas series de horas no presentan diferencias significativas. Sin embargo, por las características del trabajo secundario, es

---

<sup>22</sup> Las ECH son encuestas que periódicamente releva el Instituto Nacional de Estadística. Las mismas se realizan en forma ininterrumpida para el país urbano desde el año 1981, y a partir del año 2006 para todo el territorio del país. Los principales objetivos de esta encuesta son analizar la situación del mercado de trabajo, el ingreso de las familias y las condiciones de vida de la población

<sup>23</sup> Los tramos educativos fueron definidos en base a los años de educación. Tramo educativo 1, hasta 6 años de educación; Tramo educativo 2, entre 7 y 9 años de educación inclusive; Tramo educativo 3: entre 10 y 12 años de educación inclusive; Tramo educativo 3: más de 12 años de educación.

<sup>24</sup> En el primer caso, los indicadores sintéticos son construidos con todas las mujeres que declaran horas positivas, mientras que en el segundo, se calcula la tasa de actividad a nivel de la cohorte.

<sup>25</sup> La ocupación principal es definida por el encuestado.

de esperar que las horas tengan mayores problemas de medición. Por otra parte, el modelo presentado en el apartado no incorpora las decisiones de multiempleo. A partir de estas consideraciones en las estimaciones de las elasticidades se utilizan las horas y los ingresos del empleo principal. Este último también es utilizado en las estimaciones de las elasticidades en el margen extensivo.

En la tabla A-3 del anexo se resumen los criterios de construcción de las variables utilizadas en las estimaciones.

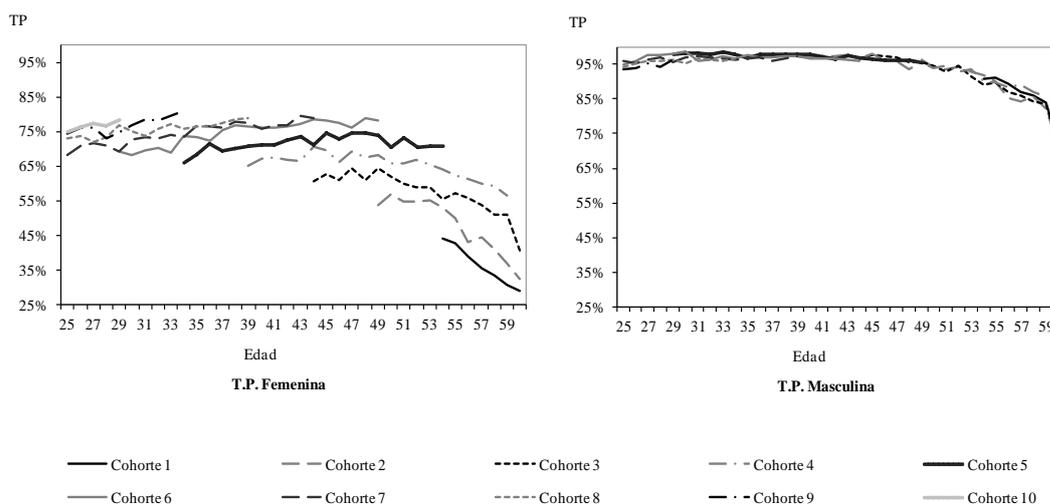
## 5. Análisis descriptivo

En este apartado se analiza la evolución intergeneracional y en el ciclo vital de las principales variables que reflejan o influyen en la oferta de trabajo, lo cual ofrece un panorama general de las características de las cohortes que serán utilizadas para estimar las elasticidades. En particular se analiza la participación laboral, las horas trabajadas y el ingreso laboral, distinguiendo su evolución según los años de escolaridad de cada cohorte.

Un primer comentario que surge cuando se analiza la oferta laboral refiere a la evolución de la tasa de actividad femenina. La misma aumentó sostenidamente desde mediados de la década de los 80 pasando de 41.3% en 1986 hasta 55.2% en 2010.<sup>26</sup> La tasa de actividad masculina por su parte, se mantuvo relativamente estable, mostrando incluso una leve caída para el mismo periodo: 73.7% a 72.7%.

El crecimiento de la participación femenina también es posible constatarlo a través de las distintas generaciones (Gráfico 1).

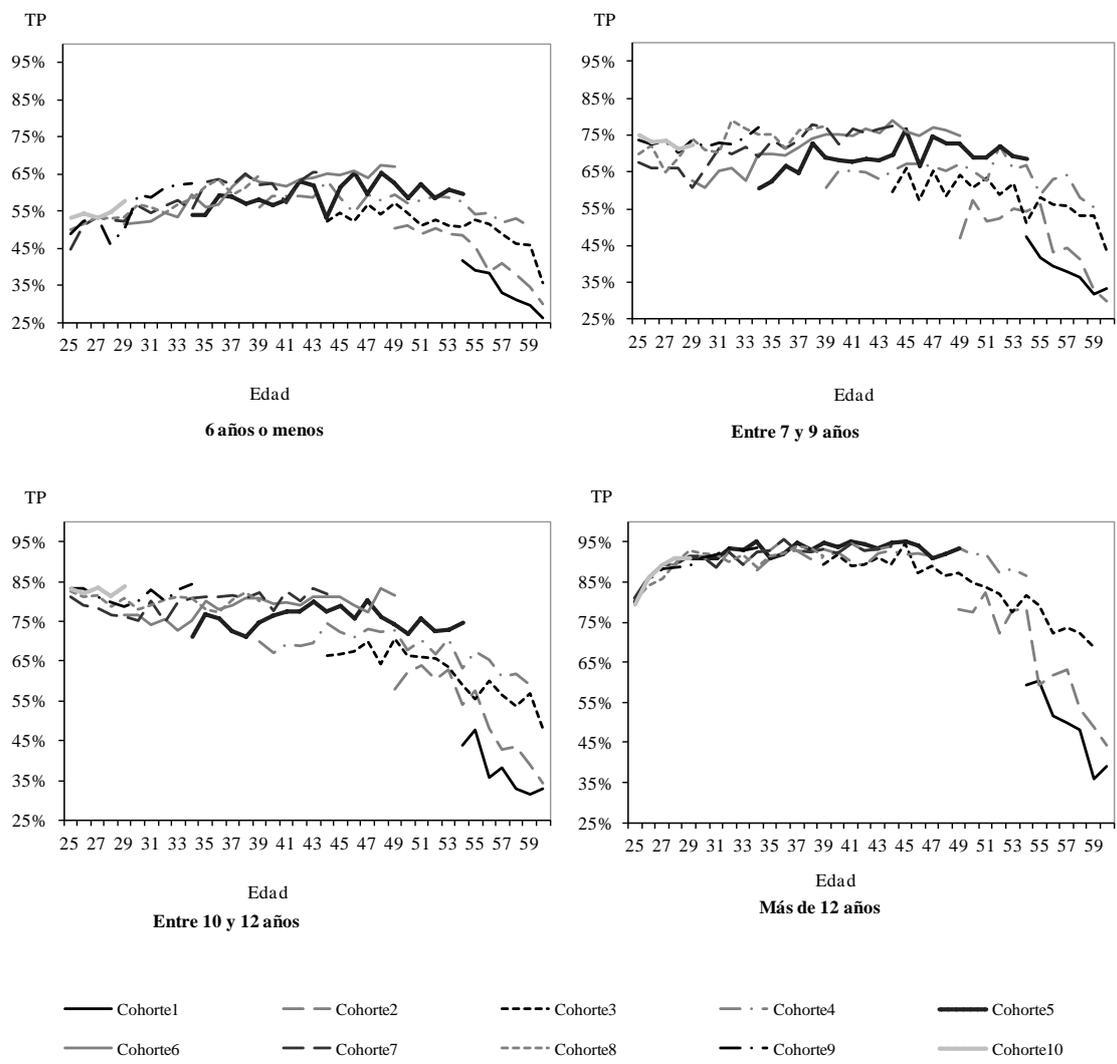
**Gráfico 1. Tasas de participación femenina y masculina por cohortes según edad. Total del país (localidades de 5.000 y más).**



<sup>26</sup> En América Latina dicho guarismo se supera solamente por los casos de Colombia y Paraguay (CEPALSTAT).

Cuando se analiza la participación económica femenina según sus años de escolaridad, se comprueba que las generaciones más recientes tienen mayor participación. Si bien esta tendencia se confirma para todos los grupos educativos, los incrementos más significativos en el período reciente se dan en los de menor nivel educativo.<sup>27</sup> Asimismo, las mujeres con mayor escolaridad son las que presentan un comportamiento más estable entre generaciones, una participación muy similar a la masculina y un perfil por edad más marcado en cuanto al comportamiento laboral en el ciclo de vida, es decir, con niveles crecientes hasta los 30 años y decrecientes luego de los 50 (Gráfico 2). La tendencia a disminuir la participación en la actividad económica a partir de los 50 años se observa en todos los niveles educativos, es menos marcada en el caso masculino, en donde parece haber un corte más abrupto a partir de los 60 años (Ver Gráfico A-1 del Anexo).

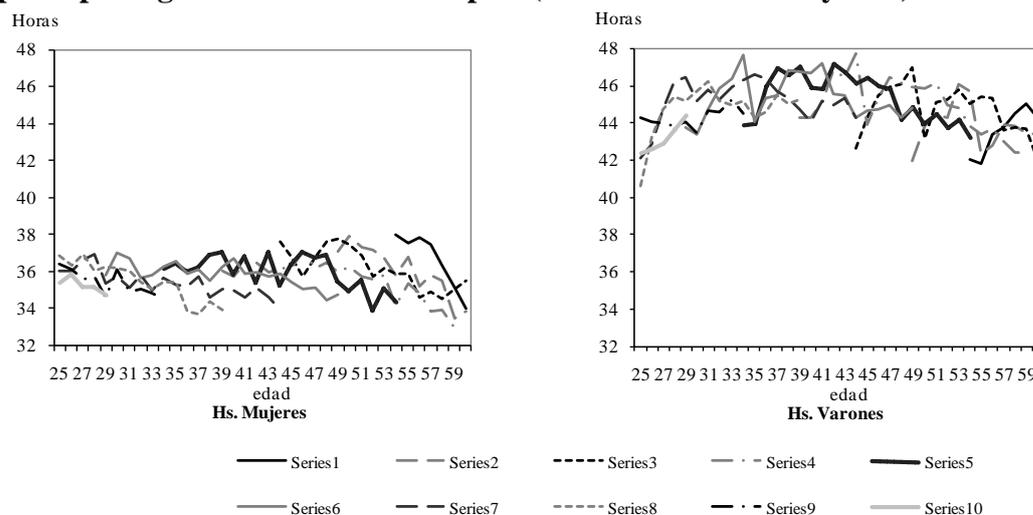
**Gráfico 2. Tasa de participación femenina por cohorte según edad y años de escolaridad (%). Total del país (localidades de 5.000 y más).**



<sup>27</sup> Especialmente las que tienen entre 7 y 9 años de escolaridad.

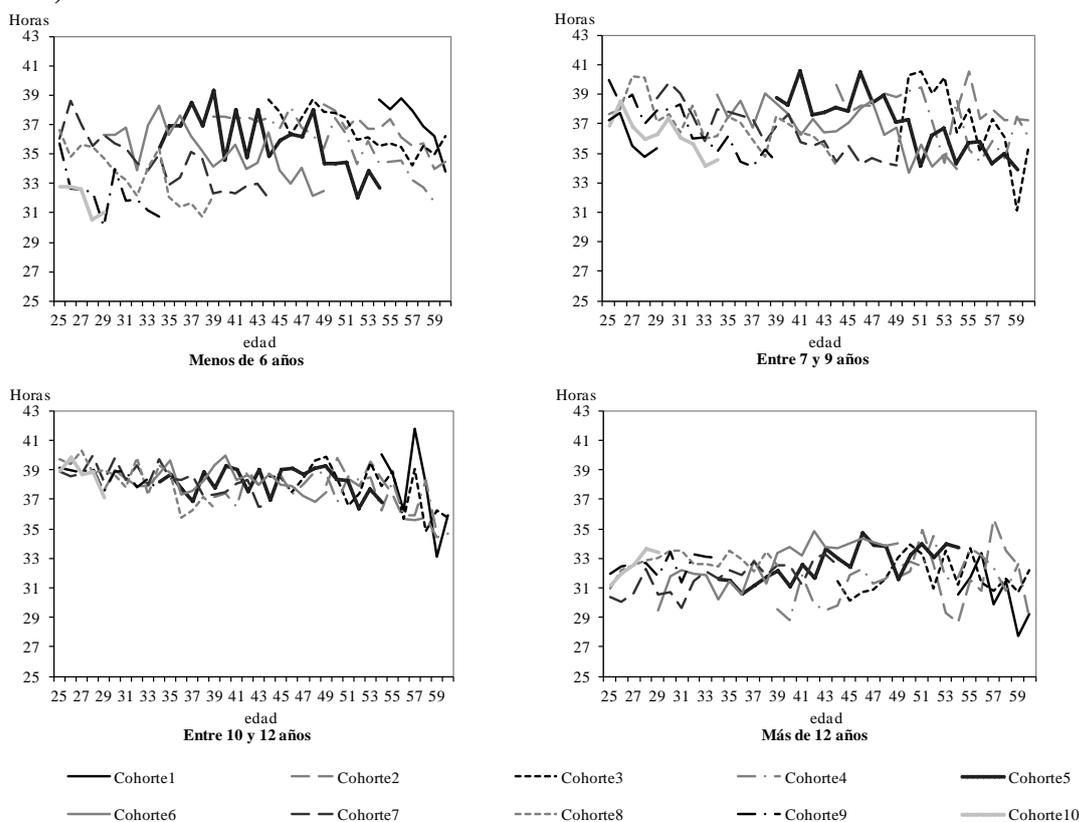
Las mujeres presentan una tendencia a disminuir el promedio de sus horas trabajadas en la actividad principal entre las distintas cohortes para una misma edad. Lo anterior se verifica en las estadísticas de corte transversal y cuando se analiza la evolución de las horas a través de pseudo-paneles (Gráfico 3). En el caso masculino la disminución en las horas promedio de trabajo en la actividad principal si bien se produce, es menos pronunciada. El promedio de horas trabajadas es diferente según sexo, en este sentido, las mujeres presentan un promedio de 36 horas trabajadas a la semana en la actividad principal, mientras en los varones es de 45 horas.

**Gráfico 3. Promedio de horas trabajadas por mujeres y varones en la actividad principal según cohorte. Total del país (localidades de 5.000 y más).**



A diferencia de lo que ocurre con la participación, la evolución de las horas trabajadas en la actividad principal a lo largo del ciclo de vida no muestra un patrón definido. En el caso femenino, las horas se mantienen relativamente estables para las distintas edades, presentando una leve tendencia al descenso a partir de los 50 años. Las cohortes de varones parecen trasladar hacia edades más tempranas las mayores cargas horarias de trabajo y las horas promedio se reducen más marcadamente a partir de los 55 años (Gráfico 4 y Gráfico A-2 del Anexo). En Uruguay, las mujeres en promedio a diferencia de los varones no parecen verificar la predicción del modelo teórico que refiere que las horas de trabajo presentan una forma de U invertida a lo largo del ciclo vital.

**Gráfico 4. Promedio de horas trabajadas por mujeres en la actividad principal por cohortes según edad y años de escolaridad. Total del país (localidades de 5.000 y más).**



Es interesante notar que cuando se analiza la evolución del promedio de las horas trabajadas por las mujeres según su nivel educativo, se presenta una diferencia llamativa entre las más educadas y las que tienen menos años de escolaridad. En particular, entre las que presentan hasta 10 años de escolaridad se pueden observar saltos intergeneracionales importantes en las horas trabajadas. En este grupo, las cohortes más jóvenes tienden a trabajar menos horas. Por otro lado, las mujeres en el tramo educativo de 10 a 12 años presentan una relativa estabilidad en las horas trabajadas a lo largo del ciclo de vida y entre generaciones.

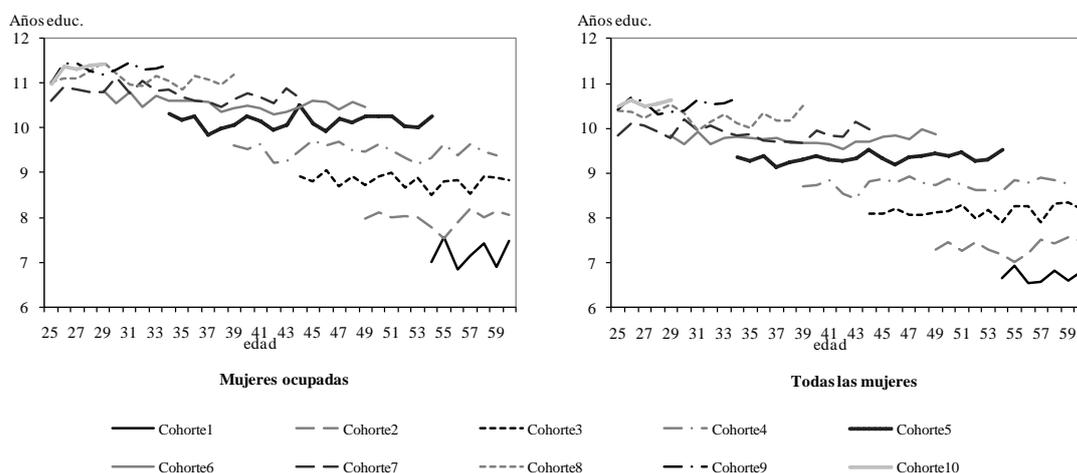
Por último, en las mujeres con más de 12 años de escolaridad se confirmaría el comportamiento que predicen los modelos del ciclo de vida. En este sentido, ingresan más tarde al mercado de trabajo y cuando lo hacen en edades tempranas trabajan menos horas, pues se están formando (Gráfico 4). Al respecto se plantean dos explicaciones: por un lado, posiblemente este grupo presenta mayor información respecto a la evolución de sus ingresos en el desarrollo de su carrera laboral; por otro, puede articular su actividad laboral con su vida familiar a partir del desarrollo de diversas estrategias que resuelvan el cuidado de los niños y las tareas del hogar. Otra particularidad de este grupo es que es el único que presenta una tendencia a aumentar las horas de trabajo, no

obstante, en el promedio del período trabajan menos horas (32 horas en la actividad principal y 36 horas en todas las actividades).<sup>28</sup>

En síntesis, la educación aparece como uno de los factores más relevantes respecto a la oferta laboral femenina, presentando una asociación positiva con la participación económica de las mujeres. El grupo de las más educadas, si bien trabaja en promedio menos horas que el de las demás mujeres, es el que presenta mayor participación y un comportamiento laboral más consistente con la etapa en la que se encuentran según su ciclo vital.

Cabe señalar también que las cohortes de mujeres ocupadas son más educadas que el resto de las mujeres de su misma generación (Gráfico 5). Estas diferencias no se encuentran en el caso de los varones, quienes trabajan casi en su totalidad (Gráfico A-3 del Anexo).

**Gráfico 5. Promedio de años de educación por cohortes para las mujeres ocupadas y para todas las mujeres. Total del país (localidades de 5.000 y más).**



Todo esto sugiere que el incremento en la participación femenina está asociado en parte a las mejoras educativas relacionadas con el aumento de los años de educación experimentados en promedio por las mujeres. Ello también ha incidido en un aumento de los salarios reales femeninos y en la reducción de la brecha salarial por género. Es de esperar que ante el aumento salarial, en las mujeres haya dominado el efecto sustitución, respondiendo con un incremento de su dedicación al mercado de trabajo. Esta hipótesis será retomada en el siguiente apartado.<sup>29</sup>

De todos modos, conviene señalar que entre las cohortes nacidas entre 1957 y 1981 se verifica una reducción en la brecha educativa, lo cual estaría dando indicios de cierto

<sup>28</sup> Las mujeres más educadas se insertan en sectores y ocupaciones que involucran menor carga horaria. En este sentido se identifica una participación relativamente mayor en el sector público y en las actividades de enseñanza y salud.

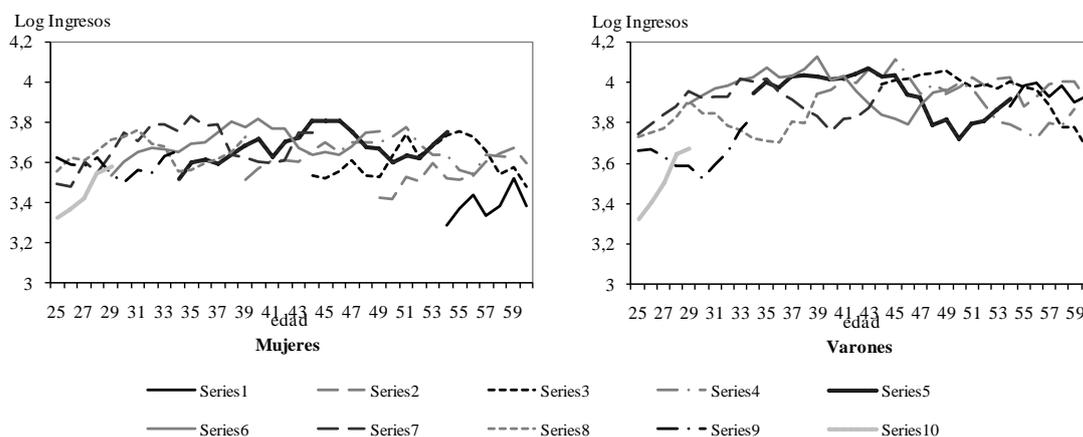
<sup>29</sup> El dominio del efecto sustitución es especialmente esperable entre las mujeres casadas, quienes enfrentan un efecto renta pequeño debido a que en su situación de partida tenían los menores niveles de participación (en el extremo, si previamente no participaban su efecto ingreso sería nulo).

estancamiento en los años de educación alcanzados (Gráfico 5). Esto sucede tanto en el caso femenino como en el masculino, principalmente en las últimas tres cohortes, es decir, para los nacidos entre 1967 y 1981. Esto podría indicar que la mayor participación femenina de las cohortes más jóvenes no sólo está vinculada a los incrementos educativos.

Como fue mencionado no se observan cambios significativos en la participación masculina pero se verifica una leve tendencia decreciente en sus horas trabajadas. En contraste, las generaciones más jóvenes de mujeres tienen una mayor participación, si bien también presentan una leve caída en las horas laborales. Por tanto, si bien aumenta la participación femenina en el mercado laboral su dedicación no es necesariamente mayor a la de las generaciones anteriores. La tendencia de la participación es coincidente con la de EEUU (Pencavel, 1998). Sin embargo, no ocurre lo mismo con la evolución de las horas trabajadas que según este autor aumentan en las generaciones más jóvenes. En Uruguay, las mujeres de mayor escolaridad constituyen el único grupo de trabajadoras cuyas horas promedio de trabajo para una misma edad aumentan en la medida que las cohortes son más jóvenes.

La evolución de los ingresos laborales reales para las distintas cohortes presenta diferencias entre generaciones, y no parece adoptar el comportamiento esperado en el ciclo de vida (Gráfico 6). Las diferencias por género son significativas cuando se comparan los ingresos laborales siendo más elevados para los hombres. Por su parte, la evolución de las brechas de ingresos entre generaciones son menos marcadas en el caso femenino.

**Gráfico 6. Promedio de ingresos laborales por hora para mujeres y varones en la actividad principal. Total del país (localidades de 5.000 y más).**

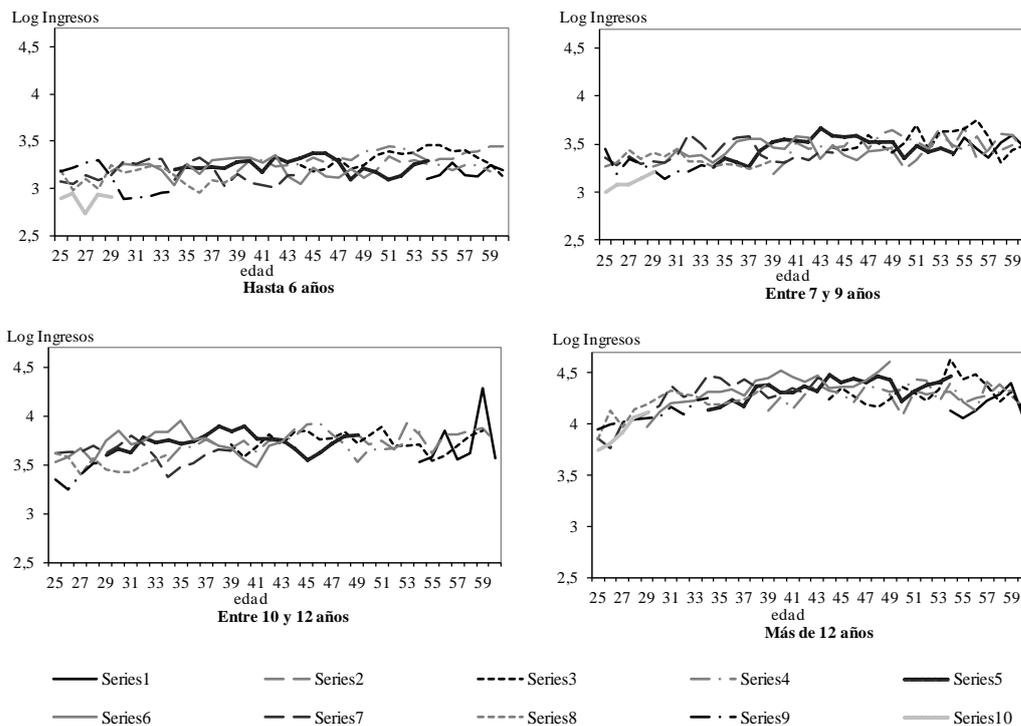


Esta evolución contrasta con la serie hallada por Pencavel para EEUU en el período 1975 a 1994, en la que los salarios reales aumentan monótonamente con la edad y con la cohorte. Esta diferente evolución podría estar vinculada con el comportamiento cíclico de la economía uruguaya y en particular con la fuerte caída en los ingresos salariales reales que se verificó como resultado de la crisis económica y financiera a principios de la década de los 2000. Más allá de esto, la evolución de la participación femenina

parece no responder al ciclo y su tendencia creciente domina en el largo plazo, lo cual da indicios de que las mujeres asumen cada vez menos un rol de trabajador secundario. Como se discutirá en el siguiente apartado, la magnitud de las elasticidades encontradas puede ser una evidencia en este sentido.

Respecto a la evolución salarial, nuevamente el grupo de mujeres con más de 12 años de educación presenta aspectos que lo diferencian de los demás. Las tendencias en este grupo son similares a las que presenta Pencavel (1998). Es decir, la evolución salarial muestra el patrón esperado durante el ciclo vital, aumentando el ingreso laboral con la edad y también presentando incrementos salariales en la medida que las cohortes son más jóvenes (Gráfico 7). Por otro lado, en este caso las brechas de ingreso según género son menos marcadas que para el resto de las ocupadas, si bien en las edades donde se verifican mayores ingresos, los varones presentan una diferencia de nivel que los favorece respecto de las mujeres (Gráfico A-4 del Anexo).

**Gráfico 7. Ingresos laborales promedio por hora en la actividad principal para mujeres, por cohorte según años de educación. Total del país (localidades de 5.000 y más).**



En síntesis, la evolución de los niveles educativos femeninos por cohorte, y en menor medida de los ingresos laborales, son factores que contribuyen a explicar el incremento en la participación femenina. Sin embargo, dado el enlentecimiento en la acumulación de capital humano de las últimas cohortes, es posible que la mayor participación femenina no sólo responda a los incrementos salariales sino a otros factores identificados en la literatura. En particular, se trata de los cambios en las preferencias y actitudes (preferencias por las carreras profesionales y cambio de las actitudes de la

sociedad respecto al empleo femenino); los cambios institucionales y las mayores facilidades para acceder al empleo (menor discriminación); los cambios tecnológicos que aumentan la productividad del hogar; el descenso de la natalidad; el aumento de la tasa de divorcio y otros cambios en los arreglos familiares; y por último, las respuestas al ciclo económico y las estrategias que se generan en los hogares para mantener los niveles de vida. Estos elementos escapan al objetivo de este trabajo y por lo tanto no serán abordados en el siguiente capítulo.

## **6. La elasticidad de la oferta a los salarios**

A continuación se presentan las elasticidades que resultan de las estimaciones de la ecuación 3 y 7 para el caso uruguayo y distintos grupos poblacionales. Se presentan las estimaciones que surgen de ambos conjuntos de instrumentos y los estadísticos de las pruebas sugeridas por Bound *et ál.* (1995) para evaluar su debilidad. En primer lugar, se compara la elasticidad intertemporal y la no compensada en el margen intensivo por sexo (i). En segundo lugar, se profundiza sobre el comportamiento de la oferta femenina analizando las decisiones en el margen extensivo (ii), los posibles comportamientos heterogéneos (iii) y la existencia de cambios intergeneracionales (iv).

### *i) Elasticidad intertemporal y no compensada masculina y femenina*

Las estimaciones realizadas arrojan elasticidades intertemporales positivas, con magnitudes relativamente altas y comparables con las obtenidas en la literatura previa. Si bien la estimación puntual resulta mayor para la femenina, las diferencias entre sexos no son estadísticamente significativas. En la literatura internacional, algunos trabajos previos encuentran elasticidades para los hombres no significativamente distintas de cero, lo cual es consistente con que la oferta masculina sea inelástica (Pencavel, 2002). González y Sala (2011) encuentran elasticidades intertemporales negativas para Uruguay, Brasil y Paraguay en base a pseudo-paneles, sin distinguir por sexo. Lo fundamentan en base a la existencia de restricciones en el mercado financiero. Otro argumento utilizado para explicar magnitudes negativas en el caso de las mujeres, es el ya expuesto respecto a que su conducta laboral sigue la lógica del trabajador añadido (Dessing, 2002). En el contexto del ciclo de vida esta respuesta podría estar asociada a que los hogares enfrentan restricciones de acceso al crédito o incertidumbre sobre las oportunidades de empleo futuro (Lundberg, 1985). Los hallazgos para el caso uruguayo rechazarían ambas hipótesis y estarían indicando que tanto las mujeres como los hombres presentan un comportamiento consistente con la lógica del ciclo de vida.

**Tabla 1**

Elasticidades intertemporales por sexo				
	Hombres		Mujeres	
Variable dependiente horas de trabajo empleo principal	VI A	VI B	VI A	VI B
log(w)	0.275***	0.180***	0.305***	0.268***
intervalos de confianza (95%)	0.242 - 0.308	0.130 - 0.230	0.236 - 0.374	0.153 - 0.384
Cohortes	decreciente leve	decreciente leve	decreciente	decreciente
Prueba de diferencias en la elasticidad intertemporal según sexo				
En base a VIA	F(1,1162)=0,58; Pvalue=0,44			
En base a VIB	F(1,1162)= 0,63; Pvalue=0.43			
<i>VIA: interacción entre importaciones y edad, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre tipo de cambio real, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre educación y tipo de cambio real. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones,</i>				
<i>VIB. Salario por hora de las mujeres solteras o de los hombres solteros</i>				
Prueba para evaluar los instrumentos				
Significación conjunta de los instrumentos adicionales	F( 9, 571)=50.82	F( 1, 570)=31,24	F( 9, 571) = 44.1	F( 1,581) = 88.26
Significación conjunta de los instrumentos	F( 22, 571)=563.15	F( 11,581) =136.71	F(22,571) =756.11	F( 11,581) = 72.61

**Tabla 2**

Elasticidades intertemporales con corrección de sesgo				
Todas las mujeres				
Variable dependiente horas de trabajo empleo principal	VI A (*)	VI B (*)	VI A (**)	VI B (**)
log(w)	0.298***	0.314***	0.297***	0.274***
intervalos de confianza (95%)	0.228 - 0.368	0.197 - 0.431	0.228 - 0.366	0.228 - 0.366
Cohortes	decreciente	decreciente	decreciente	decreciente
Término de selección	0.172***	0.269***	-0.027	-0.020
<i>VIA: interacción entre importaciones y edad, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre tipo de cambio real, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre educación y tipo de cambio real. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones,</i>				
<i>VIB. Salario por hora de los hombres solteros</i>				
<i>(*) se incluye la tasa de empleo real. (**) se incluye la tasa de empleo proyectada</i>				

Con el objetivo de corregir el problema de sesgo de selección en la oferta laboral femenina, siguiendo a Pencavel (1998) se incluye en la regresión un término de selección derivado de los ratios de empleo (observado y proyectado) para cada cohorte. Los coeficientes del término de corrección arrojan resultados ambiguos; en algunos casos no son significativos y en otros, no permiten descartar la presencia de problemas de sesgo de selección. Cuando las estimaciones consideran este problema los resultados son consistentes, las magnitudes son similares o mayores de las que surgen cuando no se aplica dicha corrección. Sin embargo, se debe tener en cuenta que este procedimiento enfrenta algunas limitaciones que son discutidas en Pencavel (1998).<sup>30</sup>

La estimación de las elasticidades no compensadas para hombres y mujeres arroja resultados similares a los hallazgos de la literatura internacional y a los hallazgos para el caso uruguayo de Espino *et ál.* (2009).<sup>31</sup> Las magnitudes son consistentes con lo que

<sup>30</sup> Para corregir el problema de sesgo de selección en el contexto de pseudo-paneles, Pencavel (1998) incorpora un término adicional que surge de la predicción de la tasa de empleo para cada cohorte. Aplicando este procedimiento obtiene resultados ambiguos y no robustos, lo que le conduce a cuestionar las propiedades de este procedimiento.

<sup>31</sup> Este estudio confirma lo hallado en Espino *et ál.* (2009) sobre la mayor magnitud de la elasticidad no compensada femenina en relación masculina. Sin embargo, las magnitudes son significativamente diferentes entre ambos estudios.

predice el modelo es decir, en todos los casos presentan una magnitud inferior a la elasticidad intertemporal. Dependiendo del instrumento utilizado, la estimación puntual de la elasticidad masculina varía en un rango de 0 a 0.19, lo que no permite identificar la magnitud del efecto ingreso, que en el extremo podría compensar el efecto sustitución. Para la oferta laboral femenina la estimación puntual de la elasticidad no compensada se sitúa entre 0.21 y 0.22, lo que indicaría el predominio del efecto sustitución sobre el efecto ingreso. La magnitud de la elasticidad no compensada femenina resulta estadísticamente mayor o igual que la de los hombres. Esto sería compatible con que las mujeres tienen un efecto sustitución relativamente mayor que los hombres, mientras que el efecto ingreso sería levemente mayor entre estos últimos. Los resultados son coherentes con hallazgos previos de la literatura sobre oferta laboral femenina y su mayor sensibilidad a cambios salariales.

**Tabla 3**

Elasticidades no compensadas por sexo				
Variable dependiente horas de trabajo en empleo principal	Hombres		Mujeres	
	Sin demográficas			
	VI A	VI B	VI A	VI B
log(w)	0.186***	0.025	0.208***	0.217***
intervalos de confianza (95%)	0.113 0.259	-0.04 0.09	0.07 0.346	0.057 0.378
log(otros ingresos no laborales)	-0.024	0.009	-0.113**	0.003
Prueba de diferencias en la elasticidad no compensada según sexo				
En base a VIA	F(1,1172)=0,08; Pvalue=0,78			
En base a VIB	F(1,1172)= 2,62; Pvalue=0,11			
<i>VIA: interacción entre importaciones y edad, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre tipo de cambio real, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre educación y tipo de cambio real. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones.</i>				
<i>VIB. Salario por hora de las mujeres solteras o de los hombres solteros. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones.</i>				
Prueba para evaluar los instrumentos				
Significación conjunta de los instrumentos adicionales	F( 9, 577) = 36.82	F( 4, 584) = 106,69	F( 9, 576)=15.35	F( 4, 584) = 68,3
Significación conjunta de los instrumentos	F( 16, 577) = 650.03	F( 11, 584) = 882,43	F(17, 576) =397,59	F(11, 584)= 625,86

La especificación de la elasticidad no compensada que incluye la variable “otros ingresos del hogar” (renta), cuando se realiza con VIA presenta un coeficiente negativo para las mujeres y no es significativamente distinto de cero con VIB. Para los hombres esta variable no es significativa en ningún caso. Un signo negativo sería consistente con que el ocio es un bien normal y conforme aumenta la renta de los hogares se incrementa su consumo, y disminuyen las horas destinadas al trabajo remunerado. Por lo tanto, existe cierta evidencia de que el efecto renta del hogar opera con mayor intensidad entre las mujeres, dado que si bien las mujeres asignan una relevancia creciente a su participación en el mercado de trabajo, sigue predominando el rol de proveedor de los hombres.

Ello obedece a que en este documento utiliza un modelo analítico distinto y las técnicas econométricas aplicadas permiten estimar con mayor precisión estas elasticidades.

La sensibilidad de la oferta femenina a los cambios salariales podría ser distinta según su estado civil y la composición del hogar por lo cual se realizan estimaciones de las elasticidades no compensadas controlando por variables demográficas.<sup>32</sup> Siguiendo a Pencavel (1998), se calcula el porcentaje de mujeres con presencia de menores en el hogar y el porcentaje de mujeres casadas para cada celda y momento del tiempo.<sup>33</sup> Alternativamente se realizan estimaciones considerando la posible presencia de sesgo de selección. Como es de esperar, la presencia de menores está asociada a una menor dedicación al mercado laboral mientras que el coeficiente de estado civil no arroja resultados concluyentes. Las estimaciones de las elasticidades confirman los resultados anteriores aunque el coeficiente de los otros ingresos no es significativo.

**Tabla 4**

Elasticidades no compensadas de las mujeres, incluyendo variables demográficas y término de selección						
Variable dependiente horas de trabajo en empleo principal	Sin corrección de sesgo		Con corrección sesgo (*)		Con corrección sesgo (**)	
	VI A	VI B	VI A	VI B	VI A	VI B
log(w)	0.196***	0.238***	0.178**	0.357***	0.210***	0.152*
log(otros ingresos no laborales)	-0.081	0.053	-0.050	0.174	-0.019	-0.001
Otros controles						
Presencia de menores	-0.309***	-0.356***	-0.289***	-0.374***	-0.331***	-0.328***
Casada/os y unidas/os	0.158	0.312**	0.277**	0.533***	0.210	0.245*
Término de selección			-0.702***	-0.964***	-0.460	-0.524

VIA: interacción entre importaciones y edad, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre tipo de cambio real, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre VI B. Salario por hora de los hombres solteros. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones.  
 (\*) se incluye la tasa de empleo real. (\*\*) se incluye la tasa de empleo proyectada

Para examinar la robustez de estos resultados se estiman las elasticidades intertemporales y no compensadas por sexo a partir de las variables en diferencia (ecuaciones 5 y 11). Las pruebas realizadas no permiten descartar la hipótesis de debilidad de los instrumentos VIB, pero la rechazan para el conjunto de instrumentos VIA. La elasticidad intertemporal de las mujeres es significativa y positiva y, en niveles comparables a los hallados anteriormente, no se puede rechazar la hipótesis que la elasticidad intertemporal de las mujeres sea mayor que la de los hombres. Finalmente, para la elasticidad no compensada no se rechaza que para ambos sexos sea significativamente distinta de cero. Los resultados son compatibles con lo discutido previamente y confirmarían un efecto sustitución de mayor magnitud entre las mujeres (Tabla A-4 del anexo).

En síntesis, los resultados de las estimaciones de la elasticidad intertemporal y no compensada son consistentes con lo que predice la teoría y se sitúan en magnitudes comparables con los hallazgos de estudios previos. Esto confirma la importancia de la distinción conceptual entre ambas elasticidades y las ventajas que ofrece la metodología propuesta por MaCurdy para su aproximación. Finalmente, para el caso uruguayo la evidencia encontrada confirmaría que las personas asumen un comportamiento que

<sup>32</sup> En el caso de la elasticidad intertemporal se descarta la introducción de variables demográficas como control porque la especificación que surge del modelo analítico propone no considerar variables que puedan estar asociadas al ciclo de vida. Por tal motivo, el análisis del comportamiento de las variables demográficas sugiere su no inclusión en la especificación de las intertemporales.

<sup>33</sup> Se identifican de forma indistinta las casadas y las unidas.

busca optimizar su salario a lo largo del ciclo de vida, lo que representa evidencia contraria a la hipótesis de González y Sala (2011) sobre la existencia de restricciones de acceso al crédito. Se encuentran diferencias por sexo, confirmando un efecto sustitución superior para las mujeres y un efecto ingreso superior para los hombres. Finalmente, la confirmación de un comportamiento consistente con el ciclo de vida y la existencia de una elasticidad no compensada positiva para las mujeres, podría representar evidencia contraria al comportamiento anticíclico del trabajador añadido.<sup>34</sup>

## ii. Elasticidades en el margen extensivo

Los resultados del análisis descriptivo señalan que las mujeres a través de las diferentes cohortes aumentan su participación en el mercado de trabajo. Se realizaron las mismas estimaciones del apartado anterior para explicar la participación en el mercado de trabajo. En este caso la variable dependiente resume el porcentaje de activos que presenta cada cohorte en los distintos momentos del tiempo, lo que podría interpretarse como una propensión a participar.

**Tabla 5**

Elasticidades intertemporales para las mujeres en el margen extensivo, según grupos educativos								
Variable dependiente: PEA	Todas		Sin educación terciaria				Con educación terciaria	
	VI - A	VI - B	con controles por nivel educativo (*)		sin controles por nivel educativo (**)		VI - A	VI - B
log(w)	0.085***	0.121**	0.030	0.107	0.303***	0.309***	0.396***	0.330***
Cohortes	creciente	creciente	creciente	creciente	creciente	creciente	oscilante	oscilante
Prueba de diferencias en la elasticidad intertemporal según grupos educativos								
En base a VIA				F(1,572)=2,61; Pvalue=0,11				
En base a VIB				F(1,572)=0,04; Pvalue=0,84				

VIA: Interacción entre importaciones y edad, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre tipo de cambio real, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre educación e importaciones. Interacción VIB. Salario por hora de los hombres solteros.  
 (\*) se incluye dos variables dicotómica permitiendo distintos niveles medios de horas trabajadas para los distintos grupos educativos al interior de los no universitarios. (\*\*) no se incluyen las variables dicotómicas como

El signo de las elasticidades intertemporales de la participación en el mercado laboral es positivo. Se realizan especificaciones para los distintos grupos educativos que permiten evaluar diferencias en la elasticidad y en el nivel de las constantes.<sup>35</sup> La estimación de la elasticidad intertemporal en el margen extensivo para las mujeres que no cuentan con educación terciaria es muy sensible a la introducción de dichos controles; cuando estos se incluyen, el coeficiente del ingreso salarial no es significativo y la participación estaría asociada a los niveles de educación. Cuando se excluyen las variables dicotómicas que distinguen estos grupos educativos, el coeficiente es significativo y de una magnitud relativamente alta comparado con los resultados de la especificación para todas las mujeres. Este cambio está asociado a que el coeficiente del salario capta parte de la variación explicada por la acumulación de capital humano.

<sup>34</sup> Este trabajo, por centrarse en la estimación de la elasticidad intertemporal en base a pseudo-paneles, enfrenta algunas limitaciones para discutir la hipótesis del trabajador añadido. Por un lado las estimaciones se realizan para el conjunto de las mujeres, y por otro, se utiliza como marco un modelo unitario. Ambos elementos no permiten ser conclusivos, por lo cual los hallazgos solo ofrecen indicios sobre el comportamiento femenino respecto a esta hipótesis.

<sup>35</sup> Considerando que existen diferencias significativas entre las mujeres que componen el grupo de no universitarias (son significativas las variables dicotómicas del tramo educativo 2 y 3), la regresión para este grupo se realiza con y sin controles por años de educación.

A lo largo de su ciclo de vida las mujeres con educación terciaria tendrían un efecto sustitución mayor que el resto. Esto sería consistente con que en las edades centrales se enfrentan mayores costos de oportunidad por no participar en el mercado de trabajo y que tendrían una mayor conciliación entre sus responsabilidades en el hogar y la participación laboral. Este razonamiento debe relativizarse dado que la diferencia entre ambos grupos es significativa sólo cuando se incluyen los controles de educación al interior y deja de serlo cuando se excluyen.

**Tabla 6**

Variable dependiente:PEA	Elasticidades no compensadas para las mujeres en el margen extensivo, según grupos educativos											
	Sin demográficas						Con demográficas					
	Todas		Sin educación terciaria		Con educación terciaria		Todas		Sin educación terciaria		Con educación terciaria	
	VI - A	VI - B	VI - A	VI - B	VI - A	VI - B	VI - A	VI - B	VI - A	VI - B	VI - A	VI - B
log(w)	0.032	0.030	0.236***	0.216***	0.038	-0.004	0.035	0.021	0.214***	0.198***	0.076*	0.016
log(otros ingresos no laborales)	-0.004	-0.016	0.071***	0.091***	-0.037	-0.017	-0.005	-0.022	0.079***	0.095***	-0.006	-0.018
Otros controles												
Presencia de menores	n/c	n/c	n/c	n/c	n/c	n/c	-0.036	-0.029	-0.264***	-0.272***	-0.039	-0.026
Casada/s y unida/s	n/c	n/c	n/c	n/c	n/c	n/c	0.068	0.050	0.087	0.109	0.244***	0.213**
Prueba de diferencias en la elasticidad no compensada, según grupos educativos												
En base a VIA	F(1,580)=17.76; Pvalue=0.000						F(1,576)=9.95; Pvalue=0.0017					
En base a VIB	F(1,580)=20.36; Pvalue=0.000						F(1,576)=13.38; Pvalue=0.0003					

VIA: interacción entre importaciones y edad, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre tipo de cambio real, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre educación y tipo de cambio real. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones.  
VIB: Salario por hora de los hombres solteros. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones.

A nivel de toda la población la magnitud de la elasticidad no compensada es menor que la intertemporal y no significativamente distinta de cero, lo cual es consistente con la consideración del efecto ingreso.

Las mujeres sin estudios terciarios presentan una elasticidad no compensada de menor magnitud, siendo en la mayoría de las especificaciones no significativamente distinta de cero. En cambio, para las mujeres con educación terciaria, la elasticidad no compensada sigue siendo positiva, lo que evidencia un dominio del efecto sustitución. Las pruebas estadísticas realizadas rechazan que las elasticidades no compensadas sean iguales entre grupos educativos para los dos grupos de instrumentos (Tabla 6).

Las conclusiones anteriores se mantienen cuando se consideran las especificaciones que incluyen variables demográficas. La presencia de hijos menores de 6 años tiene una incidencia negativa en la probabilidad de participar entre las mujeres no universitarias, mientras que su incidencia es nula para las universitarias.<sup>36</sup>

En síntesis, estos resultados son consistentes con lo esperado previamente y abren la posibilidad de una menor sensibilidad en la participación de las mujeres más educadas a cambios en el salario en un momento del tiempo. Asimismo, la participación laboral femenina parecería responder a la lógica del ciclo de vida. Esto es compatible con los resultados anteriores.

<sup>36</sup> Entre estas últimas, el porcentaje de mujeres casadas y de mujeres unidas a nivel de la celda tiene una incidencia positiva, lo cual no tiene una interpretación inmediata. Sin embargo este último resultado no es robusto y las estimaciones de este coeficiente en general no son significativamente distintas de cero.

iii) *Comportamientos heterogéneos al interior de la población femenina*

a. *Estimaciones según grupos educativos de las mujeres*

Literatura previa plantea que las estimaciones realizadas para las mujeres podrían ocultar comportamientos heterogéneos entre distintos colectivos de la población femenina (Espino *et ál.*, 2009). Si bien el trabajo a partir de pseudo-paneles no permite considerar las múltiples dimensiones que podrían explicar estas diferencias, es posible distinguir diferentes comportamientos entre grupos educativos.

Se realizan las mismas regresiones distinguiendo entre las mujeres con educación terciaria y sin educación terciaria. Esta separación se fundamenta en el análisis descriptivo realizado en el apartado 5 y en los hallazgos de la literatura previa respecto a que las mujeres universitarias tendrían un comportamiento en el mercado de trabajo relativamente similar al masculino (Espino *et ál.*, 2009). Por otra parte, en general las pruebas realizadas rechazan la existencia de diferencias significativas entre los distintos grupos educativos, pero respaldan la división entre mujeres con y sin educación terciaria.

**Tabla 7**

<b>Elasticidades intertemporales de las mujeres según grupos educativos</b>				
Variable dependiente: Horas principales de trabajo	<b>Sin educación terciaria</b>		<b>Con educación terciaria</b>	
	<b>VI - A</b>	<b>VI - B</b>	<b>VI - A</b>	<b>VI - B</b>
log(w)	0.296***	0.292***	0.120***	0.024
Cohortes	decreciente	decreciente	oscilante	oscilante

<b>Prueba de diferencias en la elasticidad intertemporal según grupos educativos</b>	
En base a VIA	F(1,572)=28,98; Pvalue=0
En base a VIB	F(1,572)= 11,26; Pvalue=0

*VIA: interacción entre importaciones y edad, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre tipo de cambio real, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre educación y tipo de cambio real. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones.*

*VIB. Salario por hora de los hombres solteros.*

**Tabla 8**

Elasticidades no compensadas de las mujeres según grupos educativos								
Variable dependiente: Horas principales de trabajo	Sin demográficas				Con demográficas			
	Sin educación terciaria		Con educación terciaria		Sin educación terciaria		Con educación terciaria	
	VI - A	VI - B	VI - A	VI - B	VI - A	VI - B	VI - A	VI - B
log(w)	0.296***	0.251***	0.103*	0.046	0.269***	0.228***	0.124**	0.051
log(otros ingresos no laborales)	-0.004	0.064***	-0.033	-0.029	0.009	0.073***	-0.023	-0.023
Otros controles								
Presencia de menores	n/c	n/c	n/c	n/c	-0.316***	-0.320***	-0.147***	-0.135**
Casada/os y unida/os	n/c	n/c	n/c	n/c	0.177**	0.265***	0.087	0.066
Prueba de diferencias en la elasticidad no compensada, según grupos educativos								
En base a VIA	F(1,580)=10.91; Pvalue=0.001				F(1,576)=5.61; Pvalue=0.0182			
En base a VIB	F(1,580)= 9.3; Pvalue=0.0024				F(1,576)= 6.34; Pvalue=0.0121			
<i>VIA: interacción entre importaciones y edad, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre tipo de cambio real, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre educación y tipo de cambio real. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones.</i>								
<i>VIB. Salario por hora de los hombres solteros. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones.</i>								

Los resultados indican que, como era de esperar para cada nivel educativo, la elasticidad intertemporal es mayor o igual que la no compensada aunque en este caso el efecto ingreso sería de menor magnitud que en la especificación general. Además, las pruebas estadísticas permiten afirmar que las mujeres sin educación terciaria tienen una elasticidad intertemporal y no compensada mayor que el resto.

Estos últimos resultados podrían relacionarse con las hipótesis planteadas por Goldin (2006) sobre cambios en el “horizonte” e “identidad” de las mujeres trabajadoras. Esto es, las mujeres al tomar la decisión de invertir en estudios terciarios anticipan que su participación laboral tendrá un horizonte más amplio y estable. Asimismo, probablemente estas mujeres fortalecen su “identidad” como trabajadoras, ponderando su carrera laboral, lo que daría lugar a una conducta más parecida a la masculina. También es consistente con que estas mujeres son relativamente más ricas. Asimismo, estos resultados podrían estar asociados a que históricamente las mujeres más educadas ingresaron al mercado laboral más temprano mientras que, entre las menos educadas, su ingreso está más asociado a las conductas de las generaciones más jóvenes. Por lo tanto, como este segundo grupo parte de menores niveles de participación y dedicación, es de esperar que el efecto ingreso sea de menor magnitud. En contraste, entre las mujeres con menor nivel educativo si bien ha aumentado su dedicación al trabajo remunerado, parecería seguir predominando su rol de "trabajadora secundaria".

Llama la atención que la elasticidad del resto de los ingresos del hogar no sea significativamente distinta de cero, e incluso en algunos casos sea levemente positiva. Por su parte, la presencia de hijos en el hogar tiene un efecto significativo, negativo y de mayor magnitud para las mujeres sin educación terciaria; ello estaría asociado a que su participación en el mercado de trabajo está más restringida por el trabajo no remunerado y de cuidado en los hogares ya que tienen menores posibilidades de recurrir a servicios de mercado o trabajo remunerado para resolverlo. Finalmente, entre las mujeres sin educación terciaria, el porcentaje de mujeres casadas y unidas por celda, tiene una asociación positiva con el promedio de horas trabajadas. Esto podría indicar que el efecto del estado civil en las decisiones laborales de las mujeres se está aproximando de

forma inadecuada, dada la existencia de una correlación positiva entre la situación conyugal y el ciclo de vida.<sup>37</sup>

*b. Estimaciones de las elasticidades salariales de las mujeres, suponiendo una relación no lineal entre horas y salario*

Juhn, Murphy y Topel (1991) y Pencavel (2002) encuentran que las elasticidades masculinas son mayores para los trabajadores con menor calificación. Los hallazgos del apartado anterior sobre las distintas elasticidades femeninas por grupos educativos van en el mismo sentido. Pencavel (2002) propone una especificación adicional para evaluar si las elasticidades son constantes para los trabajadores con distintos niveles de ingreso salarial. Para ello supone que la elasticidad intertemporal y no compensada es una función lineal del logaritmo del salario,  $\theta = \theta_0 + \theta_1 \ln(w)$  y  $\delta = \delta_0 + \delta_1 \ln(w)$ . Esto implica incluir un término cuadrático en la ecuación de horas, y le permite afirmar que cuando  $\theta_1$  y  $\delta_1$  son negativos, la elasticidad hora salario sería mayor para aquellas mujeres de menores ingresos salariales.<sup>38</sup>

En la Tabla 9 se presentan los resultados, donde se incluye el término cuadrático del salario. La evidencia no permite rechazar la hipótesis de que las elasticidades son decrecientes con los ingresos salariales. Los parámetros  $\theta_1$  y  $\delta_1$  son significativamente distintos de cero y negativos, en el primer caso, cuando se utiliza VIB y en el segundo para ambos instrumentos. Esto indicaría que las elasticidades serían menores para aquellas trabajadoras con mayores calificaciones, lo cual es consistente con los hallazgos del apartado anterior.

**Tabla 9**

Elasticidades intertemporales y no compensadas para las mujeres, suponiendo una relación no lineal con el ingreso				
Variable dependiente: Horas principales de trabajo	Sin demográficas			
	Intertemporales		No compensadas	
	VI - A	VI - B	VI - A	VI - B
log(w)	0.727*	2.034***	1.060***	4.36***
log(w)*log(w)	-0.060	-0.231***	-0.137***	-0.55***
log(otros ingresos no laborales)	n/c	n/c	-0.159***	0.1535**

VIA\*: interacción entre importaciones y edad, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre tipo de cambio real, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre educación y tipo de cambio real.  
 VIB\*: Salario por hora de los hombres solteros, salario al cuadrado de los hombres solteros y otros ingresos de los hombres solteros. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones.

*c) Cambio en las respuestas para los distintos tramos etarios*

<sup>37</sup> A lo largo del ciclo de vida el porcentaje de casadas y de unidas tiene un comportamiento de u invertida, por lo que la significación de este coeficiente podría ser el reflejo de una correlación espúria entre esta variable y el ciclo de vida. Por otro lado, se debe mencionar que si bien el porcentaje de mujeres casadas que trabajan es menor al de las solteras, las primeras son las que han modificando más intensamente su participación.

<sup>38</sup> En este caso la elasticidad intertemporal se define como  $\theta = \theta_0 + 2\theta_1 \ln(w)$ , mientras que la no compensada  $\delta = \delta_0 + 2\delta_1 \ln(w)$ .

Siguiendo lo aplicado en trabajos previos, se analiza el vínculo entre el salario y la participación en el mercado laboral en el margen intensivo y extensivo, para mujeres en distintos tramos de edades. Si bien los coeficientes obtenidos no pueden interpretarse como elasticidades, permiten tener una aproximación de las respuestas a variaciones salariales para los distintos tramos etarios. Considerando que parte de estas variaciones podrían estar asociadas a cambios intergeneracionales se incluyen controles de cohortes.

Se observan diferencias en las decisiones en el margen intensivo y extensivo. En el primer caso, los coeficientes del salario son significativos, positivos y con una evolución monótona decreciente conforme se avanza en los tramos etarios. La anterior afirmación se cumple para ambos instrumentos y estaría indicando que la sensibilidad al salario disminuye cuando las mujeres se alejan de la etapa reproductiva.

El mismo ejercicio con respecto a la decisión en el margen extensivo tiene resultados que muestran una evolución consistente con la forma de parábola invertida.

**Tabla 10**

Correlación entre ingreso salarial y dedicación al mercado de trabajo en margen intensivo y extensivo según tramos de edad (con control de cohorte)				
Tramo de edad	VI - A	VI - B	VI - A	VI - B
25-29	0.054***	0.056***	0.055***	0.063***
30-34	0.042***	0.045***	0.059***	0.067***
35-39	0.033***	0.035***	0.064***	0.071***
40-44	0.030***	0.031***	0.064***	0.070***
45-49	0.025***	0.027***	0.063***	0.068***
50-55	0.015***	0.017***	0.050***	0.054***

VIA: interacción entre importaciones y edad, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre tipo de cambio real, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre educación y tipo de  
 VIB. Salario por hora de las mujeres solteras o de los hombres solteros

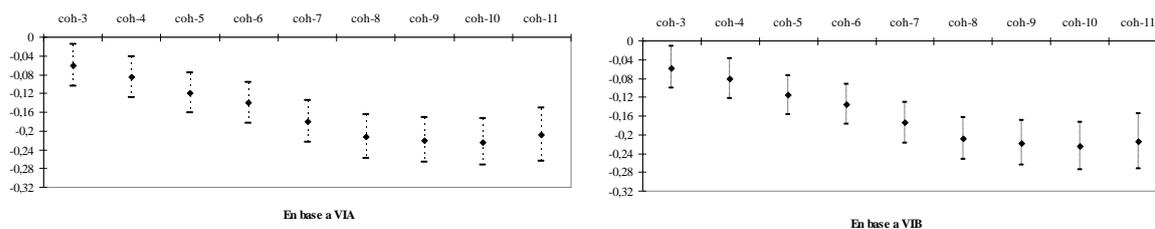
Esto está asociado a que en las edades extremas la decisión de participar del mercado de trabajo esté influida por otros factores además del salario. Por ejemplo, en el grupo más joven, la no participación puede estar asociada a la inversión en capital humano y a la maternidad, mientras que en el de edad más avanzada a las decisiones de retiro y a las dificultades que supone conseguir empleo a mayor edad. Por otra parte, en las edades centrales es de esperar que los salarios sean mayores, lo que incrementa el costo de oportunidad de no participar.

v) *Cambios intergeneracionales*

Las especificaciones de la elasticidad intertemporal exigen incorporar un efecto fijo a nivel de las distintas generaciones. Si bien las estimaciones de este parámetro pueden enfrentar algunos problemas de consistencia, estos se mitigan cuando las cohortes se observan en un período prolongado y están compuestas por un número alto de observaciones. Trabajos previos analizan la evolución de este parámetro para evaluar la existencia de cambios intergeneracionales.

Las estimaciones de los “efectos cohorte” nos permiten evaluar la existencia de un cambio discreto entre generaciones en el promedio de horas trabajadas y en los niveles de participación. Como se muestra en el Gráfico 8, considerando ambos conjuntos de instrumentos se observa una tendencia decreciente en el promedio de horas trabajadas para las cohortes más jóvenes. Incluso la aplicación de las pruebas estadísticas habituales permite afirmar que el efecto cohorte es significativamente menor en las cohortes 1972-1976 y 1977-1981 en relación a las cohortes 1942-1946 y 1947-1951.

**Gráfico 8. Efecto cohortes el margen intensivo (estimación puntual y desvíos)**

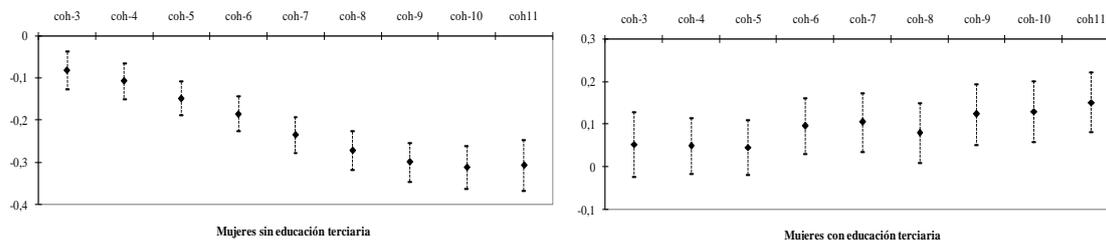


Cabe recordar que de las especificaciones utilizadas surge una interpretación inmediata de estos parámetros, los cuales representan una transformación logarítmica de la utilidad marginal de la riqueza inicial. Esta tendencia decreciente podría estar asociada a que el perfil salarial de las mujeres más jóvenes a lo largo de su ciclo de vida es relativamente mayor que el de sus pares de mayor edad.

Las estimaciones de la elasticidad intertemporal también incluyen un efecto fijo para la educación. En este caso, tomando como referencia el grupo con menor nivel educativo (variable omitida), los grupos educativos 2 y 3 (intermedios) no tienen una diferencia significativa, mientras para las mujeres más educadas es significativo y negativo. Dado todo lo demás constante, las cohortes de mujeres con educación terciaria trabajan menos horas que sus pares menos educadas. Debe notarse que este coeficiente tiene la misma interpretación que los efectos cohorte en términos de la utilidad marginal de la riqueza inicial.

Podría interpretarse que los efectos cohorte, operan de forma distinta según los niveles educativos de sus integrantes. Con este objetivo, en base a las especificaciones del apartado iii de las elasticidades intertemporales, se analizan los efectos fijos para las mujeres con y sin educación terciaria. Se puede observar que la caída en el efecto cohorte está liderada por las mujeres menos educadas entre quienes se hace más amplia la diferencia entre generaciones. Por su parte, entre las más educadas, las diferencias generacionales a partir de la cohorte 3 no son significativas, lo cual podría ser consistente con que fueron el grupo que primero ingresó al mercado de trabajo.

**Gráfico 9. Efecto cohortes en el margen intensivo según grupo educativo (estimación puntual y desvíos) en base a VIA**



Atendiendo un posible cambio en las elasticidades intertemporales entre las distintas generaciones se propone un modelo más general que las especificaciones del apartado i, el cual permite que las elasticidades sean distintas entre las cohortes más jóvenes y el resto. Como se observa en la Tabla 11, existen diferencias significativas. Por un lado, entre las generaciones más jóvenes, la elasticidad intertemporal es más alta, lo cual podría estar asociado a que este grupo de mujeres logra articular mejor el tiempo destinado a su trabajo remunerado con el no remunerado, o tienen mayor certidumbre sobre su trayectoria laboral a lo largo de su ciclo de vida.<sup>39</sup> En el caso de las no compensadas, se encuentran magnitudes inferiores a la intertemporal para cada grupo. En este caso, las discrepancias entre grupos no son significativamente distintas de cero.

Observando la diferencias entre ambas elasticidades, existen indicios de que el efecto ingreso es más importante entre las mujeres del grupo de cohortes más joven. Esto es consistente con lo hallado en los efectos fijos para cada cohorte y permite afirmar que existen indicios para considerar que la hipótesis del trabajador añadido tendría más sentido en las cohortes más viejas, mientras tendería a no verificarse en las cohortes más jóvenes.

**Tabla 11**

Elasticidades intertemporales, según grupo de cohortes				
Variable dependiente: Horas principales de trabajo log(w)	1er grupo (cohortes 1 a 6)		2do grupo (cohorte 7 y más)	
	VI - A	VI - B	VI - A	VI - B
	0.253***	0.258***	0.340***	0.336***
Prueba de diferencias en la elasticidad intertemporal según grupos de cohortes				
En base a VIA		F(1,581)=42,72; Pvalue=0		
En base a VIB		F(1,581)= 31,40; Pvalue=0		
VIA: interacción entre importaciones y edad, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre tipo de cambio real, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre educación y tipo de cambio real. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones.				
VIB: Salario por hora de los hombres solteros.				

<sup>39</sup> El modelo predice que en presencia de incertidumbre, la elasticidad intertemporal será más baja. Esto estaría asociado a una menor flexibilidad para responder a cambios salariales en la asignación de su tiempo de trabajo a lo largo del ciclo de vida.

**Tabla 12**

Variable dependiente: Horas principales de trabajo	Elasticidades no compensadas de las mujeres, según grupos de cohortes							
	Sin demográficas				Con demográficas			
	1er grupo (cohortes 1 a 6)		2do grupo (cohortes 7 y más)		1er grupo (cohortes 1 a 6)		2do grupo (cohortes 7 y más)	
	VI - A	VI - B	VI - A	VI - B	VI - A	VI - B	VI - A	VI - B
log(w)	0.045	0.189**	0.106**	0.406***	0.066	0.138	0.115***	0.409***
log(otros ingresos no laborales)	-0.199***	-0.203	-0.107***	0.173*	-0.194***	-0.272	-0.096***	0.212**
Otros controles								
Presencia de menores	n/c	n/c	n/c	n/c	-0.390**	-0.086	-0.273***	-0.376***
Casada/os y unidas/os	n/c	n/c	n/c	n/c	-0.124	-0.098	0.262***	0.463***
<b>Prueba de diferencias en la elasticidad no compensada según grupos de cohortes</b>								
En base a VIA	F(1,576)=0.65; Pvalue=0.4218				F(1,572)=0.43; Pvalue=0.5134			
En base a VIB	F(1,576)=3.94; Pvalue=0.0477				F(1,572)= 0.11; Pvalue=0.7427			

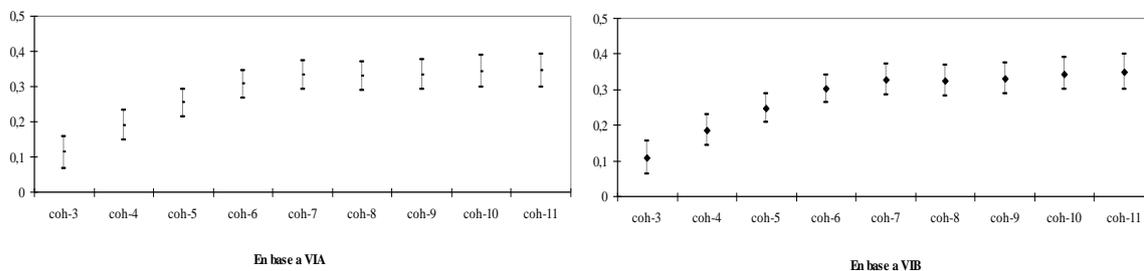
*VIA: interacción entre importaciones y edad, edad al cuadrado, al cubo y a la cuarta. Interacción entre tipo de cambio real, edad al cuadrado, al cubo y a la cuarta. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre educación y tipo de cambio real. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones.*

*VIB: Salario por hora de los hombres solteros. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones.*

La elasticidad presenta signo negativo y significativo para los otros ingresos del hogar, en las especificaciones con el instrumento A. La inclusión de las variables demográficas no altera estas conclusiones; se mantiene el signo negativo para la presencia de hijos menores de 6 años.

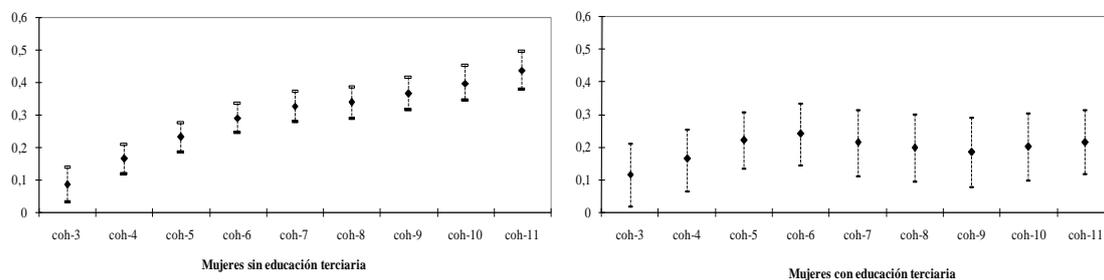
Finalmente, considerando la posibilidad de cambios intergeneracionales en la decisión en el margen extensivo, se analizan los efectos fijos en las ecuaciones de participación. Los dos instrumentos utilizados muestran resultados robustos sobre una mayor participación promedio entre las mujeres más jóvenes, lo cual concuerda con lo observado en el apartado 5.

**Gráfico 10. Efecto cohortes en el margen extensivo (estimación puntual y desvíos)**



Este patrón sin embargo no es homogéneo, ya que como se esperaba a partir del análisis del apartado anterior, la tendencia creciente en la participación entre generaciones ha estado liderada por las no universitarias, mientras que entre las mujeres universitarias no se observa una tendencia clara.

**Gráfico 11. Efecto cohortes en el margen extensivo según grupos educativos (estimación puntual y desvíos) en base a VIA**



A modo de síntesis, puede afirmarse que las generaciones de mujeres más jóvenes, participan más que las de generaciones anteriores, pero una vez que ingresan al mercado laboral destinan en promedio menos horas. Esta mayor participación en el mercado de trabajo de las generaciones más jóvenes, si bien inicialmente estuvo liderada por las mujeres más educadas, en los últimos años estaría integrando a mujeres con menor nivel de educación. La conducta diferencial en el margen intensivo y extensivo podría estar asociada al ingreso de mujeres casadas y unidas, que si bien incrementan su tiempo al trabajo remunerado, siguen asumiendo responsabilidades en el hogar. El cambio en la elasticidad intertemporal en las generaciones más jóvenes reflejaría un comportamiento más ajustado a la trayectoria laboral a lo largo del ciclo de vida, lo que sería consistente con el fortalecido de su identidad como trabajadoras y la ampliación del horizonte temporal de su trayectoria laboral.

## 7. CONCLUSIONES

El análisis descriptivo confirma la importancia de los cambios recientes en la oferta laboral femenina, la cual explica el crecimiento en los niveles de participación del mercado laboral uruguayo en las últimas tres décadas. La reducción en la brecha de participación por sexo responde a un comportamiento secular asociado a cambios intergeneracionales. En el período de análisis disminuyeron las horas trabajadas en promedio para ambos sexos. Para todos los grupos educativos, las cohortes femeninas más recientes presentan mayor participación, aunque esta tendencia es más intensa entre las menos educadas. Por otra parte, las mujeres con mayor escolaridad son las que presentan un comportamiento más estable entre generaciones, al tiempo que muestran una participación laboral relativamente similar a la masculina y un comportamiento consistente con las predicciones del modelo de ciclo de vida. Esto último, por un lado confirma la asociación positiva entre participación en el mercado de trabajo y educación; por otro, indica que el grupo de mujeres más educadas logró una temprana inserción al mercado. Actualmente, la transición hacia una mayor participación se observa de forma más pronunciada entre las mujeres de generaciones más jóvenes con menor nivel educativo.

Los resultados de las estimaciones de las elasticidades intertemporal y no compensada para el caso uruguayo son consistentes con lo que predice la teoría y se sitúan en

magnitudes comparables con los hallazgos de estudios previos. La elasticidad intertemporal en el margen intensivo es significativa y positiva, lo que confirmaría que tanto los hombres como las mujeres asumen un comportamiento consistente con las predicciones del modelo de ciclo de vida. Asimismo, cuando se incorpora el efecto ingreso y se estiman las elasticidades no compensadas, sus magnitudes son inferiores a las intertemporales, lo cual representa evidencia favorable a las especificaciones propuestas por Pencavel (2002).

Los resultados muestran que la magnitud de la elasticidad no compensada femenina es estadísticamente mayor o igual que la de los hombres. Esto está de acuerdo con las predicciones del modelo que sugieren que las mujeres tendrían un efecto sustitución relativamente mayor que los hombres. Por otra parte, en este caso el efecto ingreso tendría magnitudes similares entre ambos sexos.

Los resultados son consistentes para ambos conjuntos de instrumentos, tanto en las estimaciones en nivel como en diferencia, aunque con estas últimas se relativiza la existencia de diferencias de género. Para el caso de las mujeres las magnitudes de las elasticidades son robustas al tratamiento de los problemas de sesgo de selección y la inclusión de controles adicionales.

Para cada nivel educativo la elasticidad intertemporal es mayor o igual que la no compensada y las mujeres sin educación terciaria tienen una elasticidad intertemporal y no compensada mayor que el resto. Estos hallazgos pueden ser interpretados a la luz de los planteos de Goldin (2006), es decir, que cuando las mujeres toman la decisión de invertir en estudios terciarios anticipan que su participación laboral será más estable con un horizonte más amplio. Asimismo, probablemente fortalecen su "identidad" como trabajadoras, asignando una mayor ponderación a su carrera laboral, lo cual las distancia de un comportamiento de "trabajador añadido". Los resultados también son consistentes con que estas mujeres se ubican en estratos socioeconómicos relativamente más altos. Finalmente, estos resultados podrían estar asociados a que el grupo de mujeres que aumentó su participación más tempranamente fue el de las más educadas, mientras que para las menos educadas se constata más intensamente entre las cohortes más jóvenes. Por lo tanto, como este segundo grupo parte de menores niveles de participación y dedicación, es de esperar que el efecto ingreso sea de menor magnitud. Esto contribuye a responder por qué las mujeres con educación terciaria tienen una conducta más parecida a la masculina.

Con respecto a las estimaciones en el margen extensivo, la participación de las mujeres en el mercado parecería responder a lo lógico del ciclo de vida, en particular para las mujeres universitarias que presentan una menor sensibilidad a cambios en el salario en un momento del tiempo.

Por último, se encuentra evidencia favorable a cambios intergeneracionales, tanto en las elasticidades como en las utilidades marginales de la riqueza. Existen indicios de que el efecto ingreso es más importante entre las mujeres de las cohortes más jóvenes. Por otra parte, para este grupo de mujeres el perfil salarial a lo largo de su ciclo de vida es relativamente mayor que el de sus pares de las generaciones anteriores.

A modo de síntesis, podemos afirmar que las generaciones de mujeres más jóvenes participan más que las generaciones anteriores, pero una vez en el mercado destinan en

promedio menos horas. La conducta diferencial en el margen intensivo y extensivo, podría estar asociada al ingreso de mujeres casadas y unidas, que si bien incrementan su participación en el trabajo remunerado, siguen asumiendo responsabilidades en el hogar. Por otra parte, la evidencia sobre el cambio en la elasticidad intertemporal podría estar indicando que las generaciones más jóvenes logran articular el trabajo en el hogar y en el mercado, pues ajustan su dedicación de acuerdo a su trayectoria laboral a lo largo del ciclo de vida.

Es de esperar que la participación laboral femenina siga aumentando, mientras en el margen intensivo la tendencia sería ambigua, dependiendo de la capacidad que dispongan los hogares, en particular los de las mujeres menos educadas, para conciliar el trabajo remunerado y las responsabilidades familiares. Esto da mayor relevancia a la necesidad de diseñar políticas públicas que faciliten la inserción laboral femenina, contemplando los distintos perfiles salariales y las exigencias del cuidado de los hogares.

Finalmente, Blundell y MaCurdy (1999) sugieren que la elasticidad no compensada es el parámetro relevante para predecir qué implicancias sobre la oferta podrían tener reformas de política que incidan sobre el salario. El dominio del efecto sustitución sobre el efecto ingreso estaría indicando que las mujeres y en menor medida los hombres, responderían reduciendo su dedicación al mercado de trabajo, ante reformas que reduzcan su salario neto. Para el caso de las mujeres, esta reducción sería menor entre las más educadas. La evidencia no es contundente en cuanto a los desestímulos de este tipo de políticas en las decisiones de participación. No obstante, como señalan los autores, estas afirmaciones están sujetas a una serie de supuestos muy restrictivos, ya que se basan en un modelo de equilibrio parcial, donde los agentes mantienen estables sus preferencias y no encuentran restricciones en su optimización.

## Bibliografía

- Antman, F. & McKenzie, D.**, (2005). "Poverty traps and nonlinear income dynamics with measurement error and individual heterogeneity," *Policy Research Working Paper Series 3764*, The World Bank.
- Baltagi, B.** (2005) *Econometric Analysis of Panel Data*; Third edition, John Wiley & Son Ltd.
- Bassi, M.** (2003). "Do Really Matter? Understanding Female Force Participation". 8th Annual Meeting of LACEA, Mexico.
- Becker, G.** (1965) "A theory of allocation of time". *Economic Journal*, 75:493-517.
- Blau, F. and Kahn, L** (2005) "Changes in the labor supply behavior of married women:1980-2000". Working Paper 11230. National Bureau of Economic Research.
- Blundell, R.; MaCurdy, T.** (1999). "Labor Supply: A Review of Alternative Approaches" in Ashenfelter, O. and Card, D, Eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, Elsevier Science Publishers, pp. 1559–1693.
- Blundell, R.; Meghir, C.; Neves P.** (1993) "Labour supply and intertemporal substitution" *Journal of Econometrics* 59 (1993) 137-160. North- Holland.
- Bound, J., D. A. Jaeger y R. M. Baker** (1995). "Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogeneous explanatory variable is weak", *Journal of the American statistical association*, 90(430), 443–450.
- Cameron, A.; Trivedi; P.** (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Casacuberta C.; Vaillant V.** (2002). "Trade and Wages in Uruguay in the 1990's", Documento de Trabajo N° 902, Departamento de Economía dECON
- Deaton, A.** (1985) "Panel data from time series of cross-sections". *Journal of Econometrics*, 1985, 30, (1-2), 109-126
- Dessing, M.** (2002) "Labor supply, the family and poverty: the S-shaped labor supply curve" *Journal of Economic Behavior and Organization*, 49: 433-458.
- Espino, A.; Leites, M.; Machado, A.** (2009), "El aumento en la oferta laboral de las mujeres casadas en Uruguay", en *Desarrollo y Sociedad Journal*, núm. 64, septiembre. Universidad de los Andes, Bogotá.
- Ghez, G.; Becker, G.** (1975) The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle NBER.
- Goldin, C.** (2006) "The Quiet Revolution That Transformed Women's Employment, Education, and Family" Ely Lecture, American Economic Association Meetings, Boston MA (Jan. 2006), published in *American Economic Review, Papers and Proceedings* 96 (May 2006), pp. 1-21.
- Gonzalez R. y Sala H.** (2011). "The Frisch elasticity in the Mercosur Countries: a Pseudo-Panel Approach", Economic and Finance Working Paper Series N°11-19
- Heckman, J.** (1979) "Sample selection bias as a specification error". *Econometrica* 47: 153–161.

- Heckman, J; MaCurdy, T.** (1980) “Corrigendum on a life cycle model of female labor supply,” *Review of Economic Studies*, vol. 47, January, 47-74.
- Heckman, J.; MaCurdy, T.** (1982) “A life cycle model of female labor supply,” *Review of Economic Studies*, vol. 49, January, 659-660.
- Juhn, C.; Murphy, K.; Topel, R.** (1991). “Why Has the Natural Rate of Unemployment Increased over Time?”, en *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 75-126.
- Killingsworth, M; Heckman, J.** (1986) “Female Labor Supply: A Survey”. Chapter 2 in O. Ashenfelter and R. Layard *Handbook of Labor Economics*, Volume I, Edited by Elsevier Science Publishers B V, 1986
- Lucas, R. E. y Rapping, L.** (1970). "Real Wages, Employment and Inflation". En **E. Phelps (ed.)**, *Microfoundations of Employment and Inflation Theory*. New York: W. W. Norton, Co.
- Lundberg, S.** (1985). “The added worker effect”. *Journal of Labor Economics*, Vol.3, Nº1, pp 11-37.
- MaCurdy, T.** (1981). “An Empirical Model of Labor Supply in a LifeCycle Setting” *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 6.
- Manser, M. y Brown, M.** (1980). "Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis". *International Economic Review. Vol 21, No. 1. The economics of the family*. Nancy Folbre. EE.
- McElroy, M.** (1990). “The empirical content of Nash-bargained household behavior” *Journal of human resources* 25(4), pp. 559-583.
- Pencavel, J.** (2002). "A Cohort Analysis of the Association Between Work Hours and Wages Among Men", *Journal of Human Resources*, Vol. 37, No. 2, primavera.
- Pencavel, J.** (1998). "The Market Work Behavior and Wages of Women 1975–94", *Journal of Human Resources*, Vol. 33, No. 4, otoño.
- Robbins D.; Salinas, D.; Manco, A.** (2009) “La oferta laboral femenina y sus determinantes: evidencia para Colombia con estimativas de cohortes sintéticas” *Lecturas Económicas*. n.70 Medellín ene./jun. 2009.

## ANEXOS

**Tabla A- 1 Resumen de las magnitudes de las elasticidades estimadas en base a pseudo-paneles**

Autores	Metodología	Objetivo	Magnitud de la elasticidad		
			Intertemporal	No compensada	Indeterminado
Blundell, Meghir, and Neves (1993) (Reino Unido)	Pseudo-paneles, VI, MGM, CCS y SCS	Oferta laboral femenina – mujeres casadas	Con niños: 0.8 a 1.2 Sin niños: 0.6	Con niños: 0.5 a 0.8 Sin niños: 0.4	
Pencavel (1998) Estados Unidos	Pseudo-paneles VI, MCP, CCS y SCS.	Oferta laboral femenina			Todas CCS: 0.125 Todas SCS: 0.122 Solteras CCS:0.228 SCS:0.186 Casadas CCS: 0.323 Casadas SCS: 0.445
Pencavel (2002) Estados Unidos	Pseudo-paneles VI, MCP, CCS y SCS.	Oferta laboral masculina	Blancos: 0.146 a 0.278 Negros: 0.041 a 0.243	Blancos -0.18 a 0.25 Negros -0.17 a 0.12	
Bassi (2003) Argentina	Pseudo-paneles VI, MCP, CCS y SCS.	Oferta laboral femenina	Sin VI 0.77 VI: 0.22	0.38	
Robbins et ál. (2009) Colombia	Pseudo-paneles VI, MCP, CCS y SCS.	Oferta femenina, mujeres casadas	Sin VI 0,03 a 0,05 Con VI: 0,008 a 0,06	Sin VI: 0.02 Con VI: 0 a 0.04	

*MCP: Mínimos Cuadrados Ponderados; MGM: Método Generalizado de Momentos; VI: Variables Instrumentales; CCS: Con corrección de sesgo de selección; SCS: sin corrección de sesgo de selección.*

**Tabla A.2 Número de observaciones por cohorte, 1932-1981, Uruguay Urbano.**

Cohorte	Nacidos entre los años		Edad más joven obs.	Mayor edad obs.
1	1932	1936	54	60
2	1937	1941	49	60
3	1942	1946	44	60
4	1947	1951	39	59
5	1952	1956	34	54
6	1957	1961	29	49
7	1962	1966	25	44
8	1967	1971	25	39
9	1972	1976	25	34
10	1977	1981	25	29

**Tabla A-3 Definición de variables**

Todas las variables utilizadas surgen de encuestas cross-section repetidas anualmente, por lo que para obtener las variables a utilizar en el contexto de pseudo-paneles se toma su valor promedio. Cada cohorte o celda surge de la intersección de tres variables (sexo, nivel educativo y generación de nacimiento) y se observa para distintas edades	
<b>Horas de trabajo en empleo principal:</b>	(Variable dependiente) El dato surge de la pregunta incluida en la Encuesta Continua de Hogares. Hasta el año 2000 la pregunta refiere a la cantidad de horas trabajadas la semana anterior en el empleo de mayores ingresos. Desde 2001 cambió a horas habituales en la ocupación principal (definida por el encuestado). Se excluyen las respuestas que señalan más de 90 horas semanales. A ese valor se le aplican logaritmos.
<b>Ingresos laborales por hora en actividad principal:</b>	A partir de la información relevada en la ECH que corresponde a total de ingresos en la ocupación principal, la misma se expresa en términos reales a precios de diciembre de 2006, y se le hace un procesamiento de outliers en la que se excluyen las respuestas que presentan un apartamiento de la media mayor a 3 desvíos estándares. A ese valor se lo divide entre la cantidad de horas mensuales trabajadas en la actividad declarada como principal. Este último valor se obtiene de mensualizar el dato semanal recogido por la ECH. Luego se aplican logaritmos y se toman promedios para los individuos que pertenecen a una misma cohorte o celda.
<b>Otros ingresos no laborales:</b>	Se construye a partir de la variable Ingreso del hogar por todo concepto de las ECH; la que se convierte a valores reales y se le resta la variable Total de ingresos Laborales del hogar que corresponde a la suma de los ingresos laborales en términos reales de todos los integrantes del hogar, depurada de outliers según el procedimiento ya explicitado. Luego se divide entre la cantidad de integrantes del hogar para expresarla en términos per-cápita y se expresa en logaritmos.
<b>VARIABLES UTILIZADAS PARA LA CORRECCIÓN DE SESGO:</b>	
Tasa de empleo efectiva:	Se calcula simplemente como la cantidad de individuos empleados en la cohorte / celda entre el total de individuos incluidos en ella.
Tasa de empleo proyectada:	Es la predicción de la tasa de empleo para cada celda a partir de la edad, la edad al cuadrado, la escolaridad, y los ingresos instrumentados.
<b>VARIABLES DEMOGRÁFICAS:</b>	
Presencia de menores:	Esta variable se construye a partir de identificar los hogares de los individuos estudiados en que hay menores de 6 años por cualquier relación de parentesco. Al construir las celdas, el valor que surge es el porcentaje de hogares en estas condiciones dentro de la cohorte/celda observada.
Casadas y unidas:	Corresponde al porcentaje de mujeres que declaran estar casadas o en unión libre en cada cohorte/celda.
<b>INSTRUMENTOS</b>	
Importaciones:	Se trata del valor de importaciones totales realizadas por el país para cada año calendario en valores constantes, obtenido de la Balanza de Pagos publicada por el Banco Central del Uruguay. Así, al obtener el valor correspondiente a una celda lo que se obtiene es un promedio de los 5 años calendario abarcados por cada celda, ponderado por la cantidad de observaciones correspondientes a cada año.
Tipo de cambio Real:	Esta variable es un índice de Tipo de Cambio Real para 9 países relevantes para el comercio exterior de Uruguay, construido por el Banco Central del Uruguay. También cada valor corresponde al promedio de cada año calendario, por lo que los valores de las celdas combinan valores de 5 años calendario diferentes.
Ingreso de los solteros/solteras:	Se identificaron a hombres y mujeres solteros, cuya relación de parentesco con el jefe del hogar no fuera la de hijo. En base a este subgrupo se construyó la variable ingreso laboral y otros ingresos.

**Tabla A-4 Resultados de las regresiones en diferencia**

Elasticidades intertemporales				
Variable dependiente horas de trabajo empleo principal	Hombres		Mujeres	
	VI A	VI B	VI A	VI B
log(w)	0,205****	0,478	0,205**	1,245
intervalos de confianza (95%)	0,02 0,39	-1,98 2,93	0,07 0,34	-1,14 3,64
<b>Prueba de diferencias significativas en la elasticidad intertemporal según sexo</b>				
En base a VIA		chi2(1) = 0.00		
<p>VIA: interacción entre importaciones y edad, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre tipo de cambio real, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre educación y tipo de cambio real. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones,</p>				
<p>VIB. Salario por hora de las mujeres solteras o de los hombres solteros</p>				
<b>Prueba de para evaluar debilidad de los instrumentos</b>				
Significación conjunta de los instrumentos adicionales	Wald chi(9)=60; Pvalue= 0,000	Wald chi(1)=1; Pvalue= 0,32	Wald chi(9)=21; Pvalue= 0,01	Wald chi(1)=0,31; Pvalue= 0,58
<b>Elasticidades no compensadas por sexo</b>				
Variable dependiente horas de trabajo en empleo principal	Hombres		Mujeres	
	sin demográficos		sin demográficos	
	VI A	VI B	VI A	VI B
log(w)	0,123**	0,446	0,0419	-4,22
intervalos de confianza (95%)	0,022 0,225	-2,52 1,144	-0,133 0,217	-96,70 88,25
log(otros ingresos no laborales)	-0,3	-0,383	-0,100	-0,858
<b>Prueba de diferencias significativas en la elasticidad no compensada según sexo</b>				
<p>VIA: interacción entre importaciones y edad, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre tipo de cambio real, edad al cuadrado, al cubo y a la cuatro. Interacción entre educación e importaciones. Interacción entre educación y tipo de cambio real. Interacción entre el tipo de cambio real y las importaciones,</p>				
<p>VIB. Salario por hora de las mujeres solteras o de los hombres solteros</p>				
<b>Prueba de para evaluar debilidad de los instrumentos</b>				
Significación conjunta de los instrumentos para log(w)	Wald chi(13)=98; Pvalue= 0,000	Wald chi(6)=10; Pvalue= 0,11	Wald chi(13)=42; Pvalue= 0,000	Wald chi(6)=9,1; Pvalue= 0,1669
Significación conjunta de los instrumentos para log(otros ingresos no laborales)	Wald chi(13)=34; Pvalue= 0,0012	Wald chi(6)=40; Pvalue= 0,000	Wald chi(15)=28; Pvalue= 0,001	Wald chi(6)=19; Pvalue= 0,0036