



Lecturas de Economía

ISSN: 0120-2596

lecturas@udea.edu.co

Universidad de Antioquia

Colombia

Robbins, Donald; Salinas, Daniel; Manco, Araceli

La oferta laboral femenina y sus determinantes: evidencia para Colombia con estimativas de cohortes
sintéticas

Lecturas de Economía, núm. 70, enero-junio, 2009, pp. 138-163

Universidad de Antioquia

.png, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=155215647006>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Donald Robbins, Daniel Salinas y Araceli Manco

La oferta laboral femenina y sus determinantes: evidencia para Colombia con estimativas de cohortes sintéticas

Resumen: La elasticidad de la oferta de trabajo al salario real tiene amplias y significativas implicaciones para entender las fluctuaciones de la economía y para evaluar los efectos de cambios en políticas económicas. La literatura reciente enfatiza la importancia de distinguir entre elasticidades intertemporales y no compensadas, teniendo en cuenta la endogeneidad del salario. En este trabajo se construyen pseudo-paneles de horas de trabajo y salarios reales para mujeres con el objetivo de estimar elasticidades de horas de trabajo al salario real; se encuentra apoyo para la teoría del ciclo de vida, con horas de trabajo parcialmente cóncavas y paralelas a la concavidad de salarios, además, las elasticidades intertemporales y no compensadas de oferta a salarios suelen ser positivas pero pequeñas en magnitud.

Palabras clave: oferta laboral, salarios, ciclo de vida, elasticidades oferta salarios, cohortes sintéticas. Clasificación JEL: J21, J22, J30

Female labor supply and its determinants: Evidence for Colombia through estimates of synthetic cohorts

Abstract: The elasticity of labor supply to real wages has broad and significant implications to understanding economic fluctuations and to evaluating the effects of economic policies. Recent literature emphasizes the importance of distinguishing between uncompensated and intertemporal elasticities, controlling for the endogeneity of wages. We use a pseudo-panel of female labor hours and real wages to measure the elasticities of labor supply to real wages. We find that life cycle theory is supported, with partially concave labor hours that are parallel to the concavity of wages. In addition, the intertemporal and uncompensated elasticities of labor supply to wages are positive but small in magnitude.

Keywords: Labor supply, wages, life cycle, elasticities of labor supply, pseudo-panels, synthetic cohorts. JEL Classification: J21, J22, J30

L'offre de travail féminine et ses déterminants : Une étude pour la Colombie en utilisant la méthodologie des cohortes synthétiques

Résumé: L'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire réel a des implications significatives pour comprendre les fluctuations économiques et pour évaluer les effets de changements dans les politiques économiques. La littérature récente souligne l'intérêt de distinguer entre les élasticités intertemporelles et non compensées, tout en tenant compte de l'endogenité du salaire. Dans ce travail nous construisons une série de pseudo-panneaux d'heures travail et des salaires réels associés au travail féminin, dont l'objectif est celui d'estimer des élasticités d'heures de travail par rapport au salaire réel. Les résultats permettent de soutenir le modèle à générations imbriquées lorsqu'on assume les heures de travail partiellement concaves, lesquels sont parallèles à la concavité des salaires. D'autre part, les élasticités intertemporelles et non compensées de l'offre de travail par rapport aux salaires sont positives mais petites dans leur ampleur.

Mots clé: offre de travail, salaires, générations imbriquées, élasticités d'offre des salaires, cohortes synthétiques. Classification JEL: J21, J22, J30

La oferta laboral femenina y sus determinantes: evidencia para Colombia con estimativas de cohortes sintéticas

Donald Robbins, Daniel Salinas y Araceli Manco*

**–Introducción. –I. Revisión de la literatura. –II. Marco teórico.
–III. Metodología empírica. –IV. Resultados empíricos.
–Conclusiones. –Bibliografía.**

Primera versión recibida en julio de 2008; versión final aceptada en febrero de 2009

Introducción

La elasticidad de la oferta de trabajo al salario real tiene significativas implicaciones para entender las fluctuaciones de la economía y para evaluar los efectos de cambios en políticas económicas. Por una parte, la oferta laboral es determinante en el crecimiento económico, porque es un insumo a la producción agregada y, en un contexto intertemporal, se relaciona estrechamente con la tasa de ahorros y la acumulación de capital físico. Por otra parte, la elasticidad oferta-salario es importante en análisis de políticas económicas como los efectos de los impuestos laborales (impuestos a la nómina) sobre el mercado de trabajo.

La literatura internacional acerca del impacto de los impuestos laborales y las políticas de protección de empleo sobre el nivel del mismo es contundente y enfática en el papel central de la elasticidad de la oferta. Daniel Hamermesh en su libro *Labor demand* argumenta que los efectos de los impuestos a la nómina y subsidios no pueden ser analizados teniendo en cuenta solamente la demanda, es necesario que sean estudiados en un contexto de equilibrio donde la elasticidad de la oferta juega un papel importante;¹ por lo tanto, su expresión para el impacto de cambios en los impuestos laborales sobre el nivel del empleo en equilibrio es

* Donald Robbins: Ph.D. en economía, consultor independiente. Dirección electrónica: donaldrobbins2@yahoo.com. Dirección postal: Calle 67 No. 53-108, Bloque 13, oficina 403. Daniel Salinas: M.A. en economía, profesor de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad de Antioquia. Dirección electrónica: jdsalinas@udea.edu.co. Dirección postal: apartado aéreo 1226. Araceli Manco: Ingeniera de Sistemas, consultora independiente. Dirección electrónica: aramaza@yahoo.com.mx. Dirección postal: Calle 67 No. 53-108, Bloque 13, oficina 403. Este artículo es producto derivado del proyecto “La elasticidad oferta laboral-salario en Colombia: estimaciones basadas en recientes avances teóricos y metodológicos para pseudo paneles”, financiado por el Comité de Apoyo a la Investigación –CODI– de la Universidad de Antioquia. Se agradece la colaboración de Daphne Álvarez, Gloria Ceballos y Edison Ruiz.

¹ “Effects of payroll taxes and subsidies cannot be examined from the demand side alone. Instead, their impacts... must be examined in a model of labor market equilibrium”(ver Hamermesh, 1993, p.167).

una función tanto de la elasticidad de la demanda como de la elasticidad de la oferta (ver Hamermesh, 1993, p.168). No obstante la importancia teórica de la oferta, los trabajos para países en desarrollo han estudiado solo la demanda sin incorporar la elasticidad de la oferta.

Las estimaciones de la elasticidad de la oferta laboral al salario real requieren controlar por efectos de ciclo de vida; empíricamente este tipo de modelos (ciclo de vida) requieren datos en forma de panel. Sin embargo, este tipo de datos para individuos son poco comunes, por esto han surgido metodologías basadas en pseudo-paneles, o cohortes sintéticas. En este documento se construyen paneles de horas y salarios para mujeres dentro de cohortes de nacimiento, con el objetivo de estimar elasticidades de horas de trabajo al salario real.

Se ha encontrado evidencia que sugiere que en países desarrollados como Estados Unidos o Gran Bretaña las elasticidades de oferta laboral al salario para mujeres son positivas y altas. Bassi (2003) plantea que estas elasticidades tienen un sesgo positivo, debido a que en estos países los salarios han crecido monótonamente con el crecimiento de participación laboral de las mujeres. También se presenta la hipótesis según la cual para países en desarrollo las fluctuaciones de los salarios reales permitirían aislar los efectos del crecimiento monótono de los salarios que se ve en países desarrollados. Estimando con pseudo-paneles para Argentina, Bassi (2003), halla elasticidades positivas pero sustancialmente más bajas.

Robbins y Salinas (2004,2007a) observan que en varios países latinoamericanos la tasa de participación femenina aumentó fuertemente en las últimas décadas, mientras que los índices de salarios reales son relativamente constantes; argumentan que hay dos posibles hipótesis acerca de la falta de correlación observada entre la creciente tasa de participación y los índices de salarios observados. La primera hipótesis plantea que la baja correlación entre oferta femenina y el salario observado, se debe a una elasticidad oferta-salario relativamente baja, donde los aumentos seculares en la participación femenina se deben a factores diferentes al salario. La segunda hipótesis propone que la elasticidad de la oferta es muy alta y se ajusta rápidamente a cambios en la demanda, implicando que el salario observado es altamente endógeno y el salario de reserva es relativamente constante. La combinación de la alta y rápida elasticidad de oferta con un salario de reserva constante, conduce a un salario observado altamente endógeno que se mantiene casi constante. En este estudio se proporciona nueva evidencia sobre la elasticidad oferta-salario para Colombia y las hipótesis mencionadas previamente.

El artículo es organizado de la siguiente forma: la sección I presenta una revisión de la literatura teórica y metodológica sobre la elasticidad de oferta;

en la sección II se resume la metodología para distinguir entre las elasticidades intertemporales y no-compensadas, la metodología para la formación de pseudo-panes y se describen los datos utilizados; la sección III presenta los resultados empíricos.

I. Revisión de la literatura

Existen dos vertientes teóricas principales sobre el estudio de la oferta laboral: teorías individuales y teorías del hogar (ver por ejemplo Becker, 1981; T.P.Schultz, 1985; Cigno, 1991). Las teorías individuales explican el aumento de la oferta laboral por aumentos en el salario real, y permiten hallar elasticidades horas-salario positivas. Las teorías del hogar enfatizan determinantes como la disminución de la brecha salarial de género, cuyo cambio constituye una variación en el precio relativo del tiempo del hombre y la mujer, e induce variaciones en la participación laboral y la oferta de horas; ambas teorías analizan la oferta en contextos estáticos e intertemporales.

La literatura sobre la oferta laboral estática supone individuos maximizadores de utilidad que eligen entre consumo y ocio, sujeto a sus restricciones de tiempo y presupuesto en un periodo determinado. Las estimaciones de este tipo de oferta laboral arrojan elasticidades conocidas como “elasticidades no compensadas”, (MaCurdy, 1981; Pencavel, 2002).²

Una breve revisión de la literatura internacional, tanto teórica como empírica, sobre los determinantes y la estimación de la relación entre salarios y oferta laboral, permite estudiar distintos conceptos de elasticidades y su forma de estimación. Se distingue entre la elasticidad de oferta intertemporal y la elasticidad estática no compensada.

Heckman y MaCurdy (1980) presentan un modelo de oferta laboral femenina en un contexto del ciclo de vida, desarrollan una metodología de pseudo-panes para estimar la elasticidad de oferta al salario (ver también Ghez y Becker, 1975; Smith, 1977), y una técnica econométrica para corregir por sesgo de selección *fixed effect Tobit*. Los autores no encuentran efectos significativos de choques de salarios sobre consumo y horas trabajadas en el corto plazo, incluyendo efectos de trabajador adicional;³ por el contrario, encuentran apoyo para *Permanent Income*

² Para una revisión completa acerca de la teoría de la oferta laboral estática ver Killingsworth (1983), Pencavel (1986), Blundell y MaCurdy (1999). La oferta laboral estática también estudia modelos de la pareja o del hogar, donde aumentos en el salario de la mujer relativo al salario del hombre o aumentos en ambos salarios pueden inducir mayor participación femenina y transición demográfica. Aquí el número de niños se reduce y la inversión en cada niño aumenta. Para modelos estáticos de parejas y hogares ver, por ejemplo, Becker (1981, 1985), Cigno (1999), Blundell y MaCurdy (1999).

³ Según la teoría efecto del trabajador adicional, en recesión muchos jefes de hogares pierden sus empleos y, en consecuencia, sus conyugues o hijos salen de la inactividad laboral a buscar empleo, aumentando su tasa de participación y la tasa de participación global, Lundberg (1985).

hypothesis de Friedman o sustitución intertemporal, donde cambios en la estructura salarial de la edad inducen cambios en las horas ofrecidas a lo largo del ciclo de vida: mayores ingresos en una determinada edad, inducen mayores horas trabajadas en esa edad y menores horas ofrecidas en otras edades, adicionalmente, en periodos con altos salarios, los niveles de ahorro son mayores.

Heckman y MaCurdy (1980) y otros como Deaton (1997) y Pencavel (2002), destacan que la técnica de pseudo-paneles brinda tres ventajas principales: primero, reflejan la distribución intertemporal de las horas trabajadas y estos efectos no pueden ser distinguidos en un corte transversal, Pencavel (2002) enfatiza que se presentan confusiones cuando no se distingue entre los efectos a través del ciclo de la vida y los efectos estáticos; segundo, esta técnica puede minimizar sesgos debidos a errores en variables, dado su uso de variables agregadas; bajo ciertos supuestos esta técnica es equivalente a variables instrumentales para corregir por errores en variables. Por último, a diferencia de estimaciones con cortes transversales, la técnica permite incorporar variables macroeconómicas.

MaCurdy (1981) desarrolla la teoría de la oferta laboral en un contexto de ciclo de vida; en ese trabajo se presentan diferentes elasticidades de oferta al salario, intertemporal y no compensada. El primer tipo de elasticidad (intertemporal) refleja la optimización íntertemporal en respuesta a cambios en el patrón de salarios a lo largo del ciclo de vida. El segundo tipo de elasticidad (no compensada) refleja cambios en la oferta en un periodo dado cuando el nivel del salario en este periodo aumenta, sin la posibilidad de ahorrar ni suavizar consumo intertemporal en este periodo. También enfatiza que la elasticidad intertemporal no es relevante para el estudio de los impuestos laborales, siendo la elasticidad no compensada, la correcta para elaborar este tipo de análisis; por esta razón entre otras, es crucial poder distinguir empíricamente entre estas elasticidades.

Pencavel (1986) y Heckman y Killingsworth (1986) presentan una síntesis de la literatura sobre la elasticidad de oferta para hombres y mujeres respectivamente. Para hombres, las estimativas indicaban que la elasticidad era cercana a cero o ligeramente negativa. Para mujeres, las estimativas resultaban positivas y generalmente grandes, aunque muy variables a través de especificaciones. Pencavel (1998) presenta resultados nuevos para la elasticidad de sustitución intertemporal para mujeres, encontrando que es alta, como en los estudios anteriores; no obstante, encuentra que dentro de subgrupos educativos y distinguiendo entre mujeres casadas y solteras, las estimativas no son muy variables.

En contraste con las estimativas de los 80s, trabajos como los de Juhn, Murphy y Topel (1991), Juhn (1992) y Juhn y Murphy (1997), encuentran elasticidades de oferta para hombres, que son positivas y relativamente altas.

Pencavel (2002) revisa la evidencia de los 90s para hombres, y argumenta, con base en el marco teórico de MaCurdy (1981), que la aparente discrepancia entre los resultados de los 80s y los de los 90s para hombres se deriva de las diferentes técnicas utilizadas en las estimaciones. Sostiene, además, que las estimativas de los 80s suelen reflejar elasticidades no compensadas, mientras que las estimativas de los 90s reflejan elasticidades intertemporales.

Pencavel (2002) desarrolla una modificación de la metodología de pseudo paneles para distinguir entre los dos tipos de elasticidades, sus estimativas muestran que, mientras los hombres redistribuyen su oferta laboral a lo largo del tiempo (edad) en respuesta a cambios en la distribución de salarios a lo largo de su ciclo de vida, los aumentos en el nivel del salario no inducen aumentos significativos en su oferta no compensada o estática; estos resultados están de acuerdo con las observaciones para países en desarrollo, donde la participación laboral masculina ha sido alta y relativamente constante desde hace mucho tiempo.

Los modelos y las técnicas desarrollados en la literatura revisada, asumen que los individuos disponen de mercados financieros relativamente perfectos. Deaton (1997) resalta la posibilidad de existencia de imperfecciones en estos mercados para países en desarrollo (LDCs), en particular, contempla la posibilidad de que los individuos puedan ahorrar a tasas de interés positivas, sin pedir prestado dinero (esto se puede estudiar en el contexto de modelos de ciclo de vida como dos tasas de interés: una tasa positiva y moderada para ahorros, y una tasa infinita para préstamos); esto indica que la elasticidad intertemporal sería más baja para personas en países en desarrollo.

Para Colombia existen valiosos estudios que brindan información importante sobre la oferta. Prada y Rojas (2009) estiman elasticidades de oferta de horas de trabajo para hombres y mujeres sobre salarios reales, con el objetivo de estudiar el mecanismo de transmisión de la política monetaria a través de los salarios reales y la oferta de trabajo. Estos autores encuentran elasticidades de 0,31 (Elasticidad Frisch) y 0,42 (Elasticidad de sustitución intertemporal), y concluyen que la oferta laboral en Colombia es inelástica. Además del trabajo de Prada y Rojas (2009), la mayoría de estudios para Colombia no presentan estimativas de la elasticidad de la oferta y por lo tanto, no distinguen entre elasticidades de la oferta estáticas *versus* intertemporales. Por lo general, realizan estimaciones con datos de corte transversal y estiman formas reducidas sin la inclusión del salario.

Vélez y Winter (1991) documentan el progresivo aumento de la participación laboral: la participación laboral femenina aumentó, mientras que la masculina se mantuvo relativamente constante. Una serie de artículos documentan un cambio demográfico acompañado del aumento de la participación femenina (ver Rivero y García, 1996; Ribero y Meza, 1997; Tenjo y Ribero, 1998; Urdinola, 1998;

Robbins, 1998; Robbins, 2000). Robbins (1998) y Robbins y Salinas (2004) enfatizan, al igual que Schultz (1985) y Pencavel (2002), la endógenidad del salario y argumentan que una causa subyacente del aumento en la participación laboral femenina, y la transición demográfica que la acompaña, es el crecimiento en el producto *per cápita*.

Robbins (2000) y Rojas y Santamaría (2001) evidencian que aunque hay diferencias entre mujeres con distintos niveles de educación, la participación femenina ha aumentado en general. Tenjo y Ribero (1998) emplean estimativas de la participación laboral basadas en ecuaciones reducidas para cortes transversales, este estudio no controla directamente por el salario. Rojas y Santamaría (2001) presentan estimativas individuales de la participación laboral para mujeres y hombres para varios cortes transversales, estudiando los años de crecimiento y de recesión, para distinguir entre efectos del trabajador adicional y tendencias del largo plazo, aunque no incluyen el salario como control. López (2001) revisa la literatura sobre la participación laboral en Colombia y estudia el aumento en la participación laboral, debido al trabajador adicional durante la crisis y su relación con la tasa de desempleo.

Arango y Posada (2003, 2005) estudian los determinantes de la participación laboral, estimando formas reducidas sin incluir salarios; sin embargo, incluyen variables correlacionadas con el salario. Urdinola y Wodon (2003) estudian el impacto de cambios de la oferta relativa laboral, entre mujeres y hombres sobre la brecha de género, o el salario relativo hombre-mujer; este estudio no presenta estimativas del impacto del salario sobre la oferta.

En la última década ha surgido una interesante literatura empírica que analiza varios aspectos importantes de la oferta laboral colombiana. Sin embargo, es escasa la que proporciona estimativas de la elasticidad de oferta. En general, se estiman formas reducidas de los determinantes de la oferta, sin incluir el salario directamente como variable explicativa.

II. Marco teórico

Se presenta un modelo de ciclo de vida, basado en la metodología presentada en Pencavel (2002), donde los individuos eligen entre consumo C y horas trabajadas h . Se asumirá que las decisiones individuales por escolaridad son exógenas. Los individuos se categorizan por fecha de nacimiento (cohorte) k , y escolaridad s . Se supondrá que los individuos pertenecientes a la cohorte k , tienen una función de utilidad intertemporal aditiva en términos de consumo, horas de trabajo, y edad a .

A. Elasticidad de sustitución intertemporal

Los individuos maximizan una función de utilidad intertemporal en términos de consumo y horas de trabajo.

$$\sum_a (1+\tau)^{-a} U_{k,s}(C_{k,s}(a), h_{k,s}(a)), \quad (1a)$$

donde τ representa la tasa de preferencia del tiempo y U la función de utilidad de los individuos en la edad a , en términos de consumo C , y horas de trabajo h . Los individuos se enfrentan a una restricción de presupuesto definida como ingresos y gastos en cada periodo, donde es posible ahorrar o endeudarse a la tasa de interés r , permitiendo una redistribución de ingresos y gastos a lo largo de la vida.

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

donde w denota salario real y A_0 la riqueza inicial. Para los individuos que trabajan un número positivo de horas, el nivel óptimo de horas ofrecidas es determinado por la siguiente condición de primer orden

$$\text{C.P.O} \quad \frac{\partial U_{k,s}(a)}{\partial h_{k,s}(a)} = \lambda_{k,s} \pi^a w_{k,s}(a), \quad (1c)$$

donde λ es la utilidad marginal de la riqueza inicial, y $\pi = \frac{(1+\tau)}{(1+r)}$.

Asumiendo una función de utilidad explícita,⁴ es posible despejar una expresión para las horas ofrecidas:

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

donde $B_{k,s} = \theta \ln \lambda_{k,s}$, representa una transformación de la utilidad marginal de la riqueza inicial, $\sigma = \theta \ln \pi$, un parámetro que refleja la razón entre la tasa de descuento del individuo y la tasa de interés, y $\varepsilon_{k,s} = -\theta \ln b_{k,s}(a)$, un término de los gustos específicos de cada individuo. La expresión (2) para la oferta laboral es conocida como “función de oferta laboral Frisch”.⁵ El parámetro θ es la elasticidad de sustitución intertemporal, que representa una medida de cómo un individuo ajusta sus horas de trabajo en respuesta a los cambios en los salarios de los anteriores periodos (edades), dejando constante la utilidad marginal de riqueza inicial λ .

La utilidad marginal de la riqueza inicial λ , varía a través de cohorte para cada grupo de escolaridad acorde con las diferencias en los salarios reales y la riqueza.

⁴ Se asume una función de utilidad de la forma: $U_{k,s} = F[C_{k,s}(a)] - (1+\theta^{-1})^{-1} b_{k,s}(a)[h_{k,s}(a)]^{1+\theta^{-1}}$, donde $F[C]$ denota una función monótona positiva del consumo y b un parámetro que representa los gustos de los individuos.

⁵ Las funciones de oferta laboral que mantienen constante la utilidad marginal de la riqueza son conocidas como funciones Frisch. Este tipo de funciones son un método extremadamente útil para el análisis de los problemas de maximización de utilidad en el ciclo de vida. En esta metodología el parámetro que representa la utilidad marginal de la riqueza λ , es un estadístico suficiente, el cual capta toda la información de otros periodos, necesaria para resolver el problema de maximización en el periodo actual. Blundell y MaCurdy (1999).

El término $\lambda_{k,s}$, es fijo para individuos de un cohorte y escolaridad dados; por lo tanto $B_{k,s}$, también es fijo dado cohorte y escolaridad, y puede ser representado por un vector de efectos fijos. Se asumirá que $\varepsilon_{k,s}(a)$ es un término de error independiente e idénticamente distribuido. Una ecuación estimable para la oferta de horas de trabajo de personas con escolaridad s , y edad a , en la cohorte k , dados su salario real w , su edad y efectos fijos por cohorte ω_k y escolaridad ν_s , está dada por:

$$\ln(h_{k,s}(a)) = \omega_k + \nu_s + \sigma a + \theta \ln(w_{k,s}(a)) + \varepsilon_{k,s}(a), \quad (3)$$

cuando los valores futuros de las variables son inciertos, es adecuado estimar la oferta laboral de la expresión (3) en diferencias; por lo tanto, la expresión (3) en diferencias está dada por:

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

donde $\varepsilon^* = \varepsilon_{k,s}(a) - \varepsilon_{k,s}(a-1)$.

B. Elasticidad no Compensada

La elasticidad no compensada del salario es calculada a partir de la expresión (2), donde realizando una aproximación de la utilidad marginal de la riqueza inicial $B_{k,s}$ en términos del salario en el periodo actual $w(a)$, los salarios de otros periodos $w(i)_{i \neq a}$ y la riqueza inicial A_0 , se obtiene una expresión para el logaritmo de las horas trabajadas en función del salario actual $\eta_a \ln[w(a)]$, la sumatoria del salario de otros periodos $\sum_{i \neq a} \eta_i \ln[w(i)]$, y la riqueza inicial $\eta_A A_0$. Si se asume que la utilidad marginal de la riqueza es decreciente para los salarios y la riqueza, los coeficientes η son negativos, por lo tanto, se obtiene una expresión como la siguiente:

$$\ln[h(a)] = \sum_{i \neq a} \eta_i \ln[w_{k,s}(i)] + (\theta + \eta_a) \ln[w_{k,s}(a)] + \eta_A A_{0,k,s} + \psi_{k,s} + \sigma a + \varepsilon_{k,s}(a) \quad (5)$$

donde el coeficiente del logaritmo del salario actual $(\theta + \eta_a)$, es la elasticidad no compensada y tiene signo indeterminado debido a que θ es positivo y η_a es negativo. La expresión (5) presenta problemas para su estimación, pues requiere datos como la riqueza inicial y los salarios del individuo durante toda su vida, que por lo general no están disponibles. Por lo tanto, suponiendo que tanto los salarios como la riqueza inicial dependen de edad y educación, se asume una parametrización para $w(i)_{i \neq a}$ y para A_0 en términos de la edad, la edad al cuadrado, cohorte y escolaridad. Finalmente, se halla una ecuación del logaritmo de las horas trabajadas en función de la edad, la interacción de la edad y la cohorte, la edad y la escolaridad, los ingresos no laborales, y el salario

⁶ Para mayor detalle sobre la derivación de esta expresión ver Pencavel (2002).

actual, donde el coeficiente del salario actual corresponde a la elasticidad no compensada.⁶ Nótese que esta expresión logra aislar el efecto del salario actual sobre las horas de trabajo ofrecidas por el individuo, la expresión (6) es resultante de estas transformaciones.

$$\ln[h_{k,s}(a)] = \sum_{i=0}^2 \mu_{0i} a^i + \sum_{i=0}^2 \mu_{1i} a^i K + \sum_{i=0}^2 \mu_{2i} a^i S + \delta \ln[w_{k,s}(a)] + \beta y_{k,s}(a) + u_{k,s}(a) \quad (6)$$

El término μ_{ij} combina los efectos de los coeficientes de las ecuaciones paramétricas de salarios y riqueza inicial. El coeficiente del ingreso no laboral está dado por $\beta = \eta_A r^{-1}$, el término de error es $u_{k,s}(a)$, y δ es la elasticidad no compensada del salario, donde $\delta = \theta + \eta_a$.

La ecuación (6) en primeras diferencias con respecto al tiempo para cada cohorte y grupo de escolaridad está dada por:

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

La elasticidad no compensada del salario mide la respuesta de las horas trabajadas por los individuos en presencia de un cambio de los salarios en la edad a , que es asociada con un cambio paramétrico en el comportamiento de los salarios en el ciclo de vida.

III. Metodología empírica

Se emplean datos provenientes de las Encuestas de Hogares (EH) en siete ciudades principales de Colombia (1976-2006), Departamento Nacional de Estadística (DANE),⁷ los datos utilizados corresponden a mujeres con edades entre 25 y 65 años.

Dada la imposibilidad de obtener información en forma de panel, se realiza el análisis con cohortes sintéticas o pseudo-panel, estos se construyen a partir de series temporales realizadas por medio de encuestas de corte transversal. Una cohorte de individuos se define como el conjunto de personas nacidas en un mismo año, que pueden ser seguidas a través del tiempo en términos muestrales, es decir que, sucesivas encuestas representan aleatoriamente a la población nacida en un año específico, siendo posible seguir el comportamiento de cada cohorte en el tiempo aún cuando no se disponga de la misma muestra de individuos.

Como se mencionó, existen beneficios al utilizar la metodología de pseudo-panel, entre otros: pueden reducirse los errores en la medición de las variables, bajo ciertos supuestos la estimación de mínimos cuadrados es equivalente a un procedimiento de variables instrumentales, permite aislar los efectos del

⁷ Hasta 1999 se utilizan datos de los trimestres III de cada año de la Encuesta Nacional de Hogares (ENH). A partir de 2000 se toman los datos de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) para los mismos trimestres.

ciclo de vida asociados a cada generación y posibilita la inclusión de variables macroeconómicas.

Los datos están organizados en siete cohortes de nacimiento, definidos en intervalos de seis años (la descripción de las cohortes se presenta en la tabla 1). Cada cohorte se sigue a través del tiempo en función de la edad de sus miembros. Los individuos son agrupados en sub-cohortes por edad, género y años de escolaridad. Se crean tres grupos de escolaridad: primaria incompleta y completa, secundaria incompleta y completa y estudios superiores. Las variables que se forman corresponden a los promedios de horas de trabajo, medianas de salarios por hora, ingresos no laborales y otras variables de características individuales y macroeconómicas.

Tabla 1. *Descripción de las cohortes de nacimiento*

Cohorte	Nacimiento	Edad observación más joven	Edad observación más vieja
1	1930-1935	54en1984	64en1994-1999
2	1936-1941	48en1984	64en2000-2005
3	1942-1947	42en1984	64en2006
4	1948-1953	36en1984	58en2006
5	1954-1959	30en1984	52en2006
6	1960-1965	25en1985-1990	46en2006
7	1966-1971	25en1991-1996	40en2006

Fuente: cálculos propios con base en datos de las Encuestas de hogares (DANE)

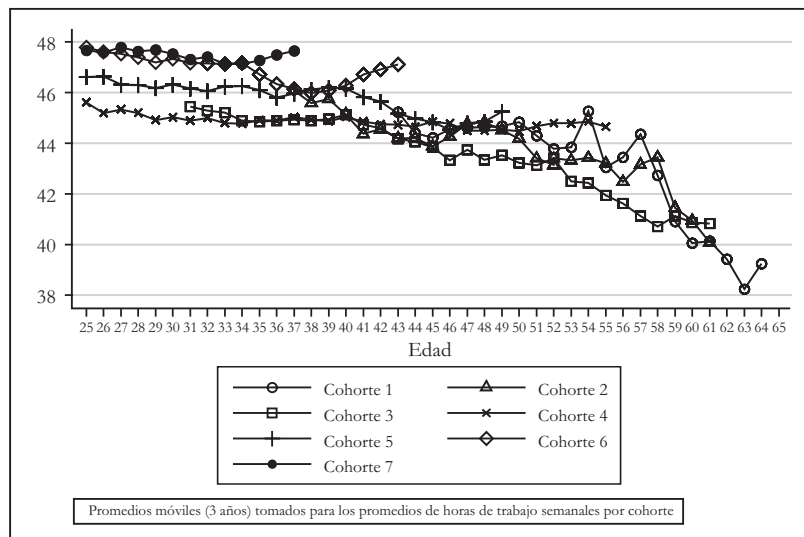
La estimación de las elasticidades se realizará por medio del método de mínimos cuadrados generalizados. La elasticidad de sustitución intertemporal θ , se estima utilizando las ecuaciones (3) y (4), donde la variable dependiente es el logaritmo del promedio de las horas de trabajo semanal, la elasticidad no compensada se estima con las ecuaciones (6) y (7); para estas últimas expresiones, el ingreso no laboral es medido como el ingreso recibido por concepto de rentas, dividendos e intereses. Debido a la endógenidad del salario a la oferta laboral, se instrumenta el salario siguiendo la metodología presentada por Pencavel (2002). Se utilizan como variables instrumentales, variables de comercio internacional,⁸ importación de mercancías y tasa de cambio real, ambas variables interactuando con escolaridad y edad al cuadrado, y el logaritmo del salario mínimo real por hora.

⁸ Estudios para algunos países como Estados Unidos (Borjas y Ramey, 1995), han documentado una relación entre los cambios en el nivel y la estructura de los salarios y el comercio internacional.

IV. Resultados empíricos

En esta sección, se presentan los patrones descriptivos de las horas de trabajo a la semana y los salarios por hora femeninos por cohorte de nacimiento; posteriormente, se documentan los resultados de las estimaciones de las elasticidades de la oferta laboral de horas al salario real para mujeres.

El gráfico 1 presenta los promedios de horas de trabajo semanales por cohorte de nacimiento.⁹ Se observa que las horas trabajadas disminuyen con la edad, en particular, las cohortes más antiguas muestran una pronunciada caída de las horas trabajadas para mujeres mayores de cincuenta años aproximadamente; este hecho proporciona evidencia de la concavidad de las horas trabajadas a través del ciclo de vida. El comportamiento de las horas de trabajo por cada grupo educativo es relativamente similar.



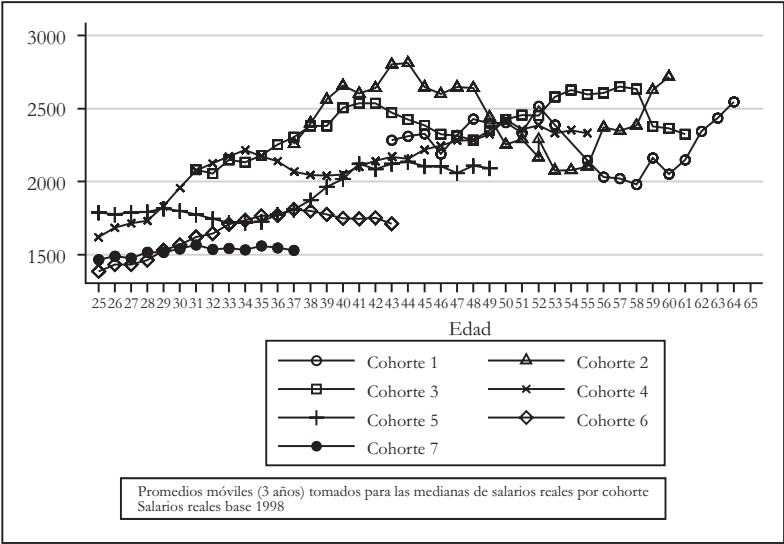
Fuente: cálculos propios. Encuestas de Hogares (DANE)

Gráfico 1. *Promedio de horas de trabajo semanales para mujeres por cohorte de nacimiento*

En el gráfico 2 se presentan medianas de salarios por hora para cada cohorte de nacimiento, se observa un patrón de salarios relativamente cóncavos a través del ciclo de la vida, lo cual es consistente con resultados para otros países y es la

⁹ Para los promedios de horas trabajadas se han tomado series de promedios móviles para tres años con el objetivo de eliminar la volatilidad en las series y observar mejor las tendencias. No obstante, las tendencias de las series originales permanecen inalteradas. Las series sin promedios móviles se puede observar en el apéndice.

principal explicación de la concavidad de participación y oferta de horas a través del ciclo de la vida.



Fuente: cálculos propios. Encuestas de Hogares (DANE)

Gráfico 2. Mediana de salario por hora para mujeres por cohorte de nacimiento

A. Instrumentación del salario

Se presenta una especificación para la instrumentación del salario que incluye el tipo de cambio real, el nivel de importaciones y el salario mínimo; se estiman los salarios instrumentados para todos los cohortes por grupos de educación, se incluyen variables para la edad, edad-cuadrada, y *dummies* por niveles educativos.

Tabla 2. Instrumentación del salario real por grupos educativos, variable dependiente: logaritmo del salario real (mujeres) (estadísticos Z en paréntesis)

Variables Independientes	Grupos Educativos		
	Primaria	Secundaria	Superior
Edad	0,064 (10,14)	0,338 (3,96)	0,043 (3,98)
Edad^2	-0,0007 (-10,33)	-0,0001 (-2,08)	-0,0003 (-2,51)
Tasa de Cambio Real*	0,052 (1,51)	0,230 (5,06)	0,365 (6,14)

Continúa...

Tabla 2. *Continuación*

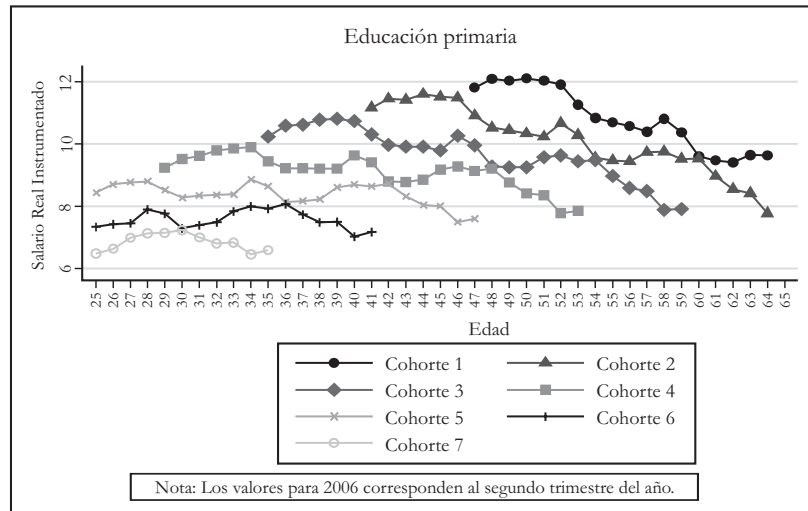
Importaciones*	-0,279 (-5,16)	-0,549 (-9,74)	-0,027 (0,38)
Salario Mínimo Real por hora*	-0,819 (-5,56)	-0,857 (-4,70)	0,902 (3,84)
Constante	6,88 (6,80)	7,96 (6,20)	-5,53 (-3,34)
Observaciones	431	431	425

* Variables en logaritmos naturales

Nota: los grupos de educación incluyen personas con educación completa e incompleta (primaria incompleta y completa, secundaria incompleta y completa y superior incompleta y completa) .

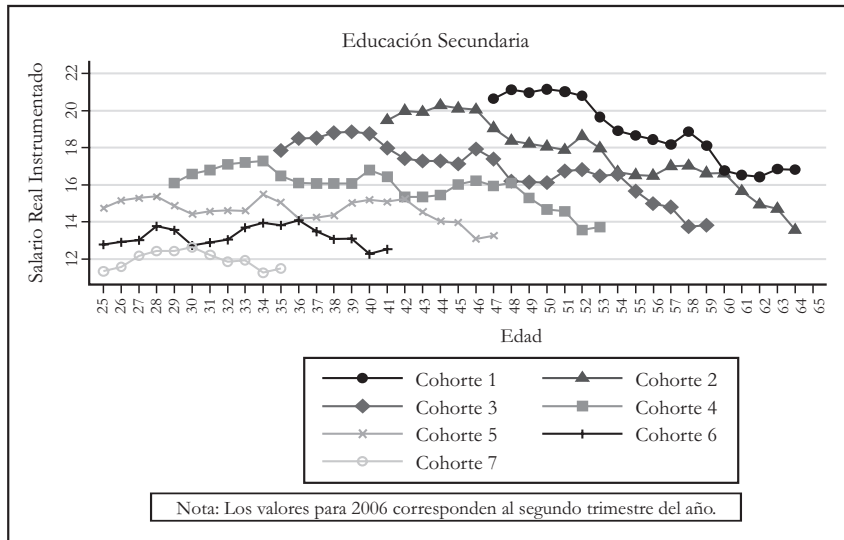
Fuente: estimaciones propias con base en datos de las Encuestas de hogares (DANE)

Se encuentra que los salarios instrumentados tienen pendientes más altas que las de los salarios observados, lo cual refleja la endogeneidad de los salarios, que a su vez podría explicar los aumentos de la tasa de participación femenina y de la oferta laboral total. Esencialmente los salarios instrumentados reflejan los cambios en la demanda. Y las diferencias en los salarios instrumentados a través de grupos educativos, reflejan cambios en la demanda relativa entre trabajadores más y menos calificados. A continuación se presentan los gráficos de los salarios instrumentados.



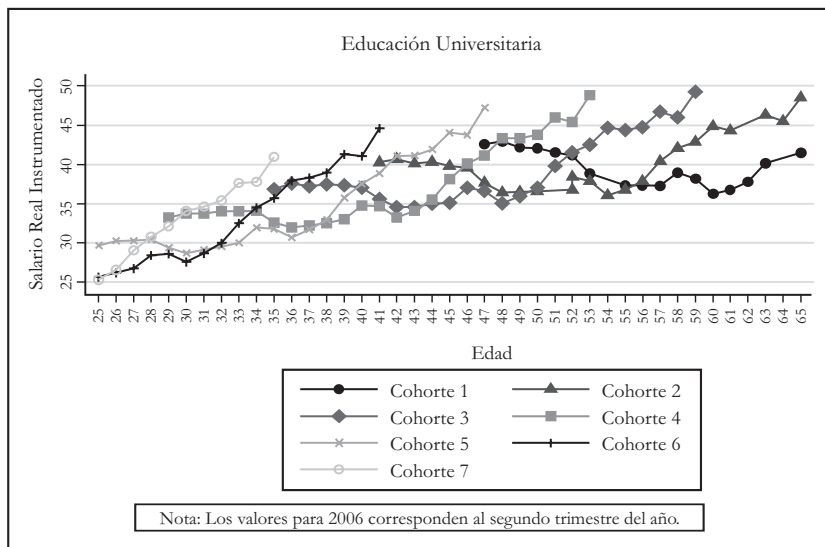
Fuente: cálculos propios. Encuestas de Hogares (DANE)

Gráfico 3. *Salario real instrumentado por hora para mujeres con educación primaria por cohorte de nacimiento*



Fuente: cálculos propios. Encuestas de Hogares (DANE)

Gráfico 4. Salario real instrumentado por hora para mujeres con educación secundaria por cohorte de nacimiento



Fuente: cálculos propios. Encuestas de Hogares (DANE)

Gráfico 5. Salario real instrumentado por hora para mujeres con educación superior por cohorte de nacimiento

Se observa un aumento en salarios para mujeres con educación universitaria a partir de 1990; este resultado es acorde con Robbins (2003) donde se plantea que la apertura comercial tuvo un impacto positivo sobre la demanda relativa de trabajadores calificados.

B. Estimaciones econométricas

En las tablas 3 y 4 se presentan las estimativas de las ecuaciones (3), (4) y (6) (7), correspondientes a las elasticidades intertemporales y no compensadas respectivamente. Los resultados presentados son valores mínimos, máximos y promedios de coeficientes y valores χ^2 obtenidos a partir de siete especificaciones con diferentes conjuntos de controles para la regresión básica. Las regresiones se realizan para cada grupo educativo por separado y en conjunto, las estimaciones se realizan en niveles y primeras diferencias, utilizando promedios móviles de los datos de horas y salarios. Se utilizan promedios móviles para minimizar errores de muestreo y se estima con primeras diferencias para atenuar efectos de heterogeneidad no observada de cohortes y datos no estacionarios. Sin embargo, se recalca que las estimaciones en primeras diferencias podrían aumentar los problemas de errores en variables e introducir sesgos tendientes a cero en los coeficientes.

Tabla 3. Elasticidad intertemporal por grupos educativos, variable dependiente: logaritmo de horas trabajadas (mujeres) (estadísticos Z entre paréntesis)

Variables de Ingreso**		Grupos Educativos*							
		Primaria		Secundaria		Superior		Promedio (1) – (3)	
		(1)		(2)		(3)		(4)	
		Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias
Ingresos	Min.	0,01 (0,74)	0,00 (-0,09)	0,09 (9,65)	0,05 (3,80)	0,00 (-0,26)	0,00 (-0,36)	0,03 (3,74)	0,17 (1,11)
	Max.	0,06 (7,25)	0,04 (3,41)	0,14 (15,05)	0,08 (6,92)	0,01 (0,82)	0,00 (0,46)	0,07 (6,97)	0,04 (3,56)
	Promedio	0,04 (4,90)	0,02 (2,40)	0,12 (12,9)	0,07 (6,10)	0,00 (0,19)	0,00 (0,24)	0,05 (6,01)	0,03 (2,99)
Ingresos (IV)	Min.	0,03 (2,17)	0,00 (0,27)	0,07 (6,64)	0,02 (2,58)	0,00 (-0,06)	0,00 (1,37)	0,33 (2,98)	0,01 (1,40)
	Max.	0,11 (10,98)	0,02 (2,32)	0,13 (11,4)	0,02 (3,76)	0,00 (0,70)	0,00 (1,84)	0,08 (7,62)	0,01 (2,55)
	Promedio	0,08 (8,05)	0,01 (1,40)	0,10 (9,64)	0,02 (3,39)	0,00 (0,42)	0,00 (1,70)	0,06 (6,04)	0,008 (2,29)
Ingresos (SS,IV)	Min.	0,03 (2,21)	0,00 (0,21)	0,07 (6,30)	0,01 (2,48)	0,00 (-0,14)	0,00 (1,36)	0,03 (3,74)	0,00 (1,35)
	Max.	0,12 (11,20)	0,02 (2,39)	0,13 (11,45)	0,02 (3,64)	0,00 (0,74)	0,00 (1,86)	0,08 (7,72)	0,01 (2,61)
	Promedio	0,09 (8,10)	0,01 (1,59)	0,10 (9,59)	0,01 (3,40)	0,00 (0,42)	0,00 (1,71)	0,06 (6,05)	0,01 (2,2)

Continúa...

Tabla 3. *Continuación*

* Coeficientes reportados:

Los coeficientes y valores Z reportados en las columnas (1) a (3) son valores mínimos, máximos y promedios de resultados, entre grupos educativos, de siete especificaciones diferentes para la regresión básica. La diferencia entre cada regresión está en las variables de control utilizadas: Género, P_Jefes_Desempleados, LN (PIB *per-cápita*) y dLN(PIB *per-cápita*).

Los coeficientes reportados en la columna (4) son promedios de resultados a través de grupos educativos para las siete especificaciones diferentes de la regresión básica

** Descripción de variables de ingreso:

- Ingresos: logaritmo de Promedio ponderado de salarios por hora por cohorte de nacimiento.
- Ingresos_IV: Variable Ingresos utilizando salario por hora instrumentado. Las variables instrumentales utilizadas se listan al final de la tabla.
- Ingresos_SS_IV: Variable Ingresos_IV multiplicada por (1 + tasa de aportes a seguridad social).

Notas: (a) Controles utilizados en las regresiones: edad edad2 cohorte educación e interacciones (edadxedu edad2xcoh edad2xcoh); (b) Variables Instrumentales para Salarios: edad edad2 *dummies* por grupos educativos logaritmo natural de la tasa de cambio real, logaritmo natural del valor de las importaciones como porcentaje del PIB, logaritmo natural del salario mínimo real por hora, *dummies* de educación interactuadas con una variable de tiempo y dummy de grupo de educación superior interactuada con una variable dummy igual a uno después del año 1991.

Fuente: estimaciones propias con base en datos de las Encuestas de hogares (DANE)

Tabla 4. *Elasticidad no compensada por grupos educativos, variable dependiente: logaritmo de horas trabajadas (mujeres) (estadísticos Z entre paréntesis)*

Variables de Ingreso**		Grupos Educativos*							
		Primaria		Secundaria		Superior		Promedio (1) – (3)	
		(1)		(2)		(3)		(4)	
		Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias
Ingresos	Min.	-0,02	-0,02	0,06	0,02	-0,02	0,00	0,01	0,00
		(-1,82)	(-1,50)	(5,81)	(1,63)	(-2,70)	(-0,96)	(1,04)	(-0,27)
	Max.	0,04	0,03	0,09	0,06	-0,01	0,00	0,37	0,03
		(3,15)	(2,72)	(8,29)	(5,24)	(-1,15)	(-,019)	(2,63)	(2,57)
	Promedio	0,01	0,01	0,08	0,05	-0,01	0,00	0,02	0,02
		(1,50)	(0,61)	(7,16)	(3,43)	(-2,10)	(-0,57)	(1,83)	(1,15)
Ingresos (IV)	Min.	0,02	0,00	0,05	0,01	0,00	0,00	0,23	0,00
		(1,73)	(-0,64)	(5,18)	(0,13)	(-0,05)	(1,31)	(2,28)	(1,08)
	Max.	0,09	0,01	0,09	0,01	0,00	0,00	0,06	0,01
		(6,91)	(1,24)	(7,71)	(1,84)	(0,24)	(1,70)	(4,92)	(1,59)
	Promedio	0,06	0,01	0,07	0,01	0,00	0,00	0,04	0,00
		(4,80)	(0,30)	(6,56)	(0,98)	(0,08)	(1,50)	(3,6)	(1,17)
Ingresos (SS,IV)	Min.	0,02	-0,01	0,05	0,01	0,00	0,00	0,23	0,00
		(1,58)	(-0,69)	(4,81)	(1,06)	(-0,02)	(1,30)	(2,10)	(0,55)
	Max.	0,09	0,01	0,09	0,01	0,00	0,00	0,06	0,01
		(7,20)	(1,35)	(7,79)	(1,96)	(0,28)	(1,71)	(5,05)	(1,67)
	Promedio	0,06	0,01	0,07	0,01	0,00	0,00	0,04	0,01
		(4,90)	(0,33)	(6,51)	(1,51)	(0,13)	(1,50)	(3,50)	(1,11)

Continúa...

Tabla 4. *Continuación*

* Coeficientes reportados:

Los coeficientes y valores Z reportados en las columnas (1) a (3) son valores mínimos, máximos y promedios de resultados, entre grupos educativos, de siete especificaciones diferentes para la regresión básica. La diferencia entre cada regresión está en las variables de control utilizadas: Género, P_Jefes_Desempleados, LN(PIB *per-cápita*) y dLN(PIB *per-cápita*). Abajo se listan las demás variables de control utilizadas en todas las regresiones.

Los coeficientes reportados en la columna (4) son promedios de resultados a través de grupos educativos para las siete especificaciones diferentes de la regresión básica.

** Descripción de variables de ingreso:

- Ingresos: logaritmo de Promedio ponderado de salarios por hora.

- Ingresos_IV: Variable "Ingresos" utilizando salario por hora instrumentado. Las variables instrumentales utilizadas se listan al final de la tabla.

- Ingresos_SS_IV: Variable Ingresos_IV multiplicada por $(1 + \text{tasa de aportes a seguridad social})$.

Notas: (a) Controles utilizados en las regresiones: edad edad2 cohorte educación e interacciones (edadxedu edad2xedu edad2xcoh edad2xcoh); (b) Variables instrumentales para salarios: edad edad2 dummies por grupos educativos logaritmo natural de la tasa de cambio real, logaritmo natural del valor de las importaciones como porcentaje del PIB, logaritmo natural del salario mínimo real por hora, dummies de educación interactuadas con una variable de tiempo y dummy de grupo de educación superior interactuada con una variable *dummy* igual a uno después del año 1991.

Fuente: estimaciones propias con base en datos de las Encuestas de hogares (DANE)

En las tablas 3 y 4 se presentan los resultados para los coeficientes de los ingresos salariales. Se usan tres definiciones para los ingresos por hora: i) el ingreso salarial observado, ii) el ingreso salarial instrumentado, y iii) el ingreso salarial instrumentado ponderado por la tasa de impuestos a la nómina, con el objetivo de reflejar el salario neto, incluyendo la valoración de beneficios.¹⁰ En todos los casos, las elasticidades de horas al salario son pequeñas en magnitud, las elasticidades intertemporales de horas son positivas, tanto en niveles como primeras diferencias para mujeres con educación primaria o secundaria. En el caso de mujeres con educación universitaria, las elasticidades son cero en niveles y positivas en primeras diferencias. Como se esperaba, las elasticidades estimadas aumentan su valor cuando se instrumenta el salario. Dada la endogeneidad del salario se produce un sesgo negativo en las regresiones sin instrumentación. Adicionalmente, se encuentra, consistente con la teoría, que las elasticidades intertemporales son más altas (más positivas) que las elasticidades no compensadas.

En general, las elasticidades tienden a ser positivas en primeras diferencias, sugiriendo que las estimativas en niveles podrían ser sesgadas hacia abajo; este

¹⁰ Se pondera el salario por $(1 + SS/2)$, donde SS es la suma de las tasas de aportes a seguridad social, tanto del empleador como del empleado. La división por dos refleja una estimativa de la valoración por parte del empleado de estas contribuciones, no hay estimativas de esta valoración. Esta formulación, supone que trabajadores perciben beneficios valorados a la mitad de la contribución total a seguridad social, esta medida es subjetiva, y se realizó con base en discusiones con expertos en el tema.

sesgo podría derivarse de una correlación entre atributos no observados de cohortes, que aumentan sus horas y participación, pero que son negativamente correlacionadas con el salario,¹¹ o por la presencia de tendencias en la oferta y los salarios reales.¹²

En las tablas 5 y 6 se examinan las estimativas de las variables de control, se encuentra que las elasticidades de horas a la brecha de género no presentan patrones claros.¹³ Los resultados no proporcionan mucho apoyo a la hipótesis de Schultz (1985), donde aumentos en la tasa de participación femenina se deben a disminuciones en la brecha de género.

Tabla 5. *Coefficientes de variables de control por grupos educativos - regresiones intertemporales. Variable dependiente: logaritmo de horas trabajadas (mujeres) (estadísticos Z entre paréntesis)*

Variables de Control**		Grupos Educativos*							
		Primaria		Secundaria		Superior		Promedio (1) – (3)	
		(1)		(2)		(3)		(4)	
		Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias
Género	Min.	-0,04	-0,02	-0,06	0,00	0,00	-0,02	-0,01	-0,01
		(-1,96)	(-2,67)	(-1,37)	(0,04)	(0,01)	(-1,29)	(-0,08)	(-1,06)
	Max.	0,03	0,00	0,09	0,02	0,14	-0,01	0,07	0,00
		(1,39)	(-0,60)	(1,96)	(1,08)	(3,63)	(-0,40)	(1,28)	(-0,25)
Promedio		-0,02	-0,02	0,04	0,01	0,08	-0,01	0,03	-0,01
		(-0,57)	(-1,63)	(0,29)	(0,56)	(1,82)	(-0,84)	(1,20)	(0,65)
Porcentaje de Jefes Desempleados	Min.	-0,07	-0,02	-0,13	-0,02	-0,47	-0,06	-0,21	-0,03
		(-1,78)	(-1,03)	(-1,99)	(-0,84)	(-5,80)	(-1,67)	(-3,03)	(-1,18)
	Max.	-0,06	-0,01	-0,02	-0,02	-0,42	-0,04	-0,19	-0,02
		(-1,67)	(-0,68)	(-0,44)	(-0,69)	(-5,02)	(-1,21)	(-2,67)	(-0,86)
Promedio		-0,07	-0,02	-0,09	-0,02	-0,44	-0,05	-0,20	-0,03
		(-1,72)	(0,85)	(-1,21)	(0,76)	(-5,40)	(-1,94)	(-2,64)	(0,03)
PIB Per-cápita	Min.	0,22	0,11	0,22	0,12	0,32	0,14	0,25	0,12
		(7,36)	(4,52)	(9,38)	(5,86)	(10,27)	(4,68)	(9,69)	(5,20)
	Max.	0,25	0,19	0,27	0,21	0,33	0,27	0,27	0,22
		(8,80)	(6,92)	(11,56)	(6,96)	(10,78)	(6,37)	(9,97)	(6,49)

Continúa...

¹¹ Por ejemplo, si las rentas son más bajas, suele aumentar participación, mientras que las rentas bajas son negativamente correlacionadas con el salario, por estar asociadas con capital humano bajo.

¹² Los salarios son índices de salarios reales por subgrupos específicos de capital humano y cohortes, y tienden a bajar en el tiempo, mientras que la oferta femenina suele subir en el tiempo. Trabajos futuros abordarán este tema utilizando técnicas de cointegración para paneles.

¹³ Un estudio reciente, Badel y Peña (2007), argumenta que la brecha de género en Colombia no ha disminuido en el tiempo. Si esta conclusión es correcta (las correcciones por sesgo de selección que son importantes aquí, suelen ser más viables en teoría que en la práctica), esta variable no podría explicar cambios en la tendencia de la participación femenina, a no ser que la brecha observada fuera endógena y no representara la medición ideal.

Tabla 5. *Continuación*

Promedio	0,23 (8,08)	0,15 (4,72)	0,25 (10,47)	0,17 (6,41)	0,32 (10,54)	0,21 (5,25)	0,27 (9,71)	0,17 (5,60)
dPIB <i>Per-cápita</i> Min.	-0,11 (-2,74)	-0,10 (-4,03)	-0,01 (-0,24)	-0,07 (-2,96)	-0,14 (-2,64)	-0,14 (-3,95)	-0,11 (-2,75)	-0,10 (-3,59)
Max.	0,08 (1,98)	0,02 (1,08)	0,10 (2,31)	0,04 (1,72)	0,11 (1,63)	0,00 (0,12)	0,07 (1,23)	0,02 (1,00)
Promedio	0,04 (2,69)	-0,04 (2,55)	0,02 (1,03)	-0,02 (-0,06)	0,01 (0,09)	-0,07 (-2,01)	-0,01 (-1,31)	-0,04 (-2,10)

* Coeficientes Reportados: los coeficientes y valores Z reportados en las columnas (1) a (3) son valores mínimos, máximos y promedios de resultados, entre grupos educativos, de siete especificaciones diferentes para la regresión básica. Los coeficientes reportados en la columna (4) son promedios de resultados a través de grupos educativos para las siete especificaciones diferentes de la regresión básica

** Descripción de variables de control:

- Género: coeficientes para la variable brecha de género estimados por una función de ingresos para cada año del periodo 1976-2006.
- P_Jefes_Desempleados: porcentaje de mujeres jefas desempleadas por cada cohorte.
- PIB *per-cápita*: logaritmo natural del PIB *per-cápita*
- dPIB *per-cápita*: primera diferencia del PIB *per-cápita*

Fuente: estimaciones propias con base en datos de las Encuestas de hogares (DANE)

Tabla 6. *Coefficientes de variables de control por grupos educativos - regresiones no compensadas. Variable dependiente: logaritmo de horas trabajadas (mujeres)*
(Estadísticos Z entre paréntesis)

Variables de Control**		Grupos Educativos*							
		Primaria		Secundaria		Superior		Promedio (1) – (3)	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
		Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias	Niveles	Diferencias
Género	Min.	-0,06 (-2,88)	-0,03 (-3,07)	-0,04 (-0,85)	0,02 (1,01)	0,00 (0,02)	-0,01 (-1,03)	0,00 (0,43)	-0,00 (-0,47)
	Max.	0,03 (1,35)	0,00 (-0,55)	0,11 (2,68)	0,04 (2,20)	0,09 (2,62)	0,00 (-0,11)	0,05 (0,86)	0,01 (0,26)
	Promedio	-0,03 (-0,76)	-0,02 (-1,54)	0,06 (1,80)	0,03 (1,50)	0,06 (1,31)	0,00 (-0,57)	0,03 (0,60)	0,00 (0,31)
Porcentaje de Jefes Desempleados	Min.	-0,11 (-2,78)	-0,02 (-0,98)	-0,10 (-1,93)	-0,02 (-1,02)	-0,36 (-4,82)	-0,05 (-1,50)	-0,19 (-3,17)	-0,03 (-1,05)
	Max.	-0,06 (-1,70)	-0,01 (-0,70)	-0,08 (-1,49)	-0,02 (-0,69)	-0,35 (-4,30)	-0,04 (-1,24)	-0,16 (-2,49)	-0,02 (-0,98)
	Promedio	-0,08 (-2,21)	-0,02 (-0,84)	-0,09 (-1,71)	-0,02 (-0,85)	-0,35 (-4,48)	-0,05 (-1,42)	-0,17 (-2,54)	-0,03 (-1,01)
PIB <i>Per-cápita</i>	Min.	0,19 (6,20)	0,11 (4,70)	0,21 (9,09)	0,14 (6,59)	0,25 (8,27)	0,15 (4,34)	0,22 (8,09)	0,13 (5,21)
	Max.	0,22 (9,31)	0,21 (7,42)	0,23 (9,63)	0,19 (6,70)	0,29 (8,71)	0,24 (5,57)	0,24 (8,32)	0,20 (7,04)
	Promedio	0,22 (7,80)	0,15 (1,45)	0,23 (9,31)	0,16 (3,41)	0,28 (8,54)	0,20 (5,03)	0,24 (8,15)	0,17 (6,04)

Continúa...

Tabla 6. *Continuación*

dPIB <i>Per-cápita</i> Min.	-0,10 (-2,52)	-0,11 (-4,34)	-0,06 (-1,59)	-0,05 (-2,43)	-0,08 (-1,42)	-0,12 (-3,38)	-0,08 (-1,84)	-0,09 (-3,38)
Max.	0,09 (2,28)	0,02 (1,06)	0,08 (1,94)	0,05 (2,58)	0,09 (1,61)	0,00 (0,16)	0,08 (1,72)	0,03 (1,43)
Promedio	-0,04 (-0,16)	-0,04 (-1,52)	0,02 (0,02)	0,00 (0,05)	0,02 (0,12)	-0,06 (-1,62)	0,00 (-0,06)	-0,03 (0,94)

* Coeficientes reportados:

Los coeficientes y valores Z reportados en las columnas (1) a (3) son valores mínimos, máximos y promedios de resultados, entre grupos educativos, de siete especificaciones diferentes para la regresión básica. Los coeficientes reportados en la columna (4) son promedios de resultados a través de grupos educativos para las siete especificaciones diferentes de la regresión básica

** Descripción de variables de control:

- Género: coeficientes para la variable brecha de género estimados por una función de ingresos para cada año del periodo 1976-2006.
- P_Jefes_Desempleados: porcentaje de mujeres jefas desempleadas por cada cohorte.
- PIB *per-capita*: logaritmo natural del PIB *per-cápita*
- dPIB *per-capita*: primera diferencia del PIB *per-cápita*

Fuente: estimaciones propias con base en datos de las Encuestas de hogares (DANE)

La elasticidad al porcentaje de jefes desempleados es cero o negativa. Robbins, Salinas y Manco (2007) presentaron estimativas de pseudo-paneles para la elasticidad de la participación laboral al salario, utilizando el mismo marco metodológico, encontraron que el coeficiente del porcentaje de jefes desempleados era positivo y significativo, siendo esta evidencia consistente con la hipótesis de Added-Work-Effect, donde el desempleo del jefe conduce al incremento en la oferta laboral de los otros miembros del hogar. La asimetría entre los resultados para participación (elasticidades positivas) y las elasticidades negativas o cero para horas, sugiere que en recesión, el porcentaje de jefes desempleados aumenta, pero el producto *per cápita* está creciendo menos o disminuyendo. Los familiares, cónyuge e hijos, salen a buscar empleo, pero dado la caída en demanda agregada, solo encuentran empleos con bajo número de horas. No obstante, es necesaria más investigación al respecto para confirmar o descartar esta interpretación.

Examinando las elasticidades al producto *per cápita* y a la primera diferencia del producto *per cápita*, se encuentra que el efecto del producto sobre las horas ofrecidas es positivo (elasticidad producto *per cápita* a horas positiva) pero decreciente (elasticidad primera diferencia del producto *per cápita* a horas negativo). Una posible explicación puede ser que en épocas de auge, las horas ofrecidas tienden a responder rápidamente a los cambios en el producto *per cápita* durante el corto plazo. Sin embargo, el incremento en la demanda agregada induce aumentos en los salarios de mercado, que en el mediano o largo plazo (ver Robbins y Salinas, 2004), se podrían ver reflejados en mayores tasas de

participación laboral, aumentando el número de individuos en el mercado y desacelerando el crecimiento de las horas trabajadas por individuo.

En general, los resultados muestran que el aumento en el producto *per cápita* a través del tiempo, controlando por otros factores, es un elemento importante en el aumento secular de las horas de trabajo y posiblemente la tasa de participación. Adicionalmente, los resultados parecen ser consistentes con que el efecto del trabajador adicional es importante para explicar el comportamiento cíclico de las horas y la tasa de participación.

La evidencia presentada muestra bajas elasticidades de oferta femenina de horas a salarios. La instrumentación del salario y estimación en primeras diferencias proporcionan elasticidades oferta-salario más altas, donde estas elasticidades suelen ser positivas, pero pequeñas en magnitud. La evidencia sugiere que el salario es fuertemente endógeno, y que las correcciones por esta endogeneidad son importantes. El patrón de elasticidades es consistente con las predicciones teóricas, donde las elasticidades intertemporales son más altas que las elasticidades no compensadas. En general, las elasticidades son más bajas que las encontradas en países desarrollados. Esto apoya la hipótesis de Bassi (2004), que plantea que las altas elasticidades encontradas en los países desarrollados se deben a que, en esos países, los salarios se incrementan monótonamente con el crecimiento de participación laboral de las mujeres. Sin embargo, en países en desarrollo, las fluctuaciones de los salarios reales permitirían aislar los efectos del crecimiento monótono de los salarios, lo cual se observaría en elasticidades oferta a salarios más bajas.

Conclusiones

Se encuentra apoyo para la teoría del ciclo de vida, con horas de trabajo parcialmente cóncavas y paralelas a la concavidad de salarios. La evidencia es consistente con la importancia de endogeneidad del salario y, por consiguiente, la instrumentación del salario en la metodología empírica. Cuando se instrumenta y se estima en primeras diferencias, las elasticidades de oferta suelen ser positivas, pero pequeñas en magnitud. Estos resultados son consistentes con los de Bassi (2004) para Argentina.

Cuando se corrige con la instrumentación del salario y se utilizan primeras diferencias, se encuentran elasticidades de oferta al salario que suelen ser positivas, pero son 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.

La evidencia para apoyar modelos del hogar, donde la reducción en la brecha de género produciría un fuerte aumento en la tasa de participación femenina,¹⁴ es débil. Y, finalmente, encontramos apoyo para la hipótesis del trabajador adicional (*Added Worker Effect*). En síntesis, se encuentra apoyo, semejante a Bassi (2004), para la primera hipótesis: que el modelo individualista de la oferta no parece ser capaz de explicar los aumentos seculares en la oferta laboral femenina. No obstante, todos los controles no fueron capaces de explicar el aumento total en las horas de trabajo de mujeres. Recordamos que buena parte del poder explicativo de las estimativas pudo ser absorbido por las variables control de cohortes, reflejando factores seculares que no pudieron ser explicados completamente. Entonces, mientras se considera que los modelos del hogar con base en el paradigma de Becker son necesarios para explicar el aumento en la oferta laboral femenina en las últimas décadas, requerirá más investigación para explicar todos los factores que indujeron el aumento de la oferta femenina en Colombia en las últimas tres décadas.

Bibliografía

- ARANGO, Luis E. y POSADA, Carlos (2003). "La Participación Laboral en Colombia", Fedesarrollo, *Coyuntura Social*, No. 28, Junio.
- ARANGO, Luis E y POSADA, Carlos (2005). "Labor Participation of Married Women in Colombia", *Borradores de Economía*, No. 357, Banco de la República.
- BADEL, Alejandro y PEÑA, Ximena (2007). "Decomposing the Gender Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia", *mimeo*, Universidad de los Andes y Georgetown University, agosto.
- BASSI, Marina (2003). "Do Really Matter? Understanding Female Force Participation". *8th Annual Meeting of LACEA*, Mexico, October.
- BECKER, Gary (1981). *A Treatise on the Family*, Ed. Harvard University Press.
- BECKER, Gary (1985). "Human Capital, Effort and the Sexual Division of Labor". *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, No. 1, part 2, January.
- BORJAS, George y RAMEY, Valerie (1995). "Foreign Competition, Market Power, and Wage Inequality", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 4, Noviembre, pp. 1075-1110.
- BLUNDELL, Richard, y MACURDY, Thomas (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.

¹⁴ No obstante, este resultado podría sufrir sesgos, debido a tendencias en las series de participación y la brecha de género.

- CIGNO, Alessandro (1991). *Economics on the Family*, Oxford University Press, New York.
- DEATON, Angus (1997). *The analysis of Household Surveys-A microeconomic approach to development policy*, The John Hopkins University Press.
- GHEZ, Gilbert y BECKER, Gary (1975). “*The allocation of Time and Goods over the Life Cycle*”, Columbia University Press, New York.
- HAMERMESH, Daniel (1993). *Labor Demand*, New Jersey, Princeton University Press.
- HECKMAN, James y MACURDY Thomas (1980). “A Life Cycle Model of Female Labor Supply”, *Review of Economic Studies*, Vol. 47, enero.
- JUHN, Chinui (1992). “Decline of Male Labor Force Participation: The Role of Declining Market Opportunities”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 1, Febrero, pp. 79-121.
- JUHN, Chinui, y MURPHY, Kevin (1997). “Wage Inequality and Family Labor Supply”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 1, Parte 1, enero, pp. 72-97.
- JUHN, Chinui; MURPHY, Kevin y TOPEL, Robert (1991). “Why Has the Natural Rate of Unemployment Increased over Time?”, *Brookings Papers in Economic Activity*, No. 2, pp. 75-126.
- KILLINGSWORTH, Mark (1983). *Labor Supply*, Cambridge University Press, first edition.
- KILLINGSWORTH, Mark y HECKMAN, James (1986). “Female Labor Supply: A Survey”. In Ashenfelter, O. Layard, R, eds., *Handbook of Labor Economics*, Vol. 1, Elsevier Science Publishers, pp. 103-204.
- MACURDY, Thomas (1981). “An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting”, *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 6.
- LUNDBERG, Shelly (1985). “The Added Worker Effect”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, No. 1, Parte 1, enero, pp. 11-3.
- LÓPEZ, Hugo (2001). “Características y Determinantes de la Oferta Laboral Colombiana y su Relación con la Dinámica del Desempleo”, Seminario sobre aspectos teóricos y experiencias internacionales en materia de empleo y desempleo, Banco de la República, Bogotá, Colombia.
- PENCANEL, John (1986). “Labor Supply of Men: A Survey”. Ashenfelter, O. and Card, D, Eds., *Handbook of Labor Economics*, Volumen 3A, Elsevier Science Publishers.
- PENCANEL, John (1998). “The Market Work Behavior and Wages of Women 1975-94”, *Journal of Human Resources*, Vol. 33, No. 4, otoño.

- PENCABEL, John (2002). "A Cohort Analysis of the Association Between Work Hours and Wages Among Men", *Journal of Human Resources*, Vol. 37, No. 2, primavera.
- RIBERO, Roció y GARCÍA, Carmen (1996). "Estadísticas Descriptivas del Mercado Laboral Masculino y Femenino en Colombia: 1976-1995", *Archivos de Macroeconomía*, No. 48, DNP, Colombia.
- RIBERO, Roció y MEZA, Claudia (1997). "Determinantes de la Participación Laboral de Hombres y Mujeres en Colombia: 1976-1995", *Archivos de Macroeconomía*, No. 63, DNP, Colombia.
- ROJAS, Norberto y SANTAMARIA, Mauricio (2001). "La Participación Laboral: ¿Que ha Pasado y que Podemos Esperar?", *Archivos de Economía*, No. 146, DNP, Bogotá, Colombia.
- ROBBINS, Donald (1998). "The Determinants of Human Capital Accumulation in Colombia, With Implications for Trade and Growth Theory - Progreso (Milagroso) y Retroceso (Espantoso) en los Logros Educativos colombianos: evidencias para Bogotá", *Coyuntura Económica*, Vol. XXVIII, No. 2, Fedesarrollo, Bogotá, Colombia.
- ROBBINS, Donald (2000). "The Determinants of Female Labor Force Participation and Real Wages in Bogotá, Colombia", *Studies on Economics and Gender*, GTZ (Deutsche Gesellschaft Fur Technische Zusammenarbeit (German Society for Technical Cooperation)), enero.
- ROBBINS, Donald (2003). "Technological Change, Human Capital Accumulation, Wage Structure and the Growth of Real Wages - The Deep Roots of Colombia's Crisis Of Growth And Accumulation", *Cuadernos de Administración*, Vol. 16, No. 20, Universidad Javeriana, Bogotá, Colombia, Septiembre.
- ROBBINS, Donald y SALINAS, Daniel (2004). "Micro-Macro Models of the Labor Force Participation and Growth", *Mimeo*, Pontificia Universidad Javeriana.
- ROBBINS, Donald y SALINAS, Daniel (2007a). "Partial Equilibrium Models of Labor Supply", *Mimeo*, Universidad de Antioquia.
- ROBBINS, Donald; SALINAS, Daniel y MANCO, Araceli (2007b). "La Elasticidad de la Participación Laboral Femenina al Salario y Otros Determinantes- Evidencia para Colombia con Estimativas de Cohortes Sintéticos", *Mimeo*, Universidad de Antioquia.
- SCHULTZ, Paul (1985). "Changing World Prices, Women's Wages, and the Fertility Transition: Sweden 1860-1910", *Journal of Political Economic*, Vol. 93, No. 6, December.
- SMITH, James (1977). "Family Labor Supply over Life Cycle", *Explorations in Economic Research*, Vol. 4, primavera.

- TENJO, Jaime y RIBERO, Rocío (1998). "Participación, Desempleo y Mercados Laborales en Colombia", *Archivos de Macroeconomía*, No. 81, DNP, Bogotá, Colombia.
- URDINOLA, Piedad (1998). "Mujeres en sus casas: un recuento de la población económicamente activa femenina", *Archivos de Macroeconomía*, No. 86, DNP, Colombia.
- URDINOLA, Diego y WODON, Quentin (2003). "Relative Labor Supply and the Gender Wage Gap: evidence for Colombia and the United States", *Archivos de Economía*, DNP, No. 238, Colombia.
- VÉLEZ, Eduardo y WINTER, Carolyn (1992). "Women`s Labor Force Participation and Earnings in Colombia". In George Psacharopolous and Zafiris Tzannatos. *Case Studies on Women`s Employment and Pay in Latin America*. The World Bank.