

Penalizaciones salariales por maternidad y segmentación del mercado laboral: el caso de la Argentina

María del Pilar Casal y Bradford L. Barham

RESUMEN

En este artículo se explora la relación entre la segregación del mercado laboral y las penalizaciones salariales por maternidad en la Argentina en los sectores formal e informal. Se emplean estrategias de estimación de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y regresión por cuantiles, así como la descomposición de Blinder-Oaxaca y la de Ñopo para identificar las fuentes de las diferencias salariales. Se concluye que hay evidencia sólida de segmentación del mercado laboral y que las penalizaciones salariales por maternidad difieren sustancialmente de un sector a otro y entre distintos cuantiles de salarios. En particular, las madres trabajadoras del sector formal no sufren penalizaciones, pero sí las del sector informal. La penalización salarial aumenta con el número de hijos, especialmente por los de menor edad, y es mayor en la base de la distribución salarial condicional, seguida por el extremo superior.

PALABRAS CLAVE

Mujeres, maternidad, empleo de la mujer, mercado de trabajo, salarios, discriminación basada en el género, empresas comerciales, sector informal, modelos econométricos, Argentina

CLASIFICACIÓN JEL

J31, J16, O17

AUTORES

María del Pilar Casal es becaria honoraria del Departamento de Economía Aplicada y Agrícola de la Universidad de Wisconsin-Madison. casal@wisc.edu

Bradford L. Barham es profesor del Departamento de Economía Aplicada y Agrícola de la Universidad de Wisconsin-Madison. barham@aae.wisc.edu

I

Introducción

El rápido crecimiento de la participación de las mujeres en el mercado laboral es una de las principales transformaciones mundiales de los últimos 50 años (Goldin, 2006). Las relaciones económicas y sociales han cambiado drásticamente en muchos aspectos de la existencia, lo que ofrece a las mujeres más poder y control sobre su propia vida, pero ciertamente no sin importantes limitaciones y diferencias según el tipo de trabajo que procuren, la familia de la que provengan y la que ayuden a formar (Babcock y Laschever, 2003). Las mujeres aún enfrentan grandes desafíos en materia de igualdad de género, y la maternidad parece ser una explicación “natural” al hecho de que se ubiquen en una posición desventajosa en sus trabajos (Budig y England, 2001). De este modo, el grado en que los factores institucionales —como las leyes, reglas y normas que protegen a las madres— determinen los resultados salariales y las experiencias de las mujeres en el mercado laboral es una cuestión de fundamental relevancia para las políticas de cualquier país.

En este artículo se examinan por primera vez las penalizaciones salariales de la maternidad en América Latina, donde la segmentación del mercado laboral podría dar lugar a distintos resultados entre sectores debido a la diferencia en las normas institucionales. Específicamente, se investiga si la segmentación del mercado laboral en los sectores formal e informal acarrea experiencias disímiles entre las madres y las mujeres sin hijos argentinas, analizándose sus salarios. Durante la década de 1990, las políticas de liberalización y ajuste estructural afectaron en gran medida a la dinámica de los mercados laborales de la Argentina, dieron lugar al aumento de la pobreza y la desigualdad, y generaron situaciones de inseguridad laboral y empleo precario (De Pablo, 2005). Este período se caracterizó por el incremento del empleo informal y el desempleo —impulsados en parte por un alza significativa de la participación de la mujer en la fuerza laboral—, y además por el descenso del poder adquisitivo de los salarios, dado que el empleo formal se redujo y el empleo no declarado o informal se elevó notablemente en proporción (Faur, 2008a). En vista de estos cambios, es útil investigar si la división del mercado de trabajo entre los sectores formal e informal da lugar a distintas penalizaciones a la maternidad. Esta investigación se realiza examinando los salarios de las madres y las

mujeres sin hijos de ambos sectores en la Argentina entre 1995 y 2003, período que abarca las principales políticas de liberalización establecidas a comienzos de la década de 1990 (Pastor y Wise, 1999).

Las principales preguntas empíricas que se abordan son: i) ¿Las mujeres que trabajan en el sector informal ganan salarios muy inferiores a los de las trabajadoras del sector formal, como señala la teoría tradicional de segmentación del mercado laboral? ii) ¿Existe una penalización salarial por maternidad en alguno de los sectores o en ambos? iii) De ser así, ¿es distinta la penalización para las trabajadoras formales que para las informales? La hipótesis en este estudio es que todas estas preguntas tienen respuestas afirmativas debido a que, en los mercados laborales segmentados, las madres no disponen de la misma protección en el sector formal que en el informal. En concreto, se espera que las mujeres tengan una mejor situación en el sector formal, donde la protección legal y consuetudinaria puede permitirles ganar salarios más altos y mantenerlos durante la maternidad.

Para examinar estos temas, se efectuaron estimaciones de ingresos salariales de Mincer con diversas especificaciones. Además de las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), se emplearon métodos por cuantiles para explorar la posibilidad de que exista una diferente penalización por maternidad en distintos segmentos de la distribución salarial, dado que esto permite focalizarse específicamente en la identificación de “techos de cristal” en la cima y “suelos pegajosos” en la base del espectro¹. Se utilizó una descomposición de Blinder-Oaxaca para examinar las diferencias salariales en dos partes, una que identifica el capital humano y otros factores medibles que pueden causar esas disparidades, y otra que recupera un componente no explicado, que se relaciona con la discriminación. Finalmente, la descomposición se complementa con una descomposición no paramétrica

¹ La hipótesis del “suelo pegajoso” se refiere a las potenciales barreras al avance de las mujeres, como los compromisos familiares, las actitudes, los estereotipos y las estructuras organizativas en grupos de bajo nivel educativo y salarial. La hipótesis del “techo de cristal” o “barrera invisible” se refiere a la discriminación que a menudo enfrentan las mujeres y las minorías en grupos más educados al tratar de ascender en la jerarquía de una organización, especialmente cuando tienen más hijos, en comparación con los hombres y con las mujeres sin hijos.

alternativa desarrollada por Ñopo (2008). Esto permite llegar a una mejor explicación de las diferencias salariales relacionadas con la maternidad, dado que muestra en qué grado la brecha calculada se debe a los resultados de las madres y mujeres sin hijos que están fuera del soporte común.

Los resultados empíricos son consistentes con la teoría tradicional de segmentación del mercado laboral y la hipótesis de que las mujeres que trabajan en el sector informal ganan considerablemente menos que sus contrapartes del sector formal. Asimismo, las mujeres del sector informal experimentan una penalización salarial por maternidad estadísticamente significativa, mientras que en el sector formal la mayoría de los coeficientes estimados vinculados a la maternidad y los hijos no son significativos. Los resultados de la regresión por cuantiles varían sustancialmente a lo largo de la distribución salarial condicional; el 10% más pobre de la muestra de mujeres del sector informal es el que sufre la mayor

penalización salarial por maternidad. Estos resultados son ampliamente consistentes a lo largo de todo el período de reformas de liberalización, aunque surgen diferencias notables al comparar las penalizaciones salariales antes y después del colapso del peso argentino, ocurrido a fines de los años noventa. En general, los sectores formal e informal tienen distintas estructuras de salarios, acordes con una serie distinta de instituciones y normas que determinan las experiencias laborales de las mujeres, y de las madres en particular.

El resto del artículo se organiza de la siguiente manera: en la sección II se discuten las publicaciones que existen sobre la penalización salarial por maternidad y la segmentación del mercado de trabajo. En la sección III se describen la estrategia y metodología empíricas. A continuación, en la sección IV se analizan las principales características de los datos y en la sección V se muestran los resultados. Por último, se presentan las conclusiones en la sección VI.

II

Análisis de las publicaciones existentes

1. La segmentación del mercado laboral

La teoría de la segmentación del mercado laboral pone en tela de juicio la teoría económica neoclásica y su reflejo en la teoría del capital humano, argumentando que los trabajadores y los empleos no se combinan fluidamente mediante un mecanismo universal de mercado (Rosenzweig, 1988). Por el contrario, los empleos y la mano de obra difieren según los mercados. En la visión tradicional se destaca la existencia de una división dual entre los segmentos primario (o independiente) y secundario (o subordinado) y se sostiene que las fronteras entre los segmentos limitan considerablemente la movilidad ocupacional (Bauder, 2001). Una consecuencia de ello es que los mercados laborales del sector formal muestran cierta forma de rigidez salarial en la que los salarios se mantienen sobre el nivel de compensación del mercado. En este enfoque convencional de la literatura, el empleo asalariado no regulado y el autoempleo son considerados un sector residual al que se ingresa libremente y que tiene un carácter informal. Dadas las rigideces de la movilidad y los salarios en el sector formal, los mercados laborales se tornan ineficientes y surge la necesidad de efectuar reformas estructurales. Sin embargo, en estudios recientes se ha cuestionado

el enfoque tradicional y se argumenta que la dualidad también puede presentarse en el sector informal (Pagés y Stampini, 2007; Fields, 2008).

La evidencia empírica sobre la segmentación del mercado de trabajo es diversa, y no todos los investigadores encuentran pruebas de que los salarios sean más elevados en el sector formal. Teniendo en cuenta que la movilidad de los trabajadores en general guarda correlación con diferencias salariales entre sectores, el tamaño mismo de la brecha salarial también es un indicador de segmentación del mercado. Utilizando datos de México, Maloney (1999) no puede probar ni negar la segmentación basada en diferencias de ingresos, porque el movimiento desde cualquier sector hacia el autoempleo se vincula a un aumento sustancial y significativo de la remuneración por hora después de impuestos. Gong y van Soest (2002) muestran que en la zona urbana de México las diferencias salariales se incrementan con el nivel educativo, especialmente en el sector formal. Por ejemplo, en igualdad de circunstancias, un hombre con educación superior puede ganar aproximadamente 150% más que uno con el nivel educativo más bajo en el sector formal, mientras que en el informal la diferencia es de solo un 44%. El patrón es similar para las mujeres, aunque los errores estándar son mucho mayores debido al

pequeño número de salarios observados. Packard (2007) presenta un examen transversal de las diferencias de salarios en Chile, y los resultados de la corrección del sesgo de selección muestral revelan que los trabajadores autónomos ganan hasta dos veces más que los empleados bajo contrato (empleados formales). No obstante, la interpretación de estos resultados requiere cautela, ya que el autor descubrió un sesgo positivo de selección muestral hacia el autoempleo y el empleo sin contrato.

Botelho y Ponczek (2011) midieron el grado de segmentación del mercado laboral brasileño empleando un panel genuino de individuos y descubrieron que la diferencia del salario medio entre los trabajadores formales e informales era de un 7,8%. Esto sugiere que existe un bajo grado de segmentación en este mercado. Los autores afirman que el fenómeno de la segmentación se relaciona estrechamente con las leyes laborales del Brasil, que dejan poco espacio para la negociación directa entre las empresas y los empleados. Pagés y Stampini (2007) estudiaron la segmentación del mercado laboral utilizando datos de panel de tres países de Europa oriental y central y tres países de América Latina, y encontraron pruebas de primas salariales en el sector formal con relación al informal solo en la región latinoamericana, sin diferencias estadísticas por niveles de capacitación. Pero no hallaron primas salariales significativas en los países de Europa analizados. Las estimaciones de las primas salariales en América Latina abarcan del 6% al 12% para los trabajadores no especializados y del 9% al 20% para los especializados. Finalmente, con respecto al caso de la Argentina, Prata y Quintin (2006) analizaron la hipótesis de que los trabajadores ganan sueldos más altos en el sector formal que en el informal. Si bien los modelos paramétricos sugieren la existencia de una prima en el empleo formal, que se mantiene tras controlar por características individuales y empresariales, las pruebas semiparamétricas empleadas en este artículo indican que esa prima es negativa o pequeña e insignificante.

2. La penalización salarial por maternidad

Las brechas salariales de género constituyen una esfera de investigación ampliamente estudiada, mucho más en países desarrollados que en países en desarrollo. Los avances de las mujeres en materia educativa y el aumento de sus oportunidades en el mercado laboral redujeron la brecha respecto de los hombres e incrementaron la representación femenina en puestos de alto nivel (Ridgeway y Corell, 2004). Algunos investigadores sostienen que la brecha salarial entre hombres y mujeres solteras no es significativa; no obstante, las diferencias

de ingresos entre hombres y mujeres casadas siguen siendo pronunciadas (Gangl y Ziefle, 2009). Dado el tradicional papel de cuidadoras que tienen las mujeres, además de la brecha salarial tradicional, las madres parecen ser las que sufren las mayores desventajas, y esta “penalización por maternidad” se ha identificado en las diferencias salariales entre madres y mujeres sin hijos al controlar por otros factores de capital humano que típicamente originan las diferencias de salarios.

La mayoría de los estudios sobre penalización de la maternidad se centran en los Estados Unidos de América (Waldfoegel, 1997 y 1998; Kennelly, 1999; Budig y England, 2001; Anderson, Binder y Krause, 2002 y 2003; Correll, Benard y Paik, 2007), aunque también hay evidencias de esta penalización en Alemania, el Reino Unido de Gran Bretaña e Irlanda del Norte y los países escandinavos (Budig y England, 2001; Beblo, Bender y Wolf, 2009). Gangl y Ziefle (2009) desarrollaron un original enfoque de la penalización por maternidad que incluye el análisis entre países usando datos de Alemania, los Estados Unidos de América y el Reino Unido de Gran Bretaña e Irlanda del Norte. Por último, Piras y Ripani (2005) exploraron los efectos de la maternidad en la participación en la fuerza laboral y los salarios en Bolivia (Estado Plurinacional de), el Brasil, el Perú y el Uruguay. Si bien en este trabajo se plantea por primera vez la penalización salarial por maternidad en América Latina, debe considerarse que en él no se distinguen los posibles resultados del mercado formal de los del sector informal, donde imperan normas institucionales diferentes.

Como se resume en Budig y England (2001) y Correll, Benard y Paik (2007), hay varias explicaciones posibles para la penalización por maternidad. Por una parte, las que se refieren a las trabajadoras se basan en las diferencias de capacidades, comportamientos y características entre madres y mujeres sin hijos. Primero, las mujeres que deciden tener hijos interrumpen su experiencia laboral porque tienen que pasar un tiempo en casa dedicándose a su cuidado. Segundo, las obligaciones de la maternidad y el cuidado del hogar pueden agotar a las mujeres o distraerlas de su trabajo, lo que disminuye su productividad y dedicación. Tercero, las mujeres podrían renunciar a empleos mejor remunerados dando preferencia a trabajos más favorables para la familia, que les permitan trabajar menos horas y pasar más tiempo en casa. Por otra parte, las explicaciones para la discriminación se basan en la idea de que si bien las madres pueden ser igual de productivas, los empleadores (por motivos estratégicos) pueden pagarles menos que a las mujeres sin hijos y a los hombres que tienen una productividad similar en el mercado laboral.

En estudios empíricos se presenta evidencia de las explicaciones relativas a las trabajadoras y las correspondientes a la discriminación. Sobre la base de encuestas longitudinales de los Estados Unidos de América, Waldfogel (1997) concluye que, después de controlar el capital humano, la heterogeneidad no observada y el empleo a jornada parcial, persiste una penalización salarial por maternidad no explicada del 4% por un hijo y del 12% por dos o más hijos. Budig y England (2001) emplearon las mismas encuestas longitudinales que Waldfogel y analizando un período de tiempo distinto, descubrieron un 7% de penalización salarial por hijo. Aproximadamente un tercio de la pérdida de ingresos se debe a la experiencia laboral, y los otros dos tercios es probable que se atribuyan a la productividad o la discriminación del empleador, o a una combinación de ambas. Anderson, Binder y Krause (2002) descubrieron que las trabajadoras poco calificadas no reciben una penalización por maternidad, mientras que las madres universitarias de dos o más hijos experimentan un 15% de penalización salarial. Gangl y Ziefle (2009) establecieron que la penalización por maternidad se sitúa entre el 9% y el 18% por hijo en Alemania, los Estados Unidos de América y el Reino Unido de Gran Bretaña e Irlanda del Norte, y que en el primero de estos países se

observa el mayor costo para la maternidad comparado con los otros dos. Piras y Ripani (2005) demuestran que, sin controlar la segmentación, existe una penalización salarial por maternidad en el Perú para las madres con hijos menores de 7 años. En los casos de Bolivia (Estado Plurinacional de) y el Brasil, los autores encontraron pruebas de primas salariales para madres y no obtuvieron resultados significativos sobre el Ecuador. Finalmente, a diferencia del hallazgo anterior, Amuedo-Dorantes y Kimmel (2005) analizaron 19 rondas de la Encuesta Nacional Longitudinal de 1979 y concluyeron que las madres universitarias de los Estados Unidos de América, lejos de sufrir penalizaciones salariales, ganan una prima en comparación con las mujeres universitarias sin hijos, y que la postergación de la fecundidad incrementa incluso más sus sueldos.

Esta evidencia de primas salariales por maternidad puede deberse a la segmentación del mercado laboral, si es que las normas del sector formal protegen los derechos de las madres y las del sector informal no lo hacen. La literatura revisada anteriormente difiere del presente artículo porque en ella no se toma en cuenta este tipo de consideraciones explícitas de normas diferentes para ambos sectores, mientras que en este estudio tienen un lugar central.

III

La estrategia empírica: metodología

La ecuación de ingresos básicos empleada aquí y en la mayoría de los estudios sobre salarios deriva de Mincer (1974) y se presenta en la ecuación (1). Al estudiar los mercados laborales, los economistas suelen definir la “discriminación” como la existencia de diferentes salarios para trabajadores con la misma productividad o capacidad, pero con distintas características personales (como edad, raza, sexo y nacionalidad, entre otras). Para determinar si hay una penalización salarial por tener más hijos en los dos sectores, en este trabajo se incluye una variable ficticia para la maternidad en la ecuación (1).

Al emplear la tradicional ecuación de retornos laborales de Mincer aumentada, la primera aproximación es el siguiente modelo aditivo y lineal semilogarítmico:

$$\ln w_{ij} = \alpha_{ij} + \beta_{1j}M_{ij} + \beta_{2j}H_{ij} + \beta_{3j}F_{ij} + \beta_{4j}J_{ij} + \mu_{ij} \quad (1)$$

donde i indexa a la mujeres de manera individual, j indica dos tipos de empleo (formal “ F ” e informal “ I ”) y μ es un término de error. Específicamente:

- la variable dependiente $\ln w_i$ es el logaritmo natural del salario real por hora de las mujeres i ;
- M es una serie de variables ficticias que toma el valor 1 si la mujer i es madre de un hijo, dos hijos, o tres o más hijos menores de 15 años, y un valor 0 si la situación es otra;
- H es un vector de las variables de capital humano (edad, cuadrado de la edad, educación, ocupación);
- F es un vector de las variables categóricas de familia (estado civil, jefatura de hogar), y
- J es un vector de las variables de las características del empleo (lapso de tiempo en el mismo empleo, trabajador a tiempo completo en comparación con el de jornada parcial, sector público comparado con

sector privado, tamaño de la empresa y sectores económicos: servicios, manufactura y comercio).

Al investigar si las mujeres que trabajan en el sector informal ganan significativamente menos que las del sector formal, el objetivo es comprobar la siguiente hipótesis nula:

$$H_0: \ln \hat{w}_I - \ln \hat{w}_F < 0 \quad (2)$$

en comparación con la hipótesis alternativa:

$$H_A: \ln \hat{w}_I - \ln \hat{w}_F \geq 0$$

Se espera que, como predice la teoría tradicional de segmentación del mercado laboral, los ingresos por hora sean significativamente más altos para las mujeres empleadas en el sector formal. Las primas salariales para mujeres ocupadas en el sector formal apoyarían la posibilidad de que haya una segmentación en el mercado de trabajo de la Argentina.

Además, se espera que el coeficiente estimado de la variable ficticia de maternidad en la ecuación (1) sea negativo en el sector informal y, si está especificado por la cantidad de hijos, aumente con el número de ellos. Faur (2008b) destaca las normativas con enfoque de género que se aplican a la maternidad en la Argentina. Si bien los hombres perciben asignaciones familiares y el otorgamiento de seguro social y pensiones para el hogar se organiza en torno de ellos, las mujeres tienen derechos de maternidad y las madres cuentan con 90 días de licencia por maternidad remunerada, que pueden tomarse antes o después de la fecha del parto. No obstante, esta ley solo se cumple en el caso de las empleadas del sector formal (Faur, 2008b, pág. 52) y esta diferencia podría significar una penalización salarial menor en este segmento. De hecho, es posible, por una parte, que no haya diferencias salariales significativas entre madres y mujeres sin hijos en el sector formal, por las siguientes razones: i) las mujeres embarazadas empleadas en el sector formal están protegidas contra el despido; ii) las mujeres de hogares más acomodados tal vez no necesiten ausentarse del mercado laboral durante el embarazo o puedan trabajar a jornada parcial cuando tienen hijos porque tienen los medios para solventar una guardería privada o contratar ayuda en el hogar², y

iii) si disponen de asistencia permanente en las tareas domésticas y el cuidado de los hijos, es probable que las mujeres del segmento formal se cansen menos en el hogar y sean más productivas en el trabajo.

Por otra parte, es probable que haya una penalización salarial por maternidad en el segmento informal, teniendo en cuenta que ninguna de las consideraciones enumeradas podría aplicarse a las trabajadoras informales que son madres. Del mismo modo, en comparación con las mujeres sin hijos, las trabajadoras del sector informal que tienen hijos podrían estar expuestas a la discriminación de los empleadores, dado que estos pueden percibir o argumentar que las madres cuestan más dinero y probablemente no están dispuestas a trabajar en jornada completa. Además, las diferentes características entre las madres y las mujeres sin hijos podrían ser más evidentes en el sector informal que en el formal, porque las trabajadoras informales suelen tener menos educación y más hijos. Faur (2008b) afirma que las mujeres casadas en la Argentina son las que dedican la mayor parte del día al cuidado de los hijos, pero esto ocurre especialmente en los hogares pobres, donde muchos niños no asisten a programas de educación temprana, mientras que en el sector informal esa es la situación de la mayoría de las madres que trabajan. Por lo tanto, las distintas barreras institucionales y sociales impiden que las mujeres más pobres (especialmente las madres) accedan a empleos con salarios más elevados y, en consecuencia, acentúan la discriminación por clase, género y maternidad que ellas enfrentan.

En la literatura sobre la penalización por maternidad, la mayoría de las estimaciones se orientan a abordar sus efectos salariales y controlar la potencial endogeneidad de la variable de maternidad. La situación ideal sería utilizar datos longitudinales y métodos de regresión con datos de panel de efecto fijo para controlar la autoselección, los efectos de cohorte u otros tipos de heterogeneidad no observada, además de las opciones de participación laboral (Gangl y Ziefle, 2009). A diferencia de los utilizados en algunos trabajos recientes sobre penalización salarial por maternidad en los Estados Unidos de América y Europa (Waldfoegel, 1997; Budig y England, 2001; Anderson, Binder y Krause, 2002 y 2003; Gangl y Ziefle, 2009), los datos del empleo doméstico en la Argentina no tienen la estructura longitudinal necesaria. En cambio,

² Faur (2008b) indica que, si bien la situación de los centros de educación inicial en la ciudad de Buenos Aires es bastante buena en comparación con otras localidades de la Argentina, la cobertura del cuidado de los niños, especialmente en el sector educativo, está lejos

de ser universal. En los últimos años se elevó la demanda de vacantes en centros de cuidado infantil y en su mayoría fue cubierta por el sector privado. Aun así, hay una creciente demanda insatisfecha de vacantes en guarderías y jardines estatales por parte de personas que no pueden solventar el cuidado de los hijos.

la estrategia de muestreo se basa en cortes transversales dinámicos con reemplazo periódico de encuestados.

El enfoque inicial en este estudio es entonces estimar la ecuación (1) de retornos salariales de Mincer empleando la estimación clásica de MCO o la regresión media condicional. Para complementar la ecuación de MCO se utilizó el método de regresión por cuantiles³. Estos modelos tienen muchas características útiles que justifican su empleo (Buchinsky, 1998; Falaris, 2008; Yasmin, 2009; Olbrecht, 2009). Primero, la regresión por cuantiles permite que los parámetros β varíen en distintos puntos de la distribución condicional de la variable dependiente y hace posible investigar si las características productivas de las trabajadoras tienen efectos que cambian a lo largo de la distribución condicional. Segundo, esta regresión es menos sensible que la de MCO a los valores atípicos en la variable dependiente, dado que minimiza la suma ponderada de las desviaciones absolutas. Asimismo, cuando los términos de error son anormales, la regresión por cuantiles ofrece un estimador más eficiente que los MCO. Por último, dicha regresión posee una representación de la programación lineal que facilita la estimación.

En las regresiones lineales clásicas, la media muestral es la solución al problema de minimizar la suma de los cuadrados de los residuos, mientras que la mediana soluciona el problema de minimizar la suma de los residuos absolutos. En el caso de los otros cuantiles, dado que la simetría del valor absoluto permite obtener la mediana, minimizar la suma de los residuos absolutos ponderados asimétricamente permitiría obtener los cuantiles:

$$\min_{\xi \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - \xi) \quad (3)$$

donde la función $\rho_{\tau}(\cdot)$ es la función de valor absoluto que produce el cuantil muestral τ -ésimo como solución.

En el caso de la regresión por MCO, dada la muestra aleatoria $\{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ y la siguiente ecuación:

$$\min_{\mu \in \mathbb{R}} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2 \quad (4)$$

si se resuelve la ecuación (4), se obtiene la media muestral $E(Y)$, que es una estimación de la media incondicional

de la población. A continuación, se reemplaza el término μ por una función paramétrica $\mu(x, \beta)$:

$$\min_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu(x_i - \beta))^2 \quad (5)$$

De la ecuación (5) se obtiene una estimación de la función de valor esperado condicional $E(Y|x)$. En las regresiones por cuantiles se procede de la misma manera. Se reemplaza el término ξ en la ecuación (3) por la función paramétrica $\xi(x_i, \beta)$ y se establece τ en $1/2$. Finalmente, para obtener las otras funciones condicionales de los cuantiles, se reemplaza el valor absoluto por $\rho_{\tau}(\cdot)$:

$$\min_{\beta \in \mathbb{R}^p} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(y_i - \xi(x_i - \beta)) \quad (6)$$

El problema de minimización resultante cuando $\xi(x_i, \beta)$ se formula como una función lineal de parámetros, puede resolverse con métodos de programación lineal.

1. La descomposición de diferencias salariales de Blinder-Oaxaca

Dado que el interés particular en este estudio consiste en comparar ingresos entre grupos (específicamente, entre el formal y el informal, y entre las madres y las mujeres sin hijos), también se emplea la técnica clásica de descomposición de diferencias salariales propuesta por Blinder (1973) y Oaxaca (1973). Esta descomposición divide las diferencias salariales entre los dos grupos en una parte que es “explicada” por las desemejanzas en la productividad y una parte residual “no explicada”, que normalmente se usa como medida de la discriminación (Jann, 2008).

Si se supone que interesa comparar dos grupos demográficos, A y B , se pueden estimar las siguientes ecuaciones para cada uno:

$$Y_i^A = \beta_i^A + \sum_{j=1}^n \beta_j^A X_{ji}^A + u_i^A \quad (7)$$

$$Y_i^B = \beta_i^B + \sum_{j=1}^n \beta_j^B X_{ji}^B + u_i^B \quad (8)$$

³ Para explicar la regresión por cuantiles este estudio se basa principalmente en Koenker y Hallock (2001) y Wooldridge (2000).

Dadas las ecuaciones lineales (7) y (8), la diferencia media de los resultados puede definirse como la diferencia de las predicciones lineales en las medias especificadas por grupo de las variables independientes. En concreto, la diferencia bruta (R) surge de:

$$R = E(Y^A) - E(Y^B) = \beta_0^A - \beta_0^B + \sum_j \beta_j^A (\bar{X}_j^A - \bar{X}_j^B) + \sum_j \bar{X}_j^B (\beta_j^A - \beta_j^B) = U + E + C \quad (9)$$

donde $U = \beta_0^A - \beta_0^B$; $E = \sum_j \beta_j^A (\bar{X}_j^A - \bar{X}_j^B)$;

$$C = \sum_j \bar{X}_j^B (\beta_j^A - \beta_j^B)$$

La ecuación (9) tiene una descomposición “triple”. El primer componente (U) es la parte no explicada de la diferencia captada por el coeficiente de cambio. El componente E es la parte atribuible a la diferencia de dotaciones (efecto cuantitativo). Por último, el componente C es la proporción del diferencial que corresponde a la diferencia de coeficientes. E es la “parte explicada” de la descomposición, justificada por ciertas características de las trabajadoras vinculadas a la productividad, mientras que $U+C$ es la “parte no explicada”, atribuible a la discriminación y también a los efectos potenciales de las diferencias de las variables no observadas y errores de especificación del modelo (Jann, 2008; Esquivel, 2009). La descomposición de Blinder-Oaxaca muestra que los componentes no observados son importantes, pero no representan el grueso de las diferencias salariales. No obstante, la descomposición no revela si se trata de la clásica discriminación de los empleadores o de una heterogeneidad no observada de la productividad vinculada al desempeño de las madres.

2. La descomposición de las diferencias salariales de Ñopo

La técnica no paramétrica de emparejamiento de características propuesta por Ñopo (2008) es una alternativa a la descomposición de Blinder-Oaxaca⁴.

En esta última se estiman ecuaciones de ingresos para todos los individuos de los grupos A y B , sin limitarse a los que poseen características comparables, mientras que en la de Ñopo (2008) se consideran las diferencias de distribución de las características de los individuos. Tomando como base el trabajo de Ñopo (2008), se divide la brecha salarial por maternidad en cuatro elementos:

$$\Delta = (\Delta_x + \Delta_M + \Delta_{NM}) + \Delta_0 \quad (10)$$

donde Δ_x es la parte de la brecha salarial que se atribuye a las diferencias en la distribución de las características de las madres y las mujeres sin hijos en el soporte común (“ E ” en la descomposición lineal de Blinder-Oaxaca), Δ_M es la parte de la brecha salarial atribuible a las diferencias de características entre los dos grupos de madres (las que tienen características que pueden emparejarse con las de las mujeres sin hijos y las que no las tienen), Δ_{NM} es la parte de la brecha salarial que se debe a las diferencias de características entre los dos grupos de mujeres sin hijos (las que tienen características que pueden emparejarse con las de las madres y las que no las tienen), y Δ_0 es la parte “no explicada” que no puede justificarse con las diferencias de las características individuales observables (“ U ” en la descomposición lineal de Blinder-Oaxaca).

El proceso de emparejamiento para estimar los cuatro elementos comprende las siguientes etapas. Primero, se selecciona una madre de la muestra sin reemplazo. Segundo, se seleccionan todas las mujeres sin hijos que poseen las mismas características que la madre seleccionada en la primera etapa. Tercero, se construye una mujer sin hijos artificial con un salario equivalente al promedio del ingreso de todas las mujeres sin hijos de la segunda etapa y se la empareja con la madre original. Cuarto, se incluye a ambas (la madre y la mujer sin hijos artificial) en una nueva muestra de individuos emparejados. Entonces, se repiten los pasos anteriores hasta agotar la muestra original de madres.

Como consecuencia de este algoritmo de emparejamiento, se obtienen cuatro grupos de individuos: madres emparejadas, mujeres sin hijos emparejadas, madres no emparejadas y mujeres sin hijos no emparejadas. Cabe destacar que en los grupos de madres y mujeres sin hijos emparejadas no se observan diferencias en la distribución de características.

⁴ Para explicar la descomposición de Ñopo, este estudio se basa principalmente en Ñopo (2008).

IV

Datos

Los datos de este artículo provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), que tiene representatividad nacional y es realizada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) en 31 zonas urbanas. Se evaluaron los datos del Gran Buenos Aires. Dado que no es posible comparar a una misma mujer a lo largo de los años, se utilizaron datos intersectoriales de las encuestas del mes de octubre llevadas a cabo entre 1995 y 2003. A causa de cambios en la metodología, las series no pudieron continuarse más allá de 2003; sin embargo, centrarse en este período de tiempo permite analizar los salarios de las mujeres antes y después de la crisis del peso argentino (1995-1998 y 1999-2003, respectivamente)⁵.

En el presente estudio el interés se focaliza en la relación entre la dinámica del mercado laboral segmentado y la penalización por maternidad, por lo que se excluyeron las mujeres propietarias o empleadoras, las menores de 18 años y las mayores de 50 años. También se restringió la muestra a cuatro situaciones de hogar diferentes: mujeres que viven solas, mujeres sin hijos que viven con sus esposos, mujeres que viven con sus esposos e hijos, y mujeres sin esposo que viven con sus hijos⁶. Se excluyeron las familias extendidas (con más miembros que la familia nuclear), porque a partir de la encuesta no es posible identificar qué mujer es la madre⁷. Una limitación importante que surge de estas exclusiones es que las mujeres de bajos ingresos podrían estar sobrerrepresentadas en la encuesta, ya que en general comparten el hogar con miembros de sus familias extendidas⁸. De acuerdo con este criterio y considerando

a todas las mujeres de la muestra, el ingreso real mensual del hogar del subconjunto muestral excluido es de 1.128 pesos, mientras que el de la submuestra final es de 1.274 pesos. El salario medio real por hora alcanza a 3,50 pesos para las mujeres de la muestra excluida y a 4,60 pesos para las de la submuestra final⁹.

Hay muchas formas de definir el empleo en términos de formalidad e informalidad. En este artículo, la definición de informalidad se ajusta a los criterios de la Organización Internacional del Trabajo (OIT) y toma en cuenta la definición basada en la empresa (tamaño de la firma) y la definición basada en el empleo (ausencia de registro). En el caso de las mujeres empleadas, se aplicó la definición basada en el empleo, según la cual el sector formal está compuesto por empleadas que gozan de todos los beneficios que dicta la ley, que pueden incluir pensiones, vacaciones remuneradas, seguro laboral, seguro de salud y bonos de Navidad¹⁰. En el sector informal se incluye a las empleadas que carecen de algunos o de todos estos beneficios legales, más todas las trabajadoras por cuenta propia. Como la EPH no contiene ninguna pregunta sobre beneficios para los autoempleados, su inclusión en el sector informal se basa en la definición del tamaño de la empresa, y se incluyen también en ese sector todas las mujeres que trabajan en una firma de menos de cinco empleados. En esta muestra, el 80% de las autoempleadas trabajan por su cuenta y el 20% lo hacen en empresas de entre dos y cinco empleados. Para controlar la concordancia, se compararon las dos definiciones de la OIT. En empresas de menos de seis empleados, apenas un 10% de las trabajadoras gozaban de todos los beneficios legales. En cambio, solo el 21% de las mujeres que trabajaban en empresas con más de cinco empleados afirmaron que no recibían uno o más beneficios. Dicho de otra manera, si bien el 90% de las trabajadoras de empresas con menos de seis empleados no recibían la totalidad de los beneficios, el 80% de las

⁵ Las principales diferencias se encuentran en las preguntas de la encuesta y en la metodología de muestreo. Antes de 2003, la encuesta se efectuaba dos veces al año, en mayo y octubre. Generalmente, los hogares se quitaban de la muestra tras dos períodos de tiempo. Después de 2003, la EPH se llevaba a cabo cuatro veces al año y los hogares eran encuestados dos veces en dos semestres consecutivos en el primer año, y dos veces en los mismos semestres del segundo y tercer año, antes de ser retirados de la muestra. Este cambio permitiría realizar análisis de datos de panel de la información sobre el mercado laboral posterior a 2003.

⁶ Las hijas trabajadoras mayores 18 años no se incluyen en la muestra.

⁷ Dado que la encuesta de individuos no contiene información sobre qué persona es la madre, se efectuó un mapeo con los datos de la encuesta correspondientes a hogares e individuos para determinar si las mujeres eran madres y cuántos hijos menores de 15 años tenían.

⁸ Sin embargo, la ocurrencia de familias extendidas disminuyó casi un 33% entre 1970 (32,1%) y 1991 (21,5%) (Torrado, 2003, citado por Faur, 2008a).

⁹ Se excluyeron 701 mujeres de una muestra de 4.409. Las cifras están expresadas en pesos argentinos reales y ajustadas por inflación usando el deflactor del índice de precios al consumidor (IPC). Como referencia, el tipo de cambio entre el peso argentino y el dólar era de 1,00 peso por 1 dólar antes de 2002, de 3,40 pesos por 1 dólar en 2002 y de 2,95 pesos por 1 dólar en 2003 (fuente: Banco Central de la República Argentina).

¹⁰ Todos los beneficios legales incluidos en la Ley de Contrato de Trabajo (N° 20.744).

que laboraban en firmas de seis o más empleados sí gozaban de todos los beneficios. Aparentemente, el uso de empresas pequeñas como medida indirecta del empleo informal de los trabajadores por cuenta propia resulta una hipótesis razonable en el caso de la experiencia de las mujeres en el mercado laboral argentino¹¹.

En el cuadro 1 se muestran las medias, la desviación estándar y la prueba t de las diferencias entre los promedios estimados de las variables descriptivas de las trabajadoras del sector formal y las del sector informal¹². De un total

de 3.733 mujeres, 1.551 trabajan en el sector formal y 2.182 en el informal. Hay una diferencia significativa entre el salario medio real por horas del sector formal (5,26 pesos) y el del sector informal (4,16 pesos), y esta es una evidencia preliminar de la existencia de un mercado laboral segmentado, en el que los trabajadores formales ganan más en promedio que los informales. En el caso de la submuestra de mujeres del sector formal, el 49% eran madres de al menos un hijo menor de 15 años, y de esas madres, el 28% tenían solo un hijo, el 16% tenían dos y el 6% tenían tres o más. En cuanto al sector informal, el 61% de las mujeres eran madres: el 27% de un hijo, el 20% de dos y el 14% de tres o más. Cabe destacar que esta última categoría de madres con tres o más hijos es considerablemente mayor en el caso de las trabajadoras informales que en el de las formales

¹¹ Véanse más detalles sobre la definición de informalidad en Casal (2011).

¹² En el cuadro A.1 del anexo se describen detalladamente las variables utilizadas en este artículo. En esta sección solo se describen las principales variables usadas en la investigación.

CUADRO 1

Argentina (Gran Buenos Aires): estadística descriptiva, 1995-2003

(Medias muestrales y desviaciones estándar)

Variable	Total Nº = 3 733		Sector formal Nº = 1 551		Sector informal Nº = 2 182		Sector formal = sector informal	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar	Prueba de diferencias	Estadístico t
dformal	0,42	0,49						
rhourwage	4,62	4,08	5,26	3,56	4,16	4,39	1,10	8,03***
dmother	0,56	0,50	0,49	0,50	0,61	0,49	-0,11	[-6,73]***
dmother_one	0,27	0,45	0,28	0,45	0,27	0,44	0,01	0,13
dmother_two	0,18	0,39	0,16	0,36	0,20	0,40	-0,04	[-3,00]***
dmother_more	0,11	0,31	0,06	0,24	0,14	0,35	-0,08	[-7,32]***
dmother_5	0,30	0,46	0,28	0,45	0,32	0,47	-0,05	[-2,97]**
dmother_6-14	0,26	0,44	0,22	0,41	0,28	0,45	-0,07	[-6,74]***
age	36,69	8,15	36,56	8,08	36,77	8,24	-0,21	[-0,65]
agesq	1 413	593	1 402	592	1 420	595	-17,85	[-0,76]
dsingle	0,12	0,32	0,13	0,34	0,11	0,31	0,02	[1,67]*
dmarried	0,74	0,44	0,73	0,44	0,74	0,44	-0,01	[-1,06]
ddivorced	0,14	0,35	0,14	0,35	0,15	0,35	0,00	[-0,19]
head	0,27	0,44	0,28	0,45	0,26	0,44	0,02	[-1,31]
education1	0,29	0,46	0,12	0,32	0,42	0,49	-0,30	[-21,3]***
education2	0,46	0,50	0,48	0,50	0,43	0,50	0,05	3,23***
education3	0,25	0,43	0,40	0,49	0,15	0,35	0,25	18,23***
yearsjob	5,61	7,11	7,81	7,46	4,10	6,75	3,71	16,43***
dfulltime	0,69	0,46	0,84	0,37	0,59	0,49	0,24	16,40***
dparttime	0,31	0,46	0,16	0,37	0,41	0,49	-0,24	[-16,45]***
dpublic	0,20	0,40	0,35	0,48	0,08	0,28	0,27	22,04***
dprivate	0,80	0,40	0,65	0,48	0,91	0,28	-0,27	[-22,05]***
dfirm_small	0,33	0,47	0,02	0,12	0,55	0,50	-0,53	[-41,21]***
dfirm_medium	0,15	0,36	0,08	0,28	0,20	0,40	-0,12	[-9,88]***
dfirm_large	0,49	0,50	0,86	0,35	0,22	0,41	0,64	50,61***
dmanufacturing	0,13	0,33	0,12	0,32	0,14	0,34	-0,02	[-1,44]
dcommerce	0,16	0,36	0,11	0,32	0,19	0,39	-0,07	[-5,97]***
dservice	0,72	0,45	0,77	0,42	0,68	0,47	0,09	5,88***
manager	0,04	0,20	0,09	0,28	0,01	0,12	0,07	11,53***
professional	0,09	0,28	0,09	0,29	0,08	0,27	0,01	1,43
administrative	0,33	0,47	0,58	0,49	0,15	0,35	0,43	31,49***
service	0,52	0,50	0,23	0,42	0,74	0,44	-0,51	[-36,11]***
bluecollar	0,02	0,14	0,01	0,12	0,02	0,15	-0,01	[-1,64]*

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

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

Nota: la descripción en español de las variables se encuentra en el cuadro A.1 del anexo.

(el 14% comparado con un 6%). Con respecto a la edad de los hijos, el 28% de las mujeres del sector formal y el 32% de las que trabajan en el sector informal tienen hijos menores de 5 años, y el 21% del primer sector y el 29% del segundo tienen hijos de entre 6 y 14 años.

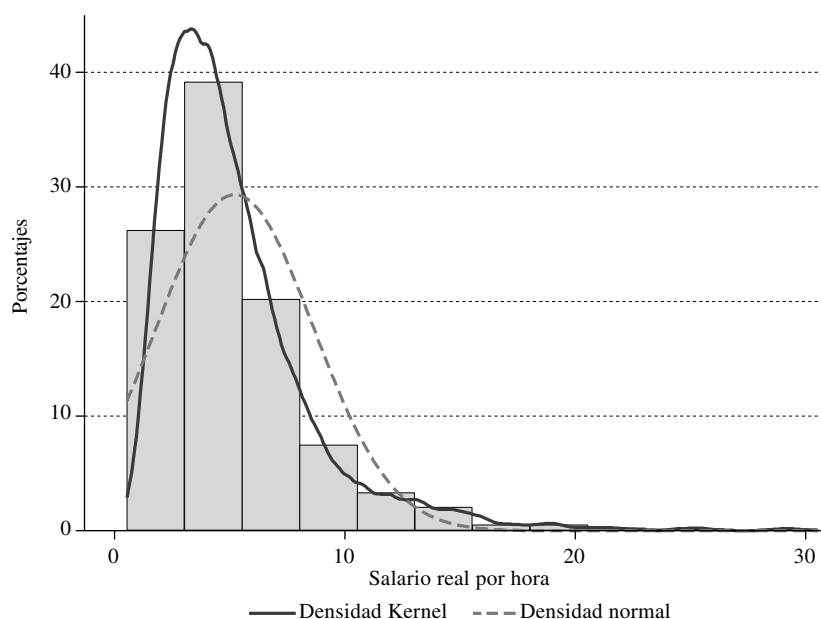
Cuando se considera la educación se encuentran profundas diferencias, en especial al comparar los niveles educativos bajo y alto: un 12% de las mujeres del sector formal tienen un bajo nivel de educación, en comparación con el 42% en el caso de las trabajadoras informales, mientras que la proporción de mujeres con alto nivel educativo es del 40% y el 15%, respectivamente. Esto demuestra la presencia de un factor clave que provoca la segmentación del mercado laboral, el que se analiza en Casal (2011). Si se tiene en cuenta la educación del esposo, se observa que —en comparación con el sector formal— un número significativamente más alto de mujeres del sector informal están casadas con hombres de bajo nivel educativo, y muchas más mujeres del sector formal tienen maridos con educación superior en comparación con las del otro sector. Finalmente, en lo que se refiere a la permanencia en un mismo empleo se obtuvieron los resultados esperados: en promedio, las trabajadoras formales alcanzan 7,81 años y las del sector informal 4,10 años. Esta evidencia preliminar surge de la comparación de las medias muestrales

da cuenta de que ambos grupos de trabajadoras son estadísticamente diferentes en términos de salarios, educación, educación del esposo y permanencia en el mismo empleo, y todas estas diferencias coinciden con la hipótesis de segmentación del mercado laboral.

Para analizar las diferencias salariales entre mujeres que se presentan en la sección siguiente, se realizan estimaciones de regresión por cuantiles y se describe la distribución condicional del salario real por hora en distintos intervalos de la distribución salarial de los sectores formal e informal (véanse los gráficos 1 y 2). Se utiliza la prueba no paramétrica de Kolmogorov-Smirnov para dos muestras a fin de comparar la igualdad de las funciones de distribución. De estos resultados surge que no es posible aceptar la hipótesis nula de que las distribuciones del salario real por hora formal e informal se obtienen de la misma distribución (valor $P = 0$). El análisis de los gráficos sugiere que las distribuciones son asimétricas y que la mayoría de la población se concentra en los segmentos más bajos de la distribución, especialmente en el caso del sector informal. Este hallazgo justifica el uso de regresiones por cuantiles, sobre todo para considerar temas relacionados con los “techos de cristal” en el extremo superior de la distribución salarial y “suelos pegajosos” —es decir, penalizaciones salariales— en el extremo inferior.

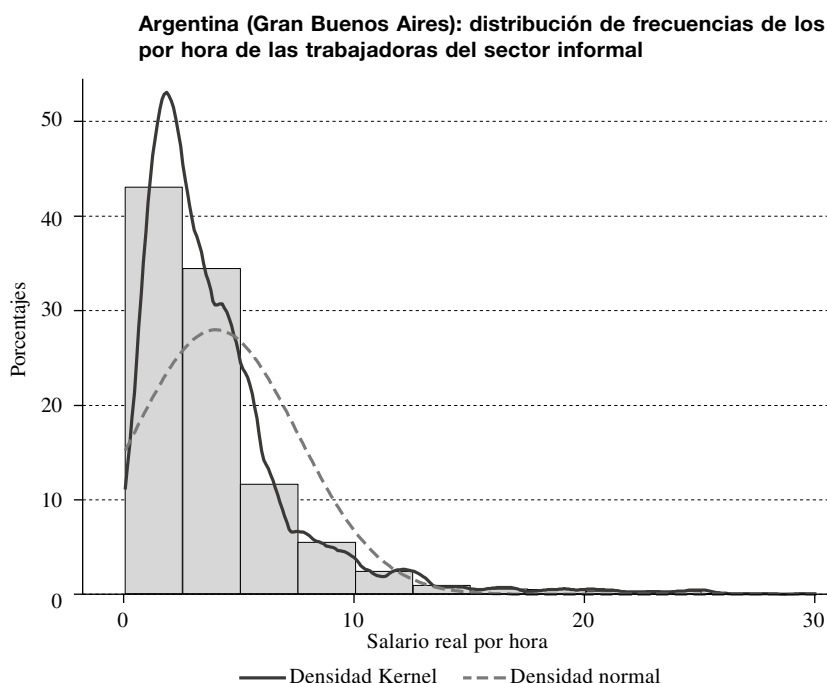
GRÁFICO 1

Argentina (Gran Buenos Aires): distribución de frecuencias de los salarios reales por hora de las trabajadoras del sector formal



Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

GRÁFICO 2



Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

V

Resultados

Los cuadros 2 a 4 presentan información sobre las funciones estimadas de ingresos para las regresiones por MCO y por cuantiles. Las estimaciones salariales del cuadro 2 incluyen un análisis de todas las mujeres en conjunto y estimaciones salariales del sector formal e informal por separado. Como punto de partida para la discusión de los resultados, se destaca que la mayoría de los coeficientes estimados para las variables de control que aparecen en el cuadro 2 son significativos, y las variables seleccionadas parecen explicar los salarios de manera congruente con las estimaciones de Mincer convencionales¹³. Por ejemplo, en las variables indicadoras de la educación, las primas salariales más altas corresponden a quienes completaron la educación universitaria.

¹³ Cabe destacar que todos los resultados deben interpretarse en relación con la categoría de base: trabajadora soltera sin hijos, empleada en el sector público, con educación inferior a la secundaria completa, empleada a tiempo completo, en firma destinada a servicios y pequeña empresa.

En todos los resultados de las estimaciones, la evidencia empírica apoya la hipótesis tradicional de segmentación del mercado laboral, en el sentido de que las mujeres que trabajan en el sector informal ganan significativamente menos que las del sector formal. Según los datos del cuadro 2, existe una prima salarial en el sector formal que ronda el 16%. Cuando se examinan los resultados de los MCO de las mujeres en conjunto sin diferenciar entre sector informal e informal, se observa una penalización salarial por maternidad que se incrementa con el número de hijos (un 3,8% en el caso de un hijo, un 9,6% en el caso de dos y un 19,4% si son tres o más).

Más reveladores son los resultados econométricos que surgen al examinar los dos segmentos del mercado por separado. Como se había previsto, los coeficientes estimados vinculados a la maternidad y los hijos no son significativos en el sector formal. En otras palabras, la hipótesis de que no habría una penalización salarial en el sector formal es congruente con la evidencia empírica. En cambio, las mujeres del sector informal experimentan una penalización salarial por maternidad estadísticamente

CUADRO 2

**Argentina (Gran Buenos Aires): función de los ingresos
por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), 1995-2003**

Variable dependiente: logaritmo natural de los salarios reales por hora	Total	Sector formal	Sector informal
dformal	0,157 [0,028]***		
dmother_one	-0,038 [0,026]	-0,004 [0,030]	-0,078 [0,038]**
dmother_two	-0,096 [0,033]***	-0,017 [0,040]	-0,155 [0,046]***
dmother_more	-0,194 [0,041]***	0,009 [0,045]	-0,263 [0,054]***
age	0,028 [0,012]**	0,020 [0,016]	0,038 [0,017]**
agesquared	0,000 [0,000]**	0,000 [0,000]	0,000 [0,000]**
dmarried	0,011 [0,041]	0,074 [0,060]	-0,047 [0,054]
ddivorced	-0,066 [0,041]	0,059 [0,051]	-0,180 [0,058]***
head of household	0,092 [0,036]**	0,067 [0,054]	0,095 [0,047]**
education2	0,189 [0,029]***	0,319 [0,037]***	0,157 [0,035]***
education3	0,532 [0,039]***	0,589 [0,043]***	0,724 [0,072]***
dprivate	0,233 [0,027]***	0,083 [0,028]***	0,321 [0,055]***
yearsinsjob	0,015 [0,002]***	0,009 [0,002]***	0,018 [0,004]***
dfirm_medium	-0,005 [0,039]	-0,014 [0,064]	0,085 [0,046]*
dfirm_large	0,033 [0,033]	0,003 [0,052]	0,130 [0,046]***
dmanufacturing	-0,280 [0,039]***	0,046 [0,043]	-0,488 [0,053]***
dcommerce	-0,354 [0,037]***	-0,133 [0,044]***	-0,478 [0,049]***
dparttime	0,434 [0,026]***	0,191 [0,035]***	0,549 [0,032]***
manager	0,793 [0,095]***	0,689 [0,103]***	0,873 [0,169]***
professional	0,752 [0,093]***	0,636 [0,105]***	0,622 [0,130]***
administrative	0,415 [0,083]***	0,315 [0,093]***	0,422 [0,111]***
service	0,187 [0,080]**	0,046 [0,091]	0,276 [0,101]***
year	-0,052 [0,005]***	-0,024 [0,006]***	-0,070 [0,007]***
constant	103,462 [9,422]***	47,365 [11,274]***	139,429 [13,588]***
N° de observaciones	3 707	1 560	2 147
R ²	0,440	0,410	0,440

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Nota:

Los errores estándar se enumeran debajo de las estimaciones que aparecen entre corchetes, y son robustos en cuanto a la heteroscedasticidad. La categoría de referencia es una mujer soltera, sin hijos, empleada en el sector público, con educación inferior a la secundaria completa, empleada a tiempo completo, en firma destinada a servicios y pequeña empresa.

La explicación en español de las variables se encuentra en el cuadro A.1 del anexo.

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

significativa en todas las especificaciones. Se descubre que la penalización salarial no es igual para todas las madres, sino que aumenta con el número de hijos (un 7,8% en el caso de uno, 15,5% si tiene dos y 26,3% si son tres o más).

En 1999, tras la crisis internacional que estalló un año antes en Asia oriental, el Brasil y la Federación de Rusia, el PIB de la Argentina cayó un 3,4% y el país entró de lleno en una recesión que duró hasta julio de 2002, según el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC). En el cuadro 3 se muestra un análisis del período completo y además se divide la muestra en los subperíodos previo y posterior a la crisis: 1995-1998 y 1999-2003. Como se observa en el cuadro 3, las estimaciones del coeficiente de penalización salarial por maternidad parecen mantenerse relativamente estables a lo largo del tiempo, mostrando una penalización mayor en el período previo a la crisis (un 10,1% comparado con un 5,7% en el caso de un hijo; un 16,4% en comparación con un 13,1% en el caso de dos hijos, y un 27,3% comparado con un 26,0% si son tres hijos o más). En todas las regresiones del sector formal, los coeficientes estimados vinculados a la maternidad y la tenencia de hijos no son significativos.

Los resultados de la regresión por cuantiles que aparecen en el cuadro 4 ofrecen un análisis más detallado

sobre la penalización por maternidad en la distribución salarial. Como en el caso de los resultados de los MCO, las trabajadoras del sector formal no experimentan penalizaciones salariales por maternidad estadísticamente significativas. En todo el período temporal de datos, no se observan penalizaciones significativas para las madres del sector formal en dos especificaciones diferentes de maternidad (una por el número de hijos y otra por la edad de estos). En general, los resultados de la regresión por cuantiles correspondientes a mujeres del sector formal confirman la ausencia de una penalización salarial por maternidad.

Por el contrario, las madres del sector informal sí experimentan penalizaciones salariales estadísticamente significativas, que son mayores para las mujeres de los cuantiles de menor salario. Por ejemplo, la penalización por tener tres o más hijos en el sector informal es más elevada en la base de la distribución salarial condicional; las madres más pobres (el percentil 10) sufren una penalización del 44,8% y para las que se ubican en el cuantil más rico (percentil 90) es del 13,5%. El patrón de penalización es distinto para las madres de dos hijos, a las que parece aplicarse tanto la hipótesis del “techo de cristal” como la del “suelo pegajoso”, dado que la penalización disminuye a medida que se asciende en la pirámide de distribución salarial: del 17,5% en el

CUADRO 3

Argentina (Gran Buenos Aires): función de los ingresos por MCO antes y después de la crisis del peso, 1995-2003

	1995-2003		1995-1998 (pre-crisis)		1999-2003 (post-crisis)	
	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal
Madre de un hijo	-0,004 (0,030)	-0,078** (0,038)	-0,051 (0,042)	-0,101* (0,052)	0,040 (0,044)	-0,057 (0,055)
Madre de dos hijos	-0,017 (0,040)	-0,155*** (0,046)	-0,077 (0,054)	-0,164*** (0,060)	0,022 (0,058)	-0,131* (0,067)
Madre de tres o más hijos	0,009 (0,045)	-0,263*** (0,054)	-0,045 (0,061)	-0,273*** (0,072)	0,036 (0,066)	-0,260*** (0,077)
R ²	0,415	0,443	0,400	0,442	0,461	0,440
Nº de observaciones	1 560	2 147	825	1 069	735	1 078
Madre de un hijo menor de 6 años	-0,002 (0,032)	-0,180*** (0,042)	-0,032 (0,043)	-0,232*** (0,055)	0,017 (0,046)	-0,139** (0,061)
Madre de un hijo de 6 a 14 años	-0,013 (0,033)	-0,099** (0,039)	-0,087* (0,045)	-0,090* (0,053)	0,055 (0,048)	-0,094* (0,056)
R ²	0,415	0,441	0,400	0,443	0,461	0,436
Nº de observaciones	1 560	2 147	825	1 069	735	1 078

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Nota: los errores estándar se enumeran debajo de las estimaciones que aparecen entre corchetes, y son robustos en cuanto a la heteroscedasticidad. La categoría de referencia es una mujer soltera, sin hijos, empleada en el sector público, con educación inferior a la secundaria completa, empleada a tiempo completo, en firma destinada a servicios y pequeña empresa.. Las variables de control son las mismas del cuadro 2.

MCO: mínimos cuadrados ordinarios.

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

CUADRO 4

**Argentina (Gran Buenos Aires): función de los ingresos
mediante la regresión por cuantiles, 1995-2003**

	Mínimos cuadrados ordinarios (MCO)	Regresión por cuantiles				
		10	25	50	75	90
Sector formal						
Madre de un hijo	-0,004 [0,030]	-0,047 [0,045]	-0,025 [0,033]	-0,033 [0,033]	-0,051 [0,048]	0,047 [0,062]
Madre de dos hijos	-0,017 [0,040]	-0,056 [0,062]	-0,006 [0,038]	-0,004 [0,050]	0,009 [0,045]	0,006 [0,061]
Madre de tres o más hijos	0,009 [0,045]	0,068 [0,080]	0,077 [0,060]	0,004 [0,050]	-0,074 [0,067]	-0,121 [0,082]
R ² ajustado (MCO)	0,415	0,232	0,263	0,256	0,248	0,267
Nº de observaciones	1 560	1 560	1 560	1 560	1 560	1 560
Sector informal						
Madre de un hijo	-0,078** [0,038]	-0,054 [0,067]	-0,095** [0,046]	-0,039 [0,035]	-0,069 [0,043]	-0,063 [0,055]
Madre de dos hijos	-0,155*** [0,046]	-0,175 [0,109]	-0,173*** [0,054]	-0,107** [0,044]	-0,088* [0,048]	-0,161** [0,065]
Madre de tres o más hijos	-0,263*** [0,054]	-0,448*** [0,110]	-0,289*** [0,077]	-0,183*** [0,048]	-0,152*** [0,052]	-0,135* [0,078]
R ² ajustado (MCO)	0,443	0,249	0,241	0,270	0,267	0,291
Nº de observaciones	2 147	2 147	2 147	2 147	2 147	2 147
Sector formal						
Madre de un hijo menor de 6 años	-0,002 [0,032]	-0,073 [0,049]	-0,025 [0,038]	-0,027 [0,038]	-0,042 [0,046]	0,041 [0,060]
Madre de un hijo de 6 a 14 años	-0,013 [0,033]	0,005 [0,063]	0,002 [0,032]	-0,023 [0,034]	-0,036 [0,043]	-0,004 [0,054]
R ² ajustado (MCO)/pseudo R ² (regresión por cuantiles)	0,415	0,230	0,263	0,256	0,247	0,265
Nº de observaciones	1 560	1 560	1 560	1 560	1 560	1 560
Sector informal						
Madre de un hijo menor de 6 años	-0,180*** [0,042]	-0,305*** [0,092]	-0,236*** [0,055]	-0,103*** [0,038]	-0,125*** [0,047]	-0,126** [0,062]
Madre de un hijo de 6 a 14 años	-0,099** [0,039]	-0,027 [0,071]	-0,104** [0,048]	-0,069 [0,046]	-0,077 [0,048]	-0,104 [0,064]
R ² ajustado (MCO)/pseudo R ² (regresión por cuantiles)	0,441	0,246	0,240	0,268	0,267	0,290
Nº de observaciones	2 147	2 147	2 147	2 147	2 147	2 147
Sector formal						
		1995-1998 (precrisis)				
Madre de un hijo	-0,051 [0,042]	-0,139* [0,072]	-0,036 [0,044]	-0,029 [0,049]	-0,123** [0,062]	0,028 [0,099]
Madre de dos hijos	-0,077 [0,054]	-0,152* [0,092]	-0,026 [0,067]	-0,005 [0,064]	0,002 [0,078]	-0,058 [0,072]
Madre de tres o más hijos	-0,045 [0,061]	-0,068 [0,134]	0,055 [0,092]	0,004 [0,063]	-0,142 [0,092]	-0,144 [0,118]
R ² ajustado (MCO)	0,400	0,214	0,249	0,246	0,242	0,276
Nº de observaciones	825	825	825	825	825	825
Sector informal						
Madre de un hijo	-0,101* [0,052]	-0,142 [0,105]	-0,105 [0,070]	-0,085* [0,052]	-0,071 [0,058]	-0,060 [0,095]
Madre de dos hijos	-0,164*** [0,060]	-0,218 [0,133]	-0,204** [0,094]	-0,101 [0,064]	-0,110* [0,060]	-0,151 [0,106]
Madre de tres o más hijos	-0,273*** [0,072]	-0,520*** [0,159]	-0,269* [0,139]	-0,165** [0,074]	-0,165** [0,071]	-0,167 [0,113]
R ² ajustado (MCO)	0,442	0,262	0,261	0,278	0,283	0,315
Nº de observaciones	1 069	1 069	1 069	1 069	1 069	1 069
Sector formal						
Madre de un hijo menor de 6 años	-0,032 [0,043]	-0,140** [0,067]	-0,039 [0,057]	0,015 [0,046]	-0,035 [0,065]	-0,049 [0,079]
Madre de un hijo de 6 a 14 años	-0,087* [0,045]	-0,105 [0,095]	-0,021 [0,053]	-0,054 [0,050]	-0,129* [0,069]	-0,126 [0,087]
R ² ajustado (MCO)/pseudo R ² (regresión por cuantiles)	0,400	0,213	0,248	0,248	0,241	0,275
Nº de observaciones	825	825	825	825	825	825

Cuadro 4 (conclusión)

Cuadro 4 (continuación)						
Sector formal	Mínimos cuadrados ordinarios (MCO)	Regresión por cuantiles				
		10	25	50	75	90
Sector informal						
Madre de un hijo menor de 6 años	-0,232*** [0,055]	-0,372*** [0,125]	-0,266*** [0,080]	-0,129** [0,056]	-0,143*** [0,049]	-0,172** [0,078]
Madre de un hijo de 6 a 14 años	-0,090* [0,053]	-0,106 [0,099]	-0,101 [0,070]	-0,098* [0,055]	-0,094 [0,065]	-0,089 [0,092]
R ² ajustado (MCO)/pseudo R ² (regresión por cuantiles)	0,443	0,258	0,263	0,278	0,282	0,314
Nº de observaciones	1 069	1 069	1 069	1 069	1 069	1 069
Sector formal		1999-2003 (poscrisis)				
Madre de un hijo	0,040 [0,044]	0,024 [0,075]	0,023 [0,051]	0,012 [0,058]	0,056 [0,068]	0,037 [0,070]
Madre de dos hijos	0,022 [0,058]	0,038 [0,086]	0,042 [0,061]	0,004 [0,065]	0,033 [0,091]	-0,017 [0,097]
Madre de tres o más hijos	0,036 [0,066]	0,042 [0,116]	0,051 [0,095]	0,035 [0,101]	-0,053 [0,115]	-0,131 [0,113]
R ² ajustado (MCO)	0,461	0,295	0,302	0,291	0,276	0,289
Nº de observaciones	735	735	735	735	735	735
Sector informal						
Madre de un hijo	-0,057 [0,055]	0,060 [0,099]	-0,119* [0,067]	0,012 [0,056]	-0,058 [0,065]	-0,096 [0,089]
Madre de dos hijos	-0,131* [0,067]	-0,170 [0,164]	-0,188** [0,076]	-0,068 [0,069]	-0,084 [0,083]	-0,130 [0,089]
Madre de tres o más hijos	-0,260*** [0,077]	-0,451** [0,191]	-0,279** [0,117]	-0,212** [0,090]	-0,151* [0,092]	-0,149 [0,104]
R ² ajustado (MCO)	0,440	0,254	0,234	0,268	0,269	0,282
Nº de observaciones	1 078	1 078	1 078	1 078	1 078	1 078
Sector formal						
Madre de un hijo menor de 6 años	0,017 [0,046]	0,017 [0,076]	-0,012 [0,055]	-0,010 [0,064]	-0,009 [0,073]	0,092 [0,082]
Madre de un hijo de 6 a 14 años	0,055 [0,048]	0,092 [0,081]	0,070 [0,061]	0,033 [0,050]	0,077 [0,059]	0,043 [0,072]
R ² ajustado (MCO)/pseudo-R ² (regresión por cuantiles)	0,461	0,296	0,304	0,292	0,276	0,288
Nº de observaciones	735	735	735	735	735	735
Sector informal						
Madre de un hijo menor de 6 años	-0,139** [0,061]	-0,215 [0,134]	-0,162** [0,079]	-0,119** [0,059]	-0,044 [0,076]	-0,085 [0,080]
Madre de un hijo de 6 a 14 años	-0,094* [0,056]	-0,043 [0,098]	-0,138** [0,067]	-0,055 [0,054]	-0,047 [0,066]	-0,145* [0,082]
R ² ajustado (MCO)/pseudo-R ² (regresión por cuantiles)	0,436	0,247	0,231	0,265	0,267	0,283
Nº de observaciones	1 078	1 078	1 078	1 078	1 078	1 078

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Nota: los errores estándar se enumeran debajo de las estimaciones que aparecen entre corchetes, y son robustos en cuanto a la heteroscedasticidad. Los errores estándar de las regresiones por cuantiles se calcularon empleando análisis de datos y el programa de análisis de datos y estadística (STATA) y están basados en 100 replicaciones mediante la técnica de *bootstrap*. La categoría de referencia es una mujer soltera, sin hijos, empleada en el sector público, con educación inferior a la secundaria completa, empleada a tiempo completo, en firma destinada a servicios y pequeña empresa. Las variables de control son las mismas del cuadro 2.

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

percentil 10 al 17,3% en el percentil 25, al 10,7% en el percentil 50 y al 8,8% en el percentil 75, pero luego vuelve a incrementarse al 16,1% en el percentil 90. En el caso de las madres con un hijo, la penalización salarial va del 3,9% al 9,5%, pero en general los coeficientes no son significativos, con excepción del percentil 25, donde se observa la mayor diferencia: las mujeres con un hijo

ganan un 9,5% menos que las que no son madres. Una manera de resumir la penalización salarial por maternidad en el sector informal es decir que aumenta con el número de hijos y probablemente alcanza su máximo en la base del espectro salarial.

Los resultados de la regresión por cuantiles también se desagregaron por período de tiempo, anterior o

posterior a la crisis del peso, y no difieren mucho de los descritos anteriormente (véase el cuadro 4). Hay algunas evidencias de penalización por maternidad entre las mujeres del cuantil más bajo del sector formal en el período previo a la crisis, que no se observan en el posterior. En cambio, en el resto de los cuantiles de ese sector no hay efectos de penalización salarial por maternidad estadísticamente significativos en ninguno de los dos períodos. Sin embargo, el sector informal presenta evidencia sólida de penalizaciones en ambos períodos, similares en cuanto a tamaño y significación estadística en todos los cuantiles, siendo las madres de tres o más hijos las que experimentan las mayores penalizaciones. Al igual que los resultados de los MCO, la penalización es más grande en el período de pre-crisis. Las diferencias de coeficientes antes y después de la crisis no son significativas, pero una brecha más amplia en el período previo podría reflejar una presión general hacia la disminución de los salarios que afectó al sector formal en ese lapso.

1. Otra visión sobre las penalizaciones por maternidad

Hasta aquí se examinaron detalladamente las variaciones de las penalizaciones por maternidad según el número de hijos. Un enfoque alternativo es considerar las penalizaciones vinculadas a la edad de los hijos o a la edad reproductiva. Dado que las necesidades de cuidado se relacionan con la edad de los hijos, puede haber distintos patrones para las madres de niños pequeños que para las madres de niños mayores, especialmente si se considera que la inscripción en un jardín infantil es obligatoria en la Argentina a partir de los 5 años de edad¹⁴. En consecuencia, se volvió a dividir la muestra en grupos de madres de niños menores de 6 años, madres de hijos de 6 a 14 años y mujeres sin hijos, y se repitieron las estimaciones (véanse los cuadros 3 y 4).

Como ocurrió anteriormente, no hay pruebas concretas de la existencia de penalización salarial por maternidad en el sector formal, pero en la submuestra informal los coeficientes de penalización son significativos. Por ejemplo, en el cuadro 3 se aprecia que la tenencia de un hijo menor de 6 años se relaciona con una penalización del 18%, mientras que en el caso de los niños de mayor edad la penalización es del 9,9% (MCO). Si los períodos previo y posterior a la crisis económica se consideran

por separado, la penalización parece haberse mantenido relativamente estable a lo largo del tiempo en el caso de las madres de hijos mayores (9%), aunque disminuyó del 23,2% en 1995-1998 al 13,9% en 1999-2003 para las madres de hijos pequeños.

Las estimaciones de la regresión por cuantiles que se presentan en el cuadro 4 indican diferencias salariales significativas vinculadas a la maternidad en el sector informal a lo largo de toda la distribución salarial. Para las madres de hijos menores de 6 años, la penalización es del 30,5% en el percentil 10, del 23,6% en el percentil 25, del 10,3% en el percentil 50, del 12,5% en el percentil 75 y del 12,6% en el percentil 90, lo que brinda nueva evidencia en apoyo de la hipótesis del “suelo pegajoso” en el sector informal. En el caso de las madres de hijos mayores, solo una estimación de coeficientes es significativa, en concreto, la del cuantil 25 (10,4%). En el sector informal, se encuentra evidencia sólida en ambos períodos (previo y posterior a la crisis) de penalización salarial por maternidad en todos los cuantiles, siendo las madres de niños menores de 6 años quienes experimentan las penalizaciones más marcadas.

Por lo tanto, como era de esperar, la penalización salarial por maternidad es mayor cuando los hijos son más pequeños. No obstante, como destacan Budig y England (2001), podría ocurrir que las madres, especialmente aquellas cuyos hijos no están aún en edad escolar, busquen trabajos más favorables para su condición. En otras palabras, tal vez busquen empleos menos agotadores, con horario flexible y que requieran poco traslado, entre otras características beneficiosas. Si esas madres están más dispuestas que otras a aceptar este tipo de trabajo, ganarán menos. En el caso de la Argentina, Faur (2011) indica que nunca fue amplia la instalación de guarderías para hijos de padres que trabajan: la cobertura se extendió a los niños de 5 años, pero la provisión estatal de servicios educativos para menores de 3 años todavía es limitada en todo el país, de modo que los hogares con niños pequeños recurren a la ayuda de familiares o a guarderías privadas. En la década de 1990, la insuficiencia de los servicios de guardería estatales dio como resultado la expansión de guarderías comunitarias o centros privados (Faur, 2011). Consecuentemente, se amplió la brecha entre las mujeres de familias pobres y las de familias de ingresos medios a elevados. Estas últimas, en general, tienen un mayor espacio para integrar el trabajo en el mercado laboral con las responsabilidades familiares mediante la “desfamiliarización” del cuidado, gracias a su mayor acceso a instituciones de cuidado públicas o privadas de diversos tipos, o a la contratación de ayuda doméstica.

¹⁴ En el artículo 16 de la Ley de Educación Nacional (ley número 26.206), se establece la obligatoriedad de la educación a partir de esa edad.

Por su parte, las mujeres de menores ingresos pueden quedarse en sus casas y cuidar a los hijos, participar en arreglos comunitarios a fin de obtener alimentos y servicios para ellos o ingresar al mercado laboral y asegurar su cuidado (Faur, 2011).

Si se comparan los resultados empíricos de los otros estudios mencionados en la sección II, la magnitud de la penalización salarial por maternidad de las trabajadoras del sector informal es invariablemente superior a la que se observa en países donde los análisis empíricos no controlan la formalidad. Sin embargo, sería importante considerar la evolución de la participación femenina en la fuerza de trabajo, los patrones de fecundidad y la creciente probabilidad de que una mujer tenga su primer hijo en una edad más avanzada. La estimación ideal se lograría con un modelo de doble selección que cubra la probabilidad de estar en la fuerza laboral y de ser madre, teniendo en cuenta la selección muestral como también la endogeneidad de la elección de ser madre. Lamentablemente, no fue posible estimar este modelo porque requiere de al menos dos variables instrumentales que no estaban disponibles en la encuesta empleada. Además, dadas las características de la EPH, no es posible identificar patrones de postergación de la maternidad, ya que no existe información sobre la edad del hijo mayor en el caso de las mujeres con hijos mayores de 14 años. La mejor aproximación es considerar el mismo grupo de regresiones salariales, pero observar distintas cohortes de

mujeres por edad¹⁵. En este caso, los resultados sugieren que las cohortes de madres más jóvenes probablemente experimenten una penalización salarial más elevada que las de mayor edad.

2. La descomposición de Blinder-Oaxaca

Con el interés de comparar los ingresos de los grupos, se utilizó la descomposición de Blinder-Oaxaca para dividir las diferencias salariales entre ambos sectores en la “parte explicada”, justificada por ciertas características de los trabajadores vinculadas a la productividad, y la “parte no explicada”, que puede atribuirse a la discriminación, pero también a los potenciales efectos de diferencias en variables no observadas y errores de especificación del modelo (Jann, 2008; Esquivel, 2009)¹⁶. En el cuadro 5 se muestra la descomposición de Blinder-Oaxaca para los

¹⁵ Las regresiones están disponibles previa solicitud, pero los resultados en muchos casos no son significativos.

¹⁶ Sin embargo, los resultados se deben interpretar con cautela, porque —como asevera Esquivel (2009)— atribuir discriminación al segundo componente es asumir que la primera parte, vinculada a factores relativos a la oferta, está libre de discriminación. Es especialmente problemático si se incluyen ciertos atributos de ocupaciones como “factores explicados” en este primer componente, como la industria, por ejemplo, porque implícitamente se asume que la segregación se debe a decisiones voluntarias de hombres y mujeres (Bergmann, 2004, citado en Esquivel, 2009, pág.18).

CUADRO 5

Argentina (Gran Buenos Aires): descomposición de Blinder-Oaxaca, sectores formal e informal, 1995-2003

Grupo	Informal (1) comparado con formal (2)	Sector formal	Sector informal
		Mujeres sin hijos (1) comparadas con madres (2)	Mujeres sin hijos (1) comparadas con madres (2)
ln (salario real por hora) Predicción_1	1,05 [0,02]***	1,47 [0,02]***	1,15 [0,03]***
ln (salario real por hora) Predicción_2	1,48 [0,02]***	1,49 [0,02]***	0,98 [0,02]***
Diferencia	-0,43 [0,02]***	-0,02 0,03	0,16 [0,04]***
Descomposición			
Explicada ^a	-0,29 [0,03]***	-0,03 [0,02]	0,04 [0,03]
No explicada ^b	-0,14 [0,03]***	0,01 [0,03]	0,12 [0,03]***

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

^a Efecto de calidad o de dotaciones explicado por las diferencias de grupo de las variables predictivas.

^b Efecto de la discriminación: efecto no explicado atribuido a la discriminación y a variables no observadas.

Nota: los errores estándar se enumeran debajo de las estimaciones que aparecen entre corchetes, y son robustos en cuanto a la heteroscedasticidad.

Ln: logaritmo natural.

*** Significativo al 1%.

principales grupos: formal e informal y, dentro de cada uno de estos, madres y mujeres sin hijos. La primera columna es una descomposición de las diferencias salariales entre los sectores formal e informal orientada a probar la hipótesis nula de la ecuación (2), es decir, que los ingresos son significativamente más altos para las trabajadoras formales que para las informales. La media de la variable independiente del logaritmo natural de los salarios por hora es de 1,05 pesos para las trabajadoras informales y de 1,48 pesos para las formales, lo que produce una diferencia negativa y significativa de -0,43. Cuando se aplica la descomposición de Blinder-Oaxaca, ambas partes son significativas: el 67% se explica por las diferencias de las características personales, laborales o sectoriales, mientras que un 33% no es explicado y podría considerarse una evidencia de la segmentación del mercado de trabajo.

Al tener en cuenta que el objetivo es comprender no solo las diferencias de ingresos entre los segmentos, sino también la penalización salarial por maternidad planteada, en la primera y segunda columnas del cuadro 5 se consideran las madres en comparación con las mujeres sin hijos. Como era de esperar, dadas las hipótesis centrales, no hay diferencias significativas entre las medias pronosticadas de madres y mujeres sin hijos en el sector formal. Sin embargo, existe una penalización salarial por maternidad en el caso de las trabajadoras informales; el logaritmo natural previsto del salario por horas es de 1,15 pesos para mujeres que no son madres y de 0,98 pesos para las madres. La brecha positiva de 0,16 en favor de las mujeres sin hijos es significativa, y casi toda la diferencia (75%) no está explicada significativamente o está vinculada a una posible discriminación. Entonces, los resultados apoyan la hipótesis original de que existe una penalización salarial por maternidad en el sector informal, y el grueso de esta penalización se atribuye a la discriminación o a factores no observados¹⁷. Cabe también destacar que este

diferencial de 0,16 en el sector informal se ubica en el extremo superior de la distribución de las penalizaciones salariales estimadas con anterioridad.

3. La descomposición de Ñopo

Tomando como variable central el logaritmo natural de los salarios reales por hora, se analizan la brecha salarial entre madres y mujeres sin hijos empleadas en el sector formal y en el informal. Para efectuar el emparejamiento, se formulan tres combinaciones: en el grupo I se tiene en cuenta la edad y el año, en el grupo II se agrega la educación medida con tres variables ficticias y en el grupo III se añade la variable ficticia de jefatura de hogar. Como destacan Marquez Garcia, Ñopo y Salardi (2009), cuantas más características se usen en el emparejamiento, menores serán las oportunidades de encontrar emparejamientos exactos. En el cuadro 6 puede observarse que el porcentaje de madres en el soporte común desciende de aproximadamente un 92% en el grupo I al 50% en el grupo III para las submuestras formal e informal, mientras que el porcentaje de mujeres sin hijos en el soporte común disminuye del 90% al 42% en el sector formal y del 95% al 57% en el informal.

Cuando se considera la submuestra formal, surge que las mujeres sin hijos ganan solo un 0,02% más que las madres. Tras el emparejamiento por edad y año, el 1% obedece a diferencias del soporte ($\Delta_M = -0,1\%$ y $\Delta_{NM} = 1,1\%$) y el 3% corresponde a las diferencias en la distribución de características individuales en el soporte común (Δ_X), mientras que $\Delta_0 = -4\%$ es la brecha salarial por maternidad no explicada. Curiosamente, cuando se agregan más características (edad, año, educación y jefatura de hogar) la brecha no explicada es incluso menor, de $\Delta_0 = -1,2\%$. La mayor parte corresponde a componentes que existen debido al porcentaje de madres ($\Delta_M = -4,6\%$) y de mujeres sin hijos ($\Delta_{NM} = 3,6\%$) que no es posible emparejar.

En la muestra informal se observa una brecha salarial mucho más grande que en el sector formal: las madres ganan un 14,4% menos que las mujeres sin hijos. La mayor parte de la descomposición obedece al componente no explicado, y Δ_0 corresponde al -15,8% en el grupo I, al -13,6% en el grupo II y al -17,5% en el grupo III. En cuanto a los componentes relacionados con individuos no emparejados, tras la inclusión de las variables ficticias de educación y jefatura de hogar, la parte de la brecha correspondiente a las madres que no

¹⁷ Con el fin de identificar al grupo de madres que sufren un mayor grado de penalización por maternidad, también se estimó la descomposición de Blinder-Oaxaca para diferentes grupos de mujeres del sector formal e informal: i) las madres de un hijo en comparación con el resto de las mujeres; ii) las madres de dos hijos comparadas con el resto de las mujeres; y iii) las madres de tres hijos en comparación con el resto de las mujeres. En el sector formal, parece evidente que la principal conclusión es la que se muestra en el cuadro 6: las madres no parecen experimentar penalizaciones salariales. En el sector informal, la penalización más elevada se encuentra entre las madres de tres o más hijos, dado que el logaritmo natural estimado previsto de la diferencia del salario por hora es significativo y equivale a 0,32. Alrededor del 47% se explica por las diferencias de dotaciones, mientras que un 53% de la descomposición no es explicada. Como ya se indicó, la descomposición de Blinder-Oaxaca no identifica si la parte no

explicada corresponde a la discriminación de los empleadores o a la heterogeneidad no observada de la productividad.

CUADRO 6

Argentina (Gran Buenos Aires): brechas salariales por maternidad, sectores formal e informal, 1995-2003

	Sector formal		
	(I) Edad y año	(II) Más educación	(III) Más jefatura de hogar
Δ	-0,02	-0,02	-0,02
Δ_0	-4,01	-3,83	-1,1
Δ_M	-0,10	-4,00	-4,60
Δ_{NM}	1,10	4,50	3,57
Δ_X	2,99	3,32	2,21
Porcentaje de madres en el soporte común	91,97	67,62	49,48
Porcentaje de mujeres sin hijos en el soporte común	89,94	64,20	42,29

	Sector informal		
	(I) Edad y año	(II) Más educación	(III) Más jefatura de hogar
Δ	-14,40	-14,40	-14,40
Δ_0	-15,78	-13,59	-17,48
Δ_M	-1,06	1,46	6,11
Δ_{NM}	0,13	-3,34	-6,74
Δ_X	2,32	1,08	3,72
Porcentaje de madres en el soporte común	91,81	64,90	46,85
Porcentaje de mujeres sin hijos en el soporte común	95,45	76,20	57,06

Fuente: elaboración propia sobre la base de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH)

Nota: brechas salariales controlando por diferentes grupos de características estimadas mediante la descomposición de Ñopo.

pueden ser emparejadas con las mujeres sin hijos (Δ_M) produce un signo positivo (un 1,5% en el grupo II y un 6,1% en el grupo III), mientras que Δ_{NM} produce un signo negativo (un -3,3% en el grupo II y un -6,7% en el grupo III). Resulta interesante observar que la menor proporción corresponde a un Δ_X positivo del 2,3% cuando solo se considera el año y la edad, de un 1,1% cuando se agrega la educación y de un 3,7% cuando se incluye la jefatura de hogar.

Cabe destacar que Δ_X es siempre positivo en ambas muestras, lo que puede significar que las mujeres sin hijos tienen mayores dotaciones. Una vez más, estas observaciones ofrecen evidencia en favor de la hipótesis central del presente estudio, dado que hay diferencias significativas entre las medias previstas de madres y mujeres sin hijos en el sector informal, y el componente no explicado de la brecha salarial es significativamente más alto en el segmento informal.

VI

Conclusiones

Este es el único artículo en que se integran dos temas diferentes: la penalización salarial por maternidad y la segmentación del mercado de trabajo en el contexto reciente de la Argentina, cuando se formularon políticas nacionales de flexibilización laboral que causaron el deterioro de los derechos de los trabajadores. En

general, no se puede refutar la hipótesis tradicional de segmentación del mercado de trabajo y la existencia de una prima salarial para las trabajadoras del sector formal. El hallazgo principal en este trabajo es que las mujeres que laboran en el sector informal son quienes sufren una penalización salarial por maternidad. Al

parecer, las normas que protegen los derechos de estas madres no se aplican y, además, ellas tienen menor capacidad para solventar la ayuda doméstica y el cuidado de los niños que podrían permitirles ser más productivas en el trabajo. Las mujeres con mayor número de hijos tienen una probabilidad más alta de estar en un empleo temporario, tal vez porque deben dedicar más tiempo al cuidado de la familia. También es cierto que no todas las mujeres tienen las mismas oportunidades de empleo, y las que pertenecen a los segmentos de menores ingresos deben trabajar en condiciones más inseguras e informales debido a su necesidad de contribuir al ingreso del hogar.

En este estudio se emplearon distintos métodos de estimación, incluidos análisis de distribuciones de frecuencias, MCO y regresiones por cuantiles. Se combinaron los resultados de los MCO con la descomposición de Blinder-Oaxaca para explorar las fuentes explicadas y no explicadas de las brechas salariales. El análisis de las regresiones muestra que no todas las mujeres experimentan una penalización salarial por maternidad. En el caso de las trabajadoras del sector formal, los coeficientes de la variable ficticia de maternidad no son significativos; de modo que resulta evidente que esas madres no experimentan penalizaciones salariales. En cuanto a la submuestra del sector informal, las penalizaciones son significativas y crecen con el número de hijos. Asimismo, la penalización por maternidad no es igual en toda la distribución salarial condicional, dado que —especialmente en el caso de las trabajadoras informales— tiende a ser mayor en los extremos. Estos resultados son congruentes con las hipótesis de “techo de cristal” y “suelo pegajoso” que aparecen en estudios sobre el mercado laboral.

Además, considerando la descomposición de Blinder-Oaxaca, la diferencia de salarios entre el sector formal y el informal es significativa y, si bien puede explicarse el 67% de la diferencia, hay un 33% que no se explica y podría atribuirse a la discriminación. Si se considera la maternidad y sus efectos en los salarios de las mujeres, se obtienen resultados significativos en la submuestra informal, sobre todo en los coeficientes estimados de maternidad, mientras que no hay estimaciones significativas en el grupo formal. En el caso del segmento informal, hay evidencia sólida de que existe una penalización salarial por maternidad, la que casi en su totalidad (75%) deriva de factores no explicados o de la discriminación. Con la descomposición de Ñopo surgen resultados similares; la mayor parte de la penalización salarial por maternidad del sector informal no es explicada y, cuando se agregan más características al emparejamiento, resulta mayor que la brecha real ($\Delta = -14,4\%$ y $\Delta_0 = -17,5\%$).

En general, en este artículo se denota que las mujeres más vulnerables son las trabajadoras del sector informal. Su vulnerabilidad se manifiesta no solo en los salarios, que son inferiores que los de las mujeres del sector formal, sino también en una penalización salarial por maternidad que se incrementa con el número de hijos y es mayor cuando los hijos son más pequeños. En consecuencia, las normas institucionales del mercado laboral parecen ser un determinante crucial de los salarios de las mujeres en Buenos Aires. Ante estos resultados, debería tenerse cautela al presionar por el aumento de la flexibilidad en el mercado laboral, teniendo en cuenta el bienestar social. Tales reformas desencadenarían un descenso hacia los estándares aplicados a las madres del sector informal, con reducción de los sueldos y las oportunidades profesionales.

ANEXO

CUADRO A.1

Explicación de las variables

Variable	Descripción
rhourwage	Salario real por hora
ln_rhourwage	Logaritmo natural del salario real por hora
dformal	Variable ficticia: 1 si la mujer está empleada en el sector formal y 0 si la situación es otra
dmother	Variable ficticia: 1 si la mujer es madre de al menos un hijo menor de 15 años y 0 si la situación es otra
dmother_one	Variable ficticia: 1 si la madre tiene un hijo menor de 15 años que vive el hogar y 0 si la situación es otra
dmother_two	Variable ficticia: 1 si la madre tiene dos hijos menores de 15 años que viven el hogar y 0 si la situación es otra
dmother_more	Variable ficticia: 1 si la madre tiene más de dos hijos menores de 15 años que viven el hogar y 0 si la situación es otra
dmother_5	Variable ficticia: 1 si la madre tiene al menos un hijo menor de 6 años
dmother_6-14	Variable ficticia: 1 si la madre tiene al menos un hijo de 6 a 14 años
age	Es la edad de la mujer en años
agesq	Es el cuadrado de la edad de la mujer en años
dsingle	Variable ficticia: 1 si la mujer es soltera y 0 si no lo es
dmarried	Variable ficticia: 1 si la mujer es casada y 0 si no lo es
ddivorced	Variable ficticia: 1 si la mujer es divorciada y 0 si no lo es
head	Variable ficticia: 1 si la mujer es la jefa de la familia y 0 si no lo es
education1	Variable ficticia: 1 si la mujer tiene una educación secundaria incompleta o inferior y 0 si la situación es otra
education2	Variable ficticia: 1 si la mujer tiene educación secundaria completa o algún nivel de educación universitaria, y 0 si la situación es otra
education3	Variable ficticia: 1 si la mujer completó una carrera universitaria y 0 si la situación es otra
yearsjob	Es el número de años de permanencia en el empleo actual
dfulltime	Variable ficticia: 1 si la mujer trabaja más de 20 horas por semana y 0 si la situación es otra
dparttime	Variable ficticia: 1 si la mujer trabaja menos de 20 horas por semana y 0 si la situación es otra
dpublic	Variable ficticia: 1 si la mujer está empleada en el sector público y 0 si la situación es otra
dprivate	Variable ficticia: 1 si la mujer está empleada en el sector privado y 0 si la situación es otra
dfirm_small	Variable ficticia: 1 si la mujer está empleada en una empresa de un empleado y 0 si la situación es otra
dfirm_medium	Variable ficticia: 1 si la mujer está empleada en una empresa de dos a cinco empleados y 0 si la situación es otra
dfirm_large	Variable ficticia: 1 si la mujer está empleada en una empresa de más de cinco empleados y 0 si la situación es otra
dmanufacturing	Variable ficticia: 1 si la trabajadora está empleada en el sector manufacturero y 0 si la situación es otra
dcommerce	Variable ficticia: 1 si la trabajadora está empleada en el sector del comercio y 0 si la situación es otra
dservice	Variable ficticia: 1 si la trabajadora está empleada en el sector de servicios y 0 si la situación es otra
manager	Variable ficticia: 1 si la mujer es gerente y 0 si la situación es otra
professional	Variable ficticia: 1 si la mujer es una trabajadora profesional y 0 si la situación es otra
administrative	Variable ficticia: 1 si la mujer es una empleada administrativa y 0 si la situación es otra
service	Variable ficticia: 1 si la mujer trabaja en el sector de servicios y 0 si la situación es otra
bluecollar	Variable ficticia: 1 si la mujer es obrera y 0 si la situación es otra

Fuente: elaboración propia.

Bibliografía

- Amuedo-Dorantes, C. y J. Kimmel (2005), "The motherhood wage gap for women in the United States: the importance of college and fertility delay", *Review of Economics of the Household*, vol. 3, N° 1, Springer.
- Anderson, D., M. Binder y K. Krause (2003), "The motherhood wage penalty revisited: experience, heterogeneity, work effort and work-schedule flexibility", *ILR Review*, vol. 56, N° 2, Cornell, Universidad de Cornell.
- (2002), "The motherhood wage penalty: which mothers pay it and why?", *American Economic Review*, vol. 92, N° 2, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Babcock, L. y S. Laschever (2003), *Women Don't Ask: Negotiation and the Gender Divide*, Princeton, Princeton University Press.
- Bauder, H. (2001), "Culture in the labor market: segmentation theory and perspectives of place", *Progress in Human Geography*, vol. 25, N° 1, Sage.
- Beblo, M., S. Bender y E. Wolf (2009), "Establishment-level wage effects of entering motherhood", *Oxford Economic Papers*, vol. 61(S1), Oxford University Press.
- Bergmann, B. (2004), "Two varieties of 'feminist'", *Newsletter*, vol. 14, N° 4, Lincoln, Nebraska, International Association for Feminist Economics.
- Blinder, A. (1973), "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", *Journal of Human Resources*, vol. 8, N° 4, Wisconsin, University of Wisconsin Press.
- Botelho, F. y V. Ponczek (2011), "Segmentation in the Brazilian labor market", *Economic Development and Cultural Change*, vol. 59, N° 2, Chicago, The University of Chicago Press.
- Buchinsky, M. (1998), "Recent advances in the quantile regression models: a practical guideline for empirical research", *The Journal of Human Resources*, vol. 33, N° 1, Wisconsin, University of Wisconsin Press.
- Budig, M. y P. England (2001), "The wage penalty for motherhood", *American Sociological Review*, vol. 66, N° 2, Washington, D.C., American Sociological Association.
- Casal, M. (2011), *Motherhood Wage Penalty and Labor Market Segmentation in Argentina*, Madison, University of Wisconsin-Madison.

- Correll, S., S. Benard e I. Paik (2007), "Getting a job: is there a motherhood penalty?", *American Journal of Sociology*, vol. 112, N° 5, Chicago, The University of Chicago Press.
- De Pablo, J. (2005), *La economía argentina: en la segunda mitad del siglo XX*, Buenos Aires, La Ley.
- Esquivel, V. (2009), "Care workers in Argentina", *Argentina Research Report*, N° 4, Ginebra, Instituto de Investigaciones de las Naciones Unidas para el Desarrollo Social (UNRISD), borrador.
- Falaris, E. (2008), "A quantile regression analysis of wages in Panama", *Review of Development Economics*, vol. 12, N° 3, Wiley Blackwell.
- Faur, E. (2011), "A widening gap? The political and social organization of childcare in Argentina", *Development and Change*, vol. 42, N° 4.
- (2008a), "Historical context: economic, demographic and social structures and trajectories, and social policies in Argentina", *Argentina Research Report*, N° 1, Ginebra, Instituto de Investigaciones de las Naciones Unidas para el Desarrollo Social (UNRISD), borrador.
- (2008b), "The care diamond: social policy regime, care policies and programmes in Argentina", *Argentina Research Report*, N° 3, Ginebra, Instituto de Investigaciones de las Naciones Unidas para el Desarrollo Social (UNRISD).
- Fields, G. (2008), "Segmented labor market models in developing countries", *ILR School Collection*, N° 162, Cornell, Universidad de Cornell.
- Gangl, M. y A. Ziefle (2009), "Motherhood, labor force behavior, and women's careers: An empirical assessment of the wage penalty for motherhood in Britain, Germany, and the United States", *Demography*, vol. 46, N° 2.
- Gong, X. y A. van Soest (2002), "Wage differentials and mobility in the urban labour market: a panel data analysis for Mexico", *Labour Economics*, vol. 9, N° 4, Amsterdam, Elsevier.
- Goldin, C. (2006), "The quiet revolution that transformed women's employment, education, and family", *American Economic Review*, vol. 96, N° 2, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Heckman, J. (1979), "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, vol. 47, N° 1, Nueva York, The Econometric Society.
- INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos) [en línea] <http://www.indec.mecon.ar>
- Jann, B. (2008), "A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition", *ETH Zurich Sociology Working Papers*, N° 5, Zurich, Swiss Federal Institute of Technology.
- Kennelly, I. (1999), "That single-mother element: how white employers typify black women", *Gender and Society*, vol. 13, N° 2, Sage Publications.
- Koenker, R. y K. Hallock (2001), "Quantile regression", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, N° 4, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Maloney, W. (1999), "Does informality imply segmentation in urban labor markets? Evidence from sectoral transitions in Mexico", *World Bank Economic Review*, N° 13, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Marquez Garcia, L., H. Ñopo y P. Salardi (2009), "Gender and racial wage gaps in Brazil 1996-2006: evidence using a matching comparisons approach", *Documento de Trabajo*, N° 4626, Washington, D.C., Departamento de Investigación, Banco Interamericano de Desarrollo.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, Nueva York, Columbia University Press.
- Ñopo, H. (2008), "Matching as a tool to decompose wage gaps", *Review of Economics and Statistics*, vol. 90, N° 2, Cambridge, Massachusetts, The MIT Press.
- Oaxaca, R. (1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, vol. 14, N° 3, Filadelfia, University of Pennsylvania/University Institute of Social and Economic Research Association.
- Olbrecht, A. (2009), "Do academically deficient scholarship athletes earn higher wages subsequent to graduation?", *Economics of Education Review*, vol. 28, N° 5, Amsterdam, Elsevier.
- Packard, T. (2007), "Do workers in Chile choose informal employment? A dynamic analysis of sector choice", *Policy Research Working Paper*, N° 4232, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Pagés, C. y M. Stampini (2007), "No education, no good jobs? Evidence on the relationship between education and labor market segmentation", *IZA Discussion Paper*, N° 3187, Bonn, IZA Institute for the Study of Labor.
- Pastor, M. y C. Wise (1999), "Stabilization and its discontents: Argentina's economic restructuring in the 1990s", *World Development*, vol. 27, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Piras, C. y L. Ripani (2005), "The effects of motherhood on wages and labor force participation: evidence from Bolivia, Brazil, Ecuador and Peru", *Sustainable Development Department Technical Papers Series*, N° 109, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo.
- Pratap, S. y E. Quintin (2006), "Are labor markets segmented in developing countries? A semiparametric approach", *European Economic Review*, vol. 50, N° 7, Amsterdam, Elsevier.
- Ridgeway, C. y S. Correll (2004), "Unpacking the gender system: a theoretical perspective on gender beliefs and social relations", *Gender & Society*, vol. 18, N° 4, Sage Publications.
- Rosenzweig, M.R. (1988), "Labor markets in low-income countries", *Handbook of Development Economics*, Hollis Chenery y T.N. Srinivasan (eds.), vol. 1, Nueva York, North-Holland.
- Torrado, S. (2003), *Historia de la familia en la Argentina moderna (1870-2000)*, Buenos Aires, Ediciones de la Flor.
- Waldfoegel, J. (1998), "Understanding the 'family gap' in pay for women with children", *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, N° 1, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- (1997), "The effect of children on women's wages", *American Sociological Review*, vol. 62, N° 2, Washington, D.C., American Sociological Association.
- (1995), "The price of motherhood: family status and women's pay in young British cohort", *Oxford Economic Papers*, vol. 47, N° 4, Oxford, Oxford University Press.
- Wooldridge, J. (2000), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South Western College.
- Yasmin, B. (2009), "Trade liberalization and the lead role of human capital and job attributes in wage determination: the case of Pakistan's labor market", *The Lahore Journal of Economics*, vol. 14, N° 1, Lahore, The Lahore School of Economics.