

Género y diferenciales de salarios en la Argentina

Valeria Esquivel

Publicado en Marta Novick y Héctor Palomino (coordinadores), *Estructura productiva y empleo. Un enfoque transversal*, Buenos Aires, Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social, 2007. ISBN 978-84-96571-68-6, páginas 363-392.

Introducción

La inserción desventajosa de las mujeres en el mercado de trabajo es una faceta más de la inequidad de género. En el caso argentino, las mujeres participan menos en el mercado de trabajo, tienen una mayor tasa de desempleo, trabajan menos horas para el mercado (no siempre voluntariamente) y generan menores ingresos laborales mensuales que los varones. Tales menores ingresos no sólo restan autonomía económica a las mujeres, sino que tienen efectos inmediatos en el bienestar de sus hogares (Rodríguez Enríquez, 2007; Giacometti, 2005).

El presente artículo se concentra en una faceta particular de esta inserción: el análisis de las razones que subyacen a las diferencias entre los ingresos laborales *horarios* de varones y mujeres *asalariados*. La muy elevada proporción de asalariadas entre las ocupadas, y las menores horas trabajadas por ellas –que a primera vista podrían justificar menores ingresos mensuales– motivan dicho recorte. El mismo tiene también una fundamentación teórica: la conceptualización de la *discriminación* y la *segregación ocupacional por razones de género* en términos económicos requiere, para su formulación, de la presencia de empleadores discriminadores, una figura inexistente en inserciones laborales no asalariadas.

El artículo avanza en varios abordajes alternativos para identificar los efectos en los salarios de varones y mujeres de la discriminación y de la segregación. Luego de un análisis exploratorio, la cuarta sección se basa en la metodología de Tam (1996) y Esquivel y Paz (2005) para analizar el efecto de la inserción diferencial de varones y mujeres en puestos de calidad o *regulares* sobre los diferenciales de salarios. Los análisis siguen luego el abordaje tradicional de Oaxaca-Blinder para la estimación de la contribución del capital humano y de la discriminación en los diferenciales de salarios entre varones y mujeres, con algunas innovaciones metodológicas recientes. Estas introducen en las descomposiciones los sesgos de selección para el análisis de subgrupos dentro de los ocupados, en los que varones y mujeres participan en distinta

proporción (Neuman y Oaxaca, 2004); y los efectos de la segregación ocupacional horizontal (Macpherson y Hirsch, 1995; Amarante y Espino, 2004).

2. Discriminación y segregación: breve reseña teórica

La persistencia de diferenciales de salarios por género aparece como una anomalía en el desarrollo fluido de la teoría neoclásica de fijación de salarios, en la que estos últimos retribuyen la productividad marginal del trabajo. En competencia perfecta y un entorno de firmas maximizadoras del beneficio, la existencia de diferenciales de salarios observables entre varones y mujeres, así como la inserción de varones y mujeres en distintas ocupaciones sólo se justificaría debido a características de la *oferta de trabajo*, en particular en relación con las diferencias en las habilidades relativas y en las preferencias individuales.

De acuerdo a la tesis central de la teoría del capital humano, existe una relación directa entre los ingresos del trabajo y el *stock* de capital humano adquirido a través de inversiones en la propia capacidad de incrementar la productividad, tales como la educación formal, la capacitación en el trabajo, el cuidado médico, etc. Estas inversiones resultan del cálculo costo-beneficio entre los costos directos y de oportunidad que insume la formación, y los salarios a lo largo de la vida laboral. Estos dependen fundamentalmente del tiempo esperado de permanencia en el mercado de trabajo, que brinda "retornos" a las habilidades generales (por oposición a habilidades específicas, relacionadas con el puesto de trabajo) obtenidas a través de la educación. Debido a que los retornos serán más altos para las personas que trabajan a tiempo completo la mayor parte de su vida adulta y –en el caso del capital humano específico a las firmas– no abandonan sus puestos para dedicarse al trabajo no remunerado, esta teoría racionaliza tanto la mayor inversión en capital humano de los jóvenes (en comparación con los adultos) como la baja relación entre remuneraciones y edad en las mujeres, asociada a su inserción intermitente en el mercado de trabajo debido al sostenimiento de los roles familiares tradicionales (Polachek, 2004).

A su vez, las tasas de depreciación del capital humano por cada año fuera de la fuerza de trabajo son mayores entre los más educados y aquellos que ocupan puestos técnicos o profesionales, por lo que la teoría de capital humano provee una explicación para la *segregación ocupacional*¹ por el lado de la oferta, en tanto una respuesta a la

¹ Ver más adelante. Polachek (1995: 64) señala que las explicaciones por el lado de la demanda sobre segregación ocupacional fueron previas al desarrollo de los primeros estudios de diferenciales de salarios por género desde una perspectiva de la oferta.

intermitencia en la permanencia en el mercado es la elección de ocupaciones con bajas tasas de depreciación (y bajos salarios).

En efecto, la teoría del capital humano enfatiza el hecho de que ciertas características de los puestos (menores costos de intermitencia, flexibilidad horaria y de trabajo, etc.) influyen en la "elección" de los mismos más allá de los factores de demanda. Varones y mujeres podrían autoseleccionarse en diferentes ocupaciones debido a normas de género en relación con las mismas (ocupaciones socialmente consideradas "femeninas" o "masculinas"); como consecuencia de ventajas comparativas en el trabajo no remunerado (la idea de "especialización" de las mujeres en las tareas del hogar); por la discriminación en factores previos al mercado (variadas restricciones educativas, que alteran los costos y beneficios de la inversión en capital humano –Altonji y Blank, 1999: 3201) y/o simplemente por preferencias diferenciales por género². Llevado al extremo, sin embargo, estos argumentos justifican los menores salarios de las mujeres al atribuirlos a sus propias decisiones racionales, de manera que estas –y los grupos desfavorecidos en general– resultan víctimas de sus propias elecciones (Figart, 1999a; Bergmann, 1986).

En este sentido, es paradójico que Becker (1991) asumiera una única función de utilidad familiar³ y, a la vez, mujeres autónomas que disfrutaran de completa libertad para tomar decisiones en términos de inversión y participación en el mercado de trabajo (England, 2003). Diversos autores señalan que estas decisiones no son libres, en tanto se hallan afectadas por normas y costumbres diferenciales por género y por la interacción entre las esferas de producción y reproducción: mientras la mayor parte del trabajo doméstico sea asignado a las mujeres, las elecciones de las mujeres tomarán en cuenta tales restricciones. El foco de la teoría del capital humano en las decisiones individuales omite el efecto de las decisiones de otros sobre las propias decisiones (Jacobsen, 1999).

El abordaje tradicional denomina *discriminación y segregación ocupacional* a fenómenos relacionados con la demanda de trabajo. La discriminación en el mercado de trabajo es una situación en la que dos personas, igualmente productivas en el sentido material y físico, son tratadas de manera diferente (una de ellas, peor) sólo en virtud de características observables, como su género⁴. Dicho tratamiento diferencial se expresa tanto en niveles salariales diferentes para individuos comparables (el resultado observable de la *discriminación*) como en diferentes demandas para sus servicios del trabajo al salario dado, es decir, en *segregación*.

² La teoría neoclásica llama preferencias a las características individuales "dadas", previas al funcionamiento de los mercados.

³ O un jefe altruista. Para una crítica, ver England (2003) y Bergmann (1995).

⁴ Esta definición se deriva de Becker (1971) y Altonji y Blank (1999).

En presencia de discriminación, el estatus de las mujeres se verá afectado directamente, al producir diferencias en los resultados económicos entre hombres y mujeres no explicados por diferencias en factores relacionados con la productividad o las calificaciones; e indirectamente, en el caso en que este trato diferencial sea persistente en el tiempo, disminuyendo los incentivos que las mujeres tienen a invertir en capital humano.

La metodología tradicional para medir discriminación (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973) consiste en descomponer el diferencial entre los salarios medios de varones y mujeres en componentes *explicados* –o “justificables” por factores de oferta– y componentes *no explicados* por factores de oferta (ver Apéndice Metodológico). Estrictamente, es esta última porción la que se denomina discriminación, aún cuando la omisión de variables significativas y/o características personales no observables⁵ implican que este segundo componente capta, a la vez, el efecto de la discriminación y eventuales errores de especificación del modelo.

Es claro también que atribuir la discriminación al segundo componente supone que el primero –ligado en esta formulación a características y decisiones personales– se encuentra libre de ella. Esto resulta particularmente problemático si se incluyen como variables “no discriminatorias” ciertos atributos del puesto de trabajo, ya que de tal forma se asume implícitamente que la segregación se debe a decisiones libres de varones y mujeres (Bergmann, 2004)⁶.

La *segregación ocupacional* se evidencia en la distribución desigual de varones y mujeres entre sectores (segregación horizontal) y ocupaciones (segregación vertical). En términos abstractos, tanto la completa segregación como la completa integración resultan compatibles con la ausencia de discriminación (salarios acordes a la productividad marginal). Sin embargo, la segregación suele ser jerárquica, al excluir a las mujeres de ocupaciones de mayor prestigio y salarios relativos. Así, las mujeres tienden a concentrarse en ciertas ocupaciones en las que el exceso de oferta opera para deprimir los salarios relativos. Esta es la “hipótesis de concentración” u *overcrowding model*, elaborada en primera instancia por Barbara Bergmann (1974) y recientemente

⁵ También las características observables pero no observadas debido a restricciones de la fuente de información.

⁶ Barbara Bergmann (2004) destacó este punto al señalar que “la gente que hace regresiones de salarios, presumiblemente con el objetivo de descubrir qué proporción de la brecha por género es causada por la discriminación [...] tratan a la ocupación como una variable explicativa no discriminadora, que nada tiene que ver con el comportamiento de los empleadores sino simplemente con las elecciones libres de las mujeres [...] implicando que nadie respetable consideraría que existe discriminación en la distribución de varones y mujeres por ocupaciones y que ninguna discusión de este tema es admisible en una publicación académica” (en inglés en el original).

reelaborada en términos de la composición de género de las ocupaciones por Macpherson y Hirsch (1995). Estos autores incorporan a la metodología de Oaxaca-Blinder una variable que refleja el porcentaje de mujeres en la ocupación, con el objetivo de captar la penalidad salarial asociada a realizar “trabajos de mujeres” (ver Apéndice Metodológico).

Lamentablemente, la “hipótesis de concentración” no explica en sí misma por qué las normas sociales o los mecanismos institucionales que la generan se sostienen en el tiempo (Blau et al, 2002:231). En particular, no explica cómo y por qué las mujeres son relativamente excluidas de puestos de mayor jerarquía (y por lo tanto de mayor calidad y salarios relativos), incluso al interior de sectores más feminizados.

Recientemente, Neuman y Oaxaca (2004) han propuesto el tratamiento de las barreras a la entrada a puestos de calidad (*segregación vertical*) como un sesgo de selección muestral en el análisis del diferencial de salarios por género entre grupos seleccionados de trabajadores (ver Apéndice Metodológico). En este artículo, esta metodología se utilizará analizando en particular las barreras a la entrada a puestos de calidad o *regulares*, definidos como aquellos registrados (con descuento jubilatorio), estables y sin insuficiencia involuntaria en las horas trabajadas (no hay subocupación horaria⁷).

Tanto la *discriminación* y como la *segregación* son rasgos criticables del mercado de trabajo, no sólo en términos de equidad de género, sino también en base a consideraciones de eficiencia en el funcionamiento de mercados competitivos ya que, en ausencia de discriminación, empleadores maximizadores del beneficio remuneran a los trabajadores de acuerdo a su productividad, siendo esta una regla objetiva para la cual el género de una persona (o su raza, edad, etc.) se torna irrelevante.

3. La inserción laboral de varones y mujeres asalariados

Las condiciones del mercado de trabajo evolucionaron muy satisfactoriamente entre el segundo trimestre de 2003 y el mismo período de 2006⁸. La tasa de actividad pasó del 45,6 al 46,7% de la población; la tasa de empleo creció 4,4 puntos porcentuales para

⁷ Los subocupados horarios son un subconjunto de los ocupados que trabajan menos de 35 horas semanales, cuando esta menor jornada se debe a causas involuntarias y los ocupados declaran estar dispuestos a trabajar más horas.

⁸ La información de este artículo se basa en procesamientos propios en base a la EPH, II trimestre de 2003 y II trimestre de 2006.

llegar al 41,8%; y el desempleo descendió en más de 7 puntos, pasando de 17,8 a 10,4% de la PEA al final del período bajo análisis⁹.

En este contexto, la tasa de actividad de los varones creció levemente más que la de las mujeres (1,4 y 0,8 puntos porcentuales respectivamente), lo que no impidió que su desempleo disminuyera casi a la mitad de los valores iniciales: del 16,3% al 8,4%. A las mujeres, sin embargo, no les fue tan bien: su tasa de desempleo descendió del 19,8 a 13%, manteniéndose superior a la de los varones (Cuadro 1). Esta menor caída del desempleo se asocia a un relativo menor dinamismo de la tasa de empleo femenina en comparación con la masculina (el crecimiento de la primera fue de 3,3 puntos porcentuales entre puntas, sustancialmente menor a los 5,5 puntos porcentuales de incremento de la segunda).

La proporción de asalariados sobre total de ocupados es superior entre las mujeres que entre los varones, aunque esta inserción ocupacional es de menor calidad tanto en 2003 como en 2006. Las mujeres asalariadas están registradas y tienen puestos permanentes en menor proporción que los varones, y su tasa de subocupación es sustancialmente mayor a la de estos últimos. En 2003, la combinación de estas dimensiones hacía que sólo un tercio de las mujeres estuviera en puestos regulares, mientras poco más del 45% lo estaba entre los varones. Estas proporciones pasan respectivamente al 43,6 y 55,2% en 2006.

Las mejoras relativas en términos de estabilidad de los puestos entre los dos momentos bajo análisis impactaron proporcionalmente más en entre los varones, mientras entre las mujeres descendió notoriamente más la subocupación horaria. Estos movimientos, sumados a un incremento de la registración relativamente neutral en términos de género, dieron como resultado que la mejora relativa en términos de regularidad fuera levemente superior entre las mujeres que entre los varones. En ambos casos, la proporción de asalariados regulares sobre asalariados totales creció casi 10 puntos porcentuales, lo que representó un crecimiento de más de 20% de esta tasa en el período bajo análisis.

⁹ Para un análisis en profundidad, ver Contartese y Maceira (2005).

Cuadro 1

Indicadores del mercado de trabajo por sexo. Total del país. 2003 y 2006

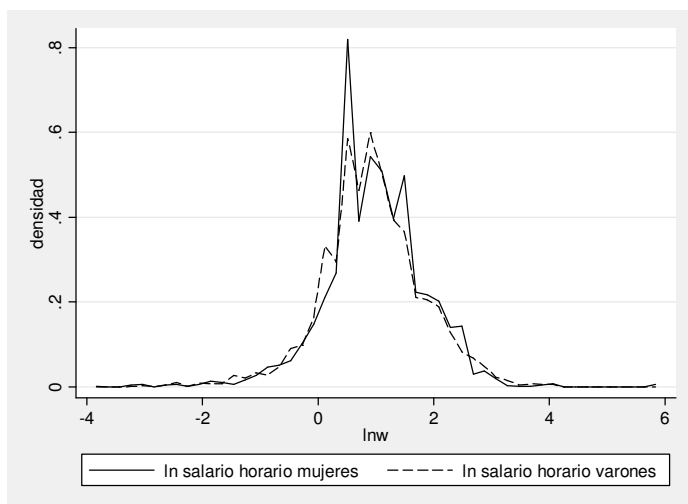
	2003			2006		
	Total	Mujeres	Varones	Total	Mujeres	Varones
Tasa de actividad	45.6	38.0	53.9	46.7	38.8	55.3
Tasa de empleo	37.5	30.5	45.2	41.8	33.7	50.7
Tasa de desempleo	17.8	19.8	16.3	10.4	13.0	8.4
Tasa de asalarización	72.5	78.0	68.4	75.5	79.9	72.2
Asalariados						
Asalariados registrados (%)	50.7	45.9	54.8	55.8	50.8	59.9
Asalariados permanentes (%)	64.0	56.9	69.9	68.4	58.2	76.6
Asalariados no subocupados (%)	78.8	72.5	84.1	87.5	82.1	91.9
Asalariados regulares (%)	40.7	34.9	45.7	50.0	43.6	55.2
Años de escolaridad promedio	10.6	11.1	10.2	10.9	11.4	10.5
Horas promedio trabajadas	30	25	35	33	26	38
Ingreso de la ocupación principal*	526	425	614	908	709	1066
Ingreso horario*	3.73	3.85	3.63	5.82	5.65	5.95
Otras	1.7	1.0	2.2	1.2	0.7	1.6
Industria	13.6	8.1	18.3	15.6	9.5	20.4
Construcción	4.3	0.4	7.6	6.8	0.4	11.9
Comercio	24.5	15.5	32.1	24.1	16.6	30.2
Servicios financieros	8.5	6.9	10.0	9.3	8.1	10.2
Servicios personales	24.7	35.7	15.3	22.3	33.2	13.6
Servicio doméstico	9.9	20.6	0.9	9.8	21.5	0.4
Administración pública	11.6	11.1	12.1	10.9	10.0	11.6
	100	100	100	100	100	100
Sector público total (administración pública, educación y salud públicas)	23.4	26.4	16.2	21	26.4	16.2

Fuente: elaboración propia en base a EPH Continua, segundos trimestres.

Notas: * ingresos nominales

Consistente con patrones de largo plazo, las asalariadas están más educadas que los asalariados, trabajan menos horas y sus ingresos mensuales son menores. Tal como notaran Esquivel y Paz (2005), la serie histórica de salarios horarios por género ha mostrado brechas salariales favorables a las mujeres, un rasgo constante –y sorprendente– del mercado de trabajo argentino que se reflejaba todavía en el año 2003. En el segundo trimestre de ese año, los varones asalariados ganaban, en promedio, un 6,1% *menos* que las asalariadas mujeres. El Gráfico 1, que muestra la distribución del logaritmo de los salarios horarios de mujeres y varones ajustados por la función de densidad de kernel, evidencia esta diferencia en una densidad más alta para el salario de las mujeres que para el de los varones, levemente desplazada hacia los salarios más elevados.

Gráfico 1 Función de densidad (kernel) del logaritmo de los salarios horarios por sexo. 2003



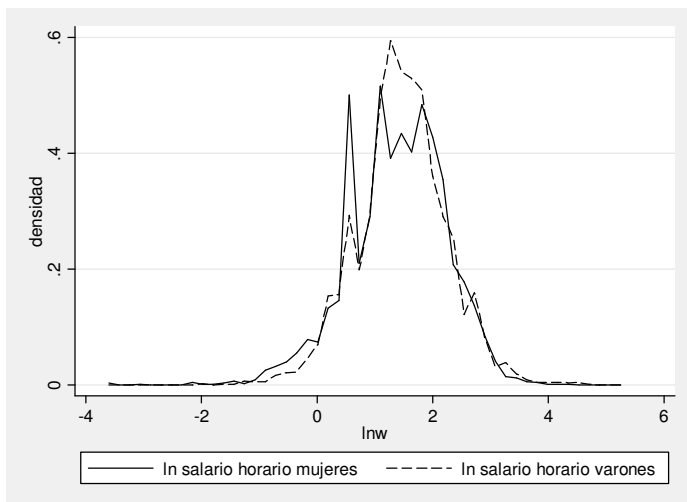
Fuente: elaboración propia en base a EPH Continua, segundos trimestres.

Este comportamiento ya no está presente en 2006. Los varones incrementaron más que las mujeres las horas promedio trabajadas entre los dos períodos bajo análisis (9,3 versus 6,7%) y aún más sus ingresos mensuales (73 versus 66% en términos nominales). Este mayor incremento promedio, sumado al cambio en la distribución de los salarios horarios de varones y mujeres, evidente en el Gráfico 2, hace que en 2006 el salario horario de los varones sea superior al de las mujeres en 5,1%. La brecha de salarios horarios es ahora *desfavorable* a las mujeres.¹⁰

El Cuadro 1 muestra también patrones de segregación ocupacional por género consistentes con la estructura del empleo asalariado de largo plazo (Cortés, 2000). Más del 50% de las asalariadas están ocupadas en los servicios personales y sociales y el servicio doméstico, y esta proporción llega al 54,6% en 2006. Por su parte, la mitad de los varones asalariados se ocupa en el comercio y la industria. La construcción, que había perdido peso durante la crisis, llega a explicar el 6,8% del empleo asalariado total, y el 12% del empleo asalariado de varones. La administración pública, junto con la educación y establecimientos públicos de salud presenta también una feminización promedio elevada. En general, la tasa de feminización media por rama de actividad se ha incrementado entre 2003 y 2006, o se ha mantenido constante.

¹⁰ Estas brechas de salarios horarios ponderadas son equivalentes a las brechas no ponderadas de -4,07% en 2003 y 3,77% en 2006. Ver sección siguiente y Cuadro 2.

Gráfico 2 Función de densidad (kernel) del logaritmo de los salarios horarios por sexo. 2006



Fuente: elaboración propia en base a EPH Continua, segundos trimestres.

4. Diferenciales salariales por género en Argentina: un análisis exploratorio

Las brechas entre salarios horarios de varones y mujeres mencionadas más arriba se evidencian también en términos no ponderados. En el segundo trimestre de 2003, los salarios horarios de los varones asalariados eran, en promedio, un 4,1% menores que los de las mujeres. Sin embargo, la inclusión de variables explicativas personales y sectoriales (ver Cuadro 2) revierte el signo de esta brecha: ajustando por dichas características —es decir, a igualdad de las mismas—, la brecha se torna favorable a los varones en un 11,6%. Esto implica que la ventaja observada resulta en realidad de características que hacen a las mujeres más productivas que los varones.

Por el contrario, los datos para el 2006 muestran una brecha observada favorable a los varones de 3,8%. A igualdad de características asociadas a la productividad, sus salarios horarios son aún menores (18,2%). Tanto la situación de 2003 como la actual constituirían indicios de discriminación salarial.

Cuadro 2. Brechas de remuneraciones horarias por sexo. Asalariados. Total del país.

	2003				2006			
	Ecuación [1]		Ecuación [1.a]		Ecuación [1]		Ecuación [1.a]	
	Valores medios	Valores ajustados	Valores medios	Valores ajustados	Valores medios	Valores ajustados	Valores medios	Valores ajustados
<i>Coefficientes</i>								
Varón	-0.0407 ^a	0.1155 ^a	-0.1421 ^a	0.0603 ^a	0.0377 ^a	0.1817 ^a	0.0015 ^d	0.2186 ^a
Regular			0.6208 ^a	0.2984 ^a			0.8030 ^a	0.4967 ^a
Varón regular			0.0480 ^d	0.1214 ^a			-0.1121 ^a	-0.0761 ^a
Constante	0.9487 ^a		0.7285 ^a		1.4185 ^a		1.0662 ^a	
<i>Brechas medias</i>								
V/M	-0.0407	0.1155	-0.1219	0.1114	0.0377	0.1817	-0.0552	0.1800
VR/MR			-0.0941	0.1817			-0.1106	0.1424
VR/MNR			0.5267	0.4800			0.6924	0.6391
VNR/MNR			-0.1421	0.0603			0.0015	0.2186
VR/VNR			0.6688	0.4197			0.6909	0.4206
MR/MNR			0.6208	0.2984			0.8030	0.4967
R/NR			0.5646	0.4069			0.7361	0.5829
<i>Observaciones</i>	10174	10174	10174	10174	12344	12344	12344	12344
Varones	5317	5317	5317	5317	6722	6722	6722	6722
Regulares			4280	4280			6245	6245
Varones regulares			2557	2557			3779	3779
R ²	0.0007	0.4730	0.1692	0.5087	0.0006	0.5206	0.2467	0.5789
R ² Ajustado	0.0006	0.4714	0.1689	0.5071	0.0006	0.5194	0.2466	0.5777

Cálculos propios con datos de la EPH (segundos trimestres). El detalle de los modelos ajustados se presentan en el Anexo, Cuadros A1 y A2.

Nota: El superíndice denota la significatividad estadística del coeficiente estimado: ^a 1%, ^b 5%, ^c 10% y ^d No significativo a los niveles anteriores.

Una hipótesis sobre estos diferenciales salariales, tanto observado como ajustado, gira en torno a la calidad diferencial de la inserción ocupacional de varones y mujeres (ver Apéndice Metodológico). En efecto, las brechas de género no son neutrales a la condición de regularidad de la ocupación: varones y mujeres en puestos regulares generaban en 2003 ingresos horarios superiores en más de un 50% a los puestos no regulares –con independencia del género–, proporción que supera el 70% en 2006. Estas brechas disminuyen en términos ajustados para ambos años, lo que indica que parte del diferencial positivo en puestos regulares se debe a características asociadas a la mayor productividad de los trabajadores (y por lo tanto, a mayores salarios). Sin embargo, el diferencial no desaparece y se mantiene en 40,7 y 58,3%, respectivamente, señalando la ventaja salarial implícita en estos puestos.

En comparación con el grupo de control (las mujeres en puestos no regulares, MNR), las mujeres en puestos regulares (MR) generaban en 2003 salarios horarios 62,1% mayores; los varones regulares (VR) 52,7% mayores; y los varones no regulares (VNR) salarios horarios 14,2% menores. Es decir, en promedio, los varones reciben ingresos horarios menores que las mujeres en iguales puestos tanto cuando son no regulares (-14,2%) como cuando son regulares (-9,41%).

En 2003, todos los signos negativos se revierten en términos ajustados, pero no en igual proporción. La brecha salarial entre varones y mujeres pasa del -12,2 al 11,2%. La misma brecha, pero en los puestos regulares, de mejor calidad, pasa del -9,4 al 18,2%. Además, al ajustar por las características personales, las brechas entre varones regulares y no regulares descienden menos que entre mujeres regulares y no regulares, lo que señalaría una distancia en características personales y del puesto (más allá de la regularidad) mayor entre las mujeres asalariadas agrupadas de acuerdo a la regularidad en sus puestos, que entre varones asalariados en estos puestos¹¹.

En 2006, la situación es relativamente similar. Las mujeres regulares generan salarios horarios 80,3% mayores; los varones regulares 69,2% mayores; y los varones no regulares salarios horarios *prácticamente iguales* que el grupo de control. La brecha observada sigue siendo notablemente favorable a las mujeres en los puestos regulares, ya que los varones regulares reciben ingresos horarios 11,1% *menores* que estas. Al ajustar por las características asociadas a la productividad de varones y mujeres, las evidencias de discriminación salarial se hacen aún más patentes que en 2003: a iguales características, los varones asalariados generan ingresos horarios 18% mayores que el conjunto de las mujeres asalariadas; los varones regulares, 14,2% mayores que las mujeres regulares; y los varones no regulares 21,9% mayores que las mujeres no regulares.

A diferencia de 2003, las brechas entre puestos regulares y no regulares disminuyen con igual intensidad entre las mujeres (MR/MNR) y entre los varones (VR/VNR), pero esta disminución no alcanza a diluir este fuerte efecto “calidad del puesto”.

En resumen, las brechas salariales ajustadas entre varones y mujeres son *siempre positivas* (favorables a los varones). En 2006, la *menor* brecha emerge entre varones y mujeres en puestos de elevada calidad (regulares), mientras que en puestos no regulares esta crece. En 2003, la menor brecha de género ajustada aparece en los puestos de menor calidad relativa (no regulares). Además, *en todos los casos* las brechas entre tipo de puestos (R/NR; VR/VNR; MR/MNR) son mayores que las brechas por género en el mismo tipo de puesto, por lo que la presencia relativa de mujeres y varones en los mismos constituye un rasgo central para explicar los diferenciales de salarios por género.

5. Descomposición de las brechas de salarios por género

¹¹ Ver Cuadros A1 y A2.

5.1 Efectos de la segregación ocupacional de acuerdo a la calidad de los puestos

Dada la relativa menor presencia de mujeres asalariadas en puestos regulares, la brecha salarial observada *favorable a las mujeres* y el menor nivel de discriminación salarial al interior de este grupo (en 2006), interesa investigar si existen barreras a la entrada a estos puestos *diferenciales* para varones y mujeres; es decir, si las mujeres son, en términos relativos, *negativamente seleccionadas* en estos puestos. El estudio de la existencia de barreras al acceso a puestos de calidad constituye una adaptación de la noción de *segregación vertical*, aún cuando las jerarquías de las que se trata no son al interior de las firmas sino en términos de la calidad relativa de los puestos.

Un primer paso para el análisis de la existencia de estas barreras es el cálculo de la probabilidad de ser un asalariado o asalariada regular, estimada a través de regresiones *probit* para varones y mujeres en las que la variable dependiente toma valor 1 si los trabajadores se encuentran en puestos regulares y 0 si no lo están (ver Anexo Metodológico). Tanto en 2003 como en 2006, la probabilidad de encontrarse en estos puestos de mayor calidad está asociada positivamente al empleo en sectores más estructurados, en particular la Administración pública e Industria entre los varones, y los Servicios financieros, Comercio, Administración pública y Enseñanza entre las mujeres; en establecimientos medianos o grandes; y en puestos con mayor contenido de calificaciones. La educación (medida en años) también se relaciona positivamente con la probabilidad de ser regular (ver Cuadros A3. y A4).

En base a estas regresiones se calcula el valor de *lambda* $\bar{\lambda}$ (también llamado *Inverse Mills Ratio* o *IMR*), con el objetivo de “corregir” la estimación de los salarios medios de varones y mujeres regulares por el sesgo de selección. La existencia de barreras a la entrada a este tipo de puestos puede verse en el Cuadro 3, en el que se muestran los valores que toman el sesgo de selección muestral y sus componentes (ver ecuaciones 4.a, 4.b y 4.c en el Anexo Metodológico).

En los dos años bajo análisis, los valores medios de $\bar{\lambda}$ son mayores para las mujeres que para los varones, lo cual es consistente con las menores probabilidades relativas de las mujeres de acceder a puestos regulares. Los coeficientes $\hat{\theta}$ estimados al incluir al IMR en las regresiones mincerianas de salarios (ver Anexo Metodológico) son en todos los casos negativos y estadísticamente significativos, lo que señala que tanto los varones como las mujeres con mayor probabilidad de ocupar estos puestos obtienen, cuando efectivamente los ocupan, un retorno superior al explicado sólo por características asociadas a la productividad.

Sin embargo, al aplicar los coeficientes de la ecuación *probit* de los varones para calcular $\bar{\lambda}_m^0$, los valores de $\bar{\lambda}_m$ disminuyen (pasan de 0,76 a 0,68 en 2003, y de 0,63 a 0,56 en 2006), señalando que los valores de la ecuación *probit* de las mujeres penalizan *más* la probabilidad de estar en una ocupación regular (ya que la relación entre los $\bar{\lambda}$ y dicha probabilidad es inversa).

A su vez, los $\bar{\lambda}_m^0$ son también menores a los $\bar{\lambda}_v$, implicando que las características personales de las mujeres tienden a generar *mayores* probabilidades de estar ocupadas en puestos regulares que las mismas características de los varones. Para los dos años estudiados, la lectura de estos valores señala que, de ser sólo por sus características personales, las mujeres asalariadas deberían estar *más* –y no menos– presentes en ocupaciones regulares, pero son *negativamente seleccionadas* de estos puestos con más intensidad que los varones.

Este efecto guarda relación con la brecha de salarios observada entre varones y mujeres *asalariados regulares*. La descomposición simple de esta brecha de remuneraciones por género (marcadas en negrita en el Cuadro 2, de -9,4% en 2003 y -11,1% en 2006) de acuerdo a la ecuación [4] muestra que las dotaciones de capital humano (las diferencia entre el promedio de características personales asociadas a la productividad, \bar{X}_v y \bar{X}_m , valuada a los “precios” de los varones $\hat{\beta}_v$) explican un 302,8% del diferencial de salarios horarios en 2003 y un 221,6% en 2006 (Cuadro 4). Dicho de otro modo, el diferencial observado *sería mayor* si las características de las mujeres fueran remuneradas a los “precios” de los varones. Si la brecha es sólo del 9,4% favorable a las mujeres es por la penalidad en los retornos que ellas reciben: la proporción atribuida a los coeficientes (el segundo término de la ecuación [4]) es positiva en los dos años bajo estudio, y explica el 202,9% de la brecha en 2003 y el 121,2% en 2006.

Al incluir en la descomposición el sesgo de selección calculado según el último término de [4.a] en 2003, se resta algo de intensidad al efecto de las dotaciones pero se incrementa el efecto de los coeficientes. Esto es así porque el signo del sesgo de selección es *negativo* e *incrementa* la brecha observada (actúa en el mismo sentido que las dotaciones, haciéndola aún más favorable a las mujeres). Las menores probabilidades de las mujeres de acceder a este tipo de puestos son “remuneradas” con mayor intensidad que las mayores probabilidades de los varones, lo que indica que el premio de los varones $\theta_v \bar{\lambda}_v$ (-27,4%) es inferior al premio $\theta_m \bar{\lambda}_m$ que ellas reciben (-22,3%). Esto

significa que las mujeres con mayores ganancias potenciales de estar ocupadas en puestos regulares efectivamente lo estaban en 2003.

Cuadro 3. IMR promedio y coeficientes estimados utilizados en el cálculo del sesgo de selección. Asalariados regulares. Total del país. 2003 y 2006

	$(\hat{\theta}_v \bar{\lambda}_v - \hat{\theta}_m \bar{\lambda}_m)$	$\hat{\theta}_v$	$\hat{\theta}_m$	$\bar{\lambda}_v$	λ_m^0	$\bar{\lambda}_m$	$\hat{\theta}_v (\bar{\lambda}_m^0 - \bar{\lambda}_m)$	$(\hat{\theta}_v - \hat{\theta}_m) \bar{\lambda}_m$	$\hat{\theta}_v (\bar{\lambda}_v - \bar{\lambda}_m^0)$
2003	-0.0506	-0.3897	-0.2933	0.7027	0.6802	0.7611	0.0316	-0.0734	-0.0088
2006	0.0363	-0.2800	-0.3205	0.5941	0.5606	0.6323	0.0201	0.0256	-0.0094

Fuente: Cálculos propios con datos de la EPH (segundos trimestres) . El detalle de los modelos ajustados se presenta en el Anexo, Cuadros A3 y A4.

Cuadro 4. Descomposición de la brecha de remuneraciones por sexo. Asalariados regulares. Total del país. 2003 y 2006

	Brechas de salarios		Dotaciones		Coeficientes		Sesgo de selección	
	Valor medio	%		%		%		%
2003								
<i>Sin sesgo de selección [4]</i>	-0.0941	100%	-0.2850	302.8%	0.1910	-202.9%	-	-
<i>Con sesgo de selección [4.a]</i>	-0.0941	100%	-0.2466	262.0%	0.2031	-215.8%	-0.0506	53.7%
<i>Con sesgo de selección [4.b]</i>	-0.0941	100%	-0.3288	349.3%	0.2346	-249.3%	-	-
<i>Con sesgo de selección [4.c]</i>	-0.0941	100%	-0.2554	271.3%	0.2346	-249.3%	-0.0734	77.9%
2006								
<i>Sin sesgo de selección [4]</i>	-0.1106	100%	-0.2450	221.6%	0.1340	-121.2%	-	-
<i>Con sesgo de selección [4.a]</i>	-0.1106	100%	-0.2203	199.3%	0.0734	-66.4%	0.0363	-32.9%
<i>Con sesgo de selección [4.b]</i>	-0.1106	100%	-0.2041	184.5%	0.0935	-84.5%	-	-
<i>Con sesgo de selección [4.c]</i>	-0.1106	100%	-0.2297	207.7%	0.0935	-84.5%	0.0256	-23.2%

Fuente: Cálculos propios con datos de la EPH (segundos trimestres) . El detalle de los modelos ajustados se presenta en el Anexo, Cuadros A3 y A4.

Esto ocurre porque el efecto “precio” de λ favorece a las mujeres ($(\hat{\theta}_v - \hat{\theta}_m) \bar{\lambda}_m < 0$), lo mismo que la comparación entre dotaciones de mujeres y varones evaluadas con la misma probit ($\hat{\theta}_v (\bar{\lambda}_v - \bar{\lambda}_m^0) < 0$), lo que no logra ser compensado con la disminución del efecto de selección cuando se modifica la ecuación probit ($\hat{\theta}_v (\bar{\lambda}_m^0 - \bar{\lambda}_m) > 0$). La interpretación de estos valores se hace evidente en la estimación de la ecuación [4.b], en la que estos dos términos negativos se adicionan a las dotaciones (que alcanza a explicar el 349,3% de la brecha) y el último término a los coeficientes (que pasa a explicar el -249,3% de la brecha).

Por el contrario, si el premio a las mujeres fuera inferior, el sesgo de selección contribuiría a disminuir la brecha observada (actuaría a favor de los varones, del mismo modo que los coeficientes). Eso es lo que ocurre en 2006, cuando el sesgo de selección es positivo y el premio de las mujeres en ocupaciones regulares (-20,3%) es inferior al de los varones (-16,6%).

En comparación con la estimación sin sesgo de selección, pierde relevancia relativa la proporción de la brecha explicada por coeficientes o discriminación, lo que se acentúa si se asignan estos términos de acuerdo a la ecuación [4.b].

Resulta interesante notar que la ecuación [4.c] muestra el efecto “precio” $(\hat{\theta}_v - \hat{\theta}_m)\bar{\lambda}_m$ como un *sesgo de selección puro*, no atribuible a la discriminación como la proporción $\hat{\theta}_v(\bar{\lambda}_m^0 - \bar{\lambda}_m)$ del sesgo de selección –asociada al diferencial de probabilidades de estar en un puesto regular–; ni a las características diferenciales de mujeres y varones que muestra el término $\hat{\theta}_v(\bar{\lambda}_v - \bar{\lambda}_m^0)$. Es justamente el *sesgo de selección puro* el que revierte su signo entre 2003 y 2006, siendo ahora favorable a los varones que se encuentran puestos regulares.

Este sesgo de selección puro se relaciona con la “respuesta” diferencial de los salarios de varones y mujeres cuando se ocupan puestos regulares. Aún cuando este sesgo de selección puro podría estar relacionado con características no observables de los varones y mujeres, la reversión de su signo entre 2003 y 2006 parecería indicar una profundización de ciertas actitudes de los empleadores, asociadas a visiones tradicionales sobre los costos que la incorporación de mujeres en puestos regulares podría acarrearles (licencias por maternidad, ausentismo, etc.)¹², en momentos de fuerte crecimiento del empleo.

5.2 Efectos de la segregación horizontal

En el mercado de trabajo argentino, la segregación ocupacional horizontal, es decir la composición por género de las ocupaciones¹³, no parece constituirse en una “penalidad” salarial en sí misma¹⁴.

La inclusión de la variable *FEM* en las regresiones mincerianas de salarios es significativa *tanto para varones como para mujeres asalariados* en los dos años bajo estudio, pero los coeficientes que acompañan a la variable son positivos en todos los

¹² Para un estudio en profundidad, ver Berger y Szretter (2002).

¹³ La composición por género de las ocupaciones se aproximó a través de la variable *FEM*, calculada como la presencia porcentual de mujeres por tipo de ocupación, en base al Clasificador Nacional de Ocupaciones a tres dígitos.

¹⁴ ¡Lo que no quiere decir que la segregación horizontal no exista!

casos, por lo que tanto mujeres como varones obtendrían un “premio” por desempeñarse en ocupaciones femeninas¹⁵ (ver Anexo Metodológico y Cuadro A5).

El cálculo de la ecuación [4.d] para el *total de asalariados y asalariadas* en 2003 muestra que el impacto diferencial de la variable *FEM* tiene *el mismo signo de la brecha*, y actúa del mismo modo que las dotaciones, aunque con menor intensidad: los mayores salarios horarios de las mujeres se deben, en parte, al “premio” relativo por trabajar en sectores femeninos. Puede observarse que, en este caso, las dotaciones actúan a favor de las mujeres, disminuyendo la brecha. La inclusión de la variable *FEM*, sin embargo, no alcanza para diluir el efecto discriminatorio en los coeficientes que se evidencia en el cálculo de la ecuación [4].

Cuadro 5. Descomposición de la brecha de remuneraciones por sexo y ajuste por presencia femenina. Asalariados. Total del país.

	Brechas de salarios		Dotaciones		Coeficientes		FEM
	Valor medio	%		%		%	
2003							
<i>Sin ajuste variable FEM [4]</i>	-0.041	100%	-0.1422	338.5%	0.1002	-238.5%	-
<i>Con ajuste variable FEM [4.d]</i>	-0.041	100%	-0.1065	253.7%	0.0925	-220.3%	-0.028
<i>Con ajuste variable FEM [4.d']</i>	-0.013	100%	-0.1065	761.0%	0.0925	-661.0%	-
2006							
<i>Sin ajuste variable FEM [4]</i>	0.037	100%	-0.0109	-28.6%	0.0489	128.6%	-
<i>Con ajuste variable FEM [4.d]</i>	0.037	100%	0.0098	26.8%	0.1492	408.8%	-0.123
<i>Con ajuste variable FEM [4.d']</i>	0.159	100%	0.0098	6.1%	0.1492	93.9%	-

Fuente: Cálculos propios con datos de la EPH (segundos trimestres). El detalle de los modelos ajustados se presenta en el Anexo, Cuadro A5.

En 2006, por el contrario, la inclusión de la variable *FEM* hace aún más grande la brecha favorable a los varones, como es evidente si se *netea* su efecto directamente sobre la brecha [4.d']. Su inclusión arrastra consigo el efecto de las dotaciones: así, se hace evidente una leve ventaja en las dotaciones de los varones y un mayor premio a través de sus coeficientes, que las mujeres compensan relativamente gracias a su adscripción a puestos en los que obtienen ciertas ventajas relativas.

Debe aclararse que estas regresiones incluyeron también un control por regularidad. Estrictamente, la regularidad no es una característica personal, sino del puesto (¡al igual que el grado de feminización de la ocupación!) que en la descomposición se introduce como una dotación, con un “precio” asociado¹⁶.

¹⁵ Este signo es opuesto al esperado. En términos relativos, en el año 2003 el coeficiente que acompaña a la variable *FEM* es menor para las mujeres que para los varones, por lo que el “premio” por estar en una ocupación femenina era usufructuado relativamente más por los varones que por las mujeres. Lo opuesto sucede en 2006.

¹⁶ Cabrían aquí las críticas señaladas con anterioridad, respecto de la inclusión de características sectoriales en la descomposición de salarios.

5. Comentarios finales

Este trabajo muestra los resultados visibles de la una inserción asalariada relativamente desventajosa para las mujeres. No sólo su salario horario *observado* es menor en promedio que el de los varones en la actualidad, sino que, ajustando por características personales asociadas a la productividad –aquellas que, en teoría, son remuneradas por los salarios– sus salarios horarios *deberían ser mayores a los de los varones* en los dos períodos bajo análisis. Este es un indicio cierto de *discriminación* desfavorable a las mujeres.

Varios procesos, no independientes entre sí, explican esta desventaja. Por una parte, existe evidencia de barreras al acceso a puestos de calidad. Las asalariadas están menos presentes allí donde su ventaja observada es mayor, es decir, en los puestos regulares. Su ausencia no es trivial: están *negativamente seleccionadas* en estos puestos, ya que la probabilidad de entrar a los mismos es menor que la de los varones. Más aún, su función de selección penaliza más a las mujeres que a los varones con iguales características y, en la actualidad, las mujeres en puestos regulares tienen una penalidad extra por estar en los mismos, relativa a los varones en el mismo tipo de puesto.

Al parecer, la mayor entrada de mujeres y varones a puestos regulares que se dio entre 2003 y 2006 ha premiado relativamente más a estos últimos que a aquellas, aún cuando los mayores premios a las características personales de los varones (coeficientes) hayan disminuido en el mismo período en términos de la proporción de la brecha que explican. Así, la brecha observada favorable a las mujeres en este grupo de asalariados se debe a que, con sus dotaciones de capital humano, más que compensan los efectos adversos mencionados.

Paralelamente, el mercado de trabajo argentino evidencia un proceso de segregación horizontal con consecuencias salariales diferenciales. Las mujeres y los varones que trabajan en ocupaciones más feminizadas obtienen un “premio” salarial que en la actualidad es mayor para las mujeres, lo que continuaría atrayéndolas a estas ocupaciones. Este premio no logra compensar, sin embargo, el efecto discriminatorio de la menor remuneración a sus dotaciones, que estaría detrás de la brecha salarial favorable los varones.

Los modelos estimados, en todos los casos, analizan los fenómenos de segregación y discriminación salarial suponiendo las características de la oferta –incluso las restricciones familiares– como dadas. Ninguno de estos modelos estáticos incorpora el efecto de retroalimentación que el trato desigual y la discriminación en el mercado de

trabajo, en forma de menores salarios esperados, podría tener sobre las elecciones y el comportamiento de mujeres, por lo que deben tomarse con cautela.

Claramente, la diferencia sustancial entre los análisis por el lado de la oferta y aquellos que enfatizan el lado de la demanda (Polachek, 2004; Bergmann, 2004) se refiere a las recomendaciones de política. Mientras que los teóricos del capital humano favorecen el incremento de la inversión en educación y habilidades de las mujeres, los teóricos de la segregación favorecen la intervención gubernamental en términos de políticas de “acción positiva” y normativas antidiscriminatorias (Neuman y Oaxaca, 2004).

En nuestro país, las credenciales educativas y, en general, las dotaciones de capital humano de las mujeres juegan a su favor, de manera que no parece ser la falta de inversión y habilidades de las mujeres la que estaría explicando sus menores salarios horarios. Por el contrario, en nuestro caso, la acción positiva parecería estar más ligada al acceso de las mujeres a puestos asalariados de calidad, registrados y estables, y a continuar disminuyendo la subocupación horaria.

Apéndice Metodológico

a. El análisis de Tam (1996)

El análisis exploratorio de este artículo utiliza la metodología de Esquivel y Paz (2005) en base a Tam (1996) para explorar la incidencia de las condiciones de inserción en el mercado de empleo y analizar su influencia en los diferenciales de salarios entre géneros. La estimación de la ecuación [1], donde $\ln w_i$ es el logaritmo natural del salario horario del i -ésimo individuo y G es una variable dummy con valor 1 para los varones, permite obtener las diferencias en términos medios entre los salarios de varones y mujeres. La constante β_0 estimada corresponde al valor medio del logaritmo natural del salario horario de las mujeres y β_1 estimada muestra la brecha porcentual, de manera que β_1 coincide con el diferencial medio $\overline{W}_v - \overline{W}_m$. Si β_1 es positiva, los varones tienen salarios horarios mayores que las mujeres, y lo inverso ocurre si β_1 es negativa¹⁷.

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 G_i + \mu_i \quad [1]$$

¹⁷ Debe notarse que, en este caso, todos los individuos –mujeres y varones– se incluyen en las regresiones mincerianas, y no sólo varones o sólo mujeres, como en la metodología de Oaxaca-Blinder.

Siguiendo el mismo razonamiento, la ecuación [1.a] incluye términos de interacción entre la regularidad y el género (varones G ; regular R ; y el término de interacción varón regular GR):

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 G_i + \beta_2 R_i + \beta_3 GR_i + \mu_i \quad [1.a]$$

donde los parámetros β_1 , β_2 y β_3 permiten calcular las brechas medias entre varones regulares y mujeres regulares; varones regulares y mujeres no regulares; varones regulares y varones no regulares; varones no regulares y mujeres no regulares; y mujeres regulares y mujeres no regulares¹⁸. Ambas ecuaciones [1] y [1.a] pueden estimarse incluyendo también variables explicativas –correspondientes a los vectores X de características–, de manera de obtener valores netos o ajustados debido a las mismas.

b. Descomposición de Oaxaca-Blinder

La metodología de Oaxaca-Blinder parte de la estimación de los salarios medios de varones y mujeres. Así, los salarios W_{vj} para cada varón j pueden expresarse como:

$$W_{vj} = X_{vj}' \beta_v + \mu_{vj} \quad [2]$$

donde X_{vj} es un vector de características relacionadas con la productividad individual j , β_v es un vector de coeficientes estimado para los varones¹⁹; y μ_{vj} es el término de error de la ecuación minceriana de salarios. De manera equivalente, los salarios para una mujer i pueden expresarse como:

$$W_{mi} = X_{mi}' \beta_m + \mu_{mi} \quad [3]$$

Debido a que β_v y β_m se estiman por MCO de manera tal que $E(\mu_{vj} | X_{vj}) = 0$ y $E(\mu_{mi} | X_{mi}) = 0$, la diferencia entre los salarios medios puede descomponerse como:

$$\bar{W}_v - \bar{W}_m = (\bar{X}_v - \bar{X}_m)' \hat{\beta}_v + \bar{X}_m' (\hat{\beta}_v - \hat{\beta}_m) \quad [4]$$

¹⁸ La explicación de este cálculo se muestra en detalle en Esquivel y Paz (2005). A diferencia de aquel trabajo, aquí no se han realizado ajustes a los salarios declarados.

¹⁹ Usualmente, las estimaciones presentan también una constante (o término de intersección), en este caso α_v y α_m .

donde \bar{W}_v y \bar{W}_m representan el salario medio de varones y mujeres; \bar{X}_v y \bar{X}_m los valores medios de las características personales asociadas a diferencias de productividad en varones y mujeres; y $\hat{\beta}_v$ y $\hat{\beta}_m$ son los coeficientes estimados para cada una de las características incluidas en las regresiones, incluyendo el término de intersección²⁰.

El primer término de [4] representa el componente *explicado* debido a las diferencias promedio en las características básicas de mujeres y varones (tales como la educación o la experiencia, así como de ciertas características personales y familiares). En otras palabras, es la diferencia entre salarios medios predicha por el modelo utilizando como norma al grupo “no discriminado” (en este caso los varones)²¹. El segundo término, por el contrario es el componente *no explicado*, y representa las diferencias en los coeficientes estimados entre los grupos, esto es, las diferencias en los retornos (o premios de mercado) de características similares entre los grupos.

c. La metodología de Neuman y Oaxaca (2004)

El efecto de la exclusión de ciertos puestos (segregación vertical) puede analizarse como un *sesgo de selección muestral* en el análisis del diferencial de salarios por género entre grupos seleccionados de trabajadores²². Los sesgos de selección muestral emergen cuando los trabajadores incluidos en los distintos grupos bajo análisis (submuestras) no son representativos de la población con características similares a aquellas que determinan el tipo o la calidad del puesto de trabajo. En presencia de selección muestral, las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) resultan en estimadores sesgados e inconsistentes (Heckman, 1979).

Entre los asalariados, las probabilidades R_{vj} y R_{mi} de estar ocupados en un puesto regular pueden expresarse para varones y mujeres, respectivamente, como:

²⁰ Debido a que las variables incluidas en las regresiones pueden no tener una escala natural, la modificación de estas escalas puede modificar la contribución de la variable y/o del término de intersección (Oaxaca y Ransom, 1999, citado por Altonji y Blank, 1999). Por esta razón, aún cuando es posible identificar la contribución proporcional de cada característica y coeficiente, su análisis diferencial debe realizarse con cautela.

²¹ Alternativamente, puede suponerse que la estructura salarial libre de discriminación es la estructura salarial promedio, propuesta por Neumark/Oaxaca y Ramson (Neuman y Oaxaca, 2004).

²² Típicamente, el sesgo de selección muestral se analiza en la entrada a la fuerza de trabajo. Se supone que los individuos que se encuentran en el mercado de trabajo tienen un salario de reserva inferior a su salario de mercado, en tanto que lo inverso ocurre con aquellos que no se encuentran en el mercado de trabajo. Debido a que ambos precios son función de características individuales observables y no observables, se supone *ceteris paribus* que la única razón para que dos personas con idénticas características observables tengan inserciones diferenciales en el mercado de trabajo es la presencia de diferenciales en las características no observables.

$$R_{vj} = H_{vj}'\gamma_v + \varepsilon_{vj} \quad [5]$$

$$R_{mi} = H_{mi}'\gamma_m + \varepsilon_{mi}$$

donde H_{vj} y H_{mi} son los vectores de determinantes de la ocupación regular;, γ_v y γ_m son los vectores de parámetros asociados; y ε_v y ε_m son términos de error distribuidos normalmente. Por lo tanto, la probabilidad de ocupar un puesto regular toma la forma de:

$$\Pr(R_{vj} > 0) = \Pr(\varepsilon_{vj} > -H_{vj}'\gamma_v) = \Phi(H_{vj}'\gamma_v) \quad [6]$$

$$\Pr(R_{mi} > 0) = \Pr(\varepsilon_{mi} > -H_{mi}'\gamma_m) = \Phi(H_{mi}'\gamma_m)$$

El último término de las ecuaciones [6] es la función de densidad acumulada normal (la varianza del término de error se estandariza a 1). Debido a que los salarios de mercado sólo se observan para los individuos que efectivamente participan (para quienes $R_{vj}, R_{mi} > 0$), su salario esperado es:

$$E(W_{vj} | R_{vj} > 0) = X_{vj}'\beta_v + E(\mu_{vj} | \varepsilon_{vj} > -H_{vj}'\gamma_v) = X_{vj}'\beta_v + \theta_v \lambda_{vj} \quad [7]$$

$$E(W_{mi} | R_{mi} > 0) = X_{mi}'\beta_m + E(\mu_{mi} | \varepsilon_{mi} > -H_{mi}'\gamma_m) = X_{mi}'\beta_m + \theta_m \lambda_{mi}$$

con $\theta_v = \rho\sigma_{\mu_v}$ y $\theta_m = \rho\sigma_{\mu_m}$, es decir, equivalentes al coeficiente de correlación entre ε_{vj} y μ_{vj} y entre ε_{mi} y μ_{mi} respectivamente, cada uno de ellos multiplicado por el desvío estándar del término de error de las ecuaciones [2] y [3]. Por su parte, λ tiene la

forma $\lambda_{vj} = \frac{\phi(H_{vj}'\gamma_v)}{\Phi(H_{vj}'\gamma_v)}$, $\lambda_{mi} = \frac{\phi(H_{mi}'\gamma_m)}{\Phi(H_{mi}'\gamma_m)}$ con $\phi(\cdot)$ la distribución normal.

Por tanto, las ecuaciones [2] y [3] pueden reescribirse como:

$$W_{vj} | R_{vj} > 0 = X_{vj}'\beta_v + \theta_v \lambda_{vj} + error \quad [2.a]$$

$$W_{mi} | R_{mi} > 0 = X_{mi}'\beta_m + \theta_m \lambda_{mi} + error \quad [3.a]$$

En presencia de selección muestral, la descomposición de la brecha de salarios medios se transforma en:

$$\bar{W}_v - \bar{W}_m = (\bar{X}_v - \bar{X}_m)' \hat{\beta}_v + \bar{X}_m' (\hat{\beta}_v - \hat{\beta}_m) + (\hat{\theta}_v \bar{\lambda}_v - \hat{\theta}_m \bar{\lambda}_m) \quad [4.a]$$

donde el último término de [4.a] mide la contribución de los sesgos de selección para explicar los diferenciales de salarios observados. Los $\bar{\lambda}$ así calculados se relacionan inversamente con la probabilidad de estar ocupado en un empleo regular. Por lo tanto, coeficientes $\hat{\theta}$ negativos indican que –dado todo lo demás– los trabajadores con mayores probabilidades de ocupar un puesto regular tendrán ingresos salariales más elevados (condicionales a efectivamente ocupar un puesto regular).

Este nuevo término dificulta la interpretación de los dos primeros componentes, y no está necesariamente libre de discriminación²³. Neuman y Oaxaca (2004) presentan alternativas a esta descomposición sencilla, bajo el supuesto de que puede existir inequidad en los sesgos de selección. Para ello, descomponen el último término de [4.a] de la siguiente manera:

$$(\hat{\theta}_v \bar{\lambda}_v - \hat{\theta}_m \bar{\lambda}_m) = \hat{\theta}_v (\bar{\lambda}_m^0 - \bar{\lambda}_m) + \hat{\theta}_v (\bar{\lambda}_v - \bar{\lambda}_m^0) + (\hat{\theta}_v - \hat{\theta}_m) \bar{\lambda}_m \quad [8]$$

donde $\bar{\lambda}_m^0$ es el valor del IMR si las mujeres enfrentaran la misma ecuación de selección a los puestos regulares que los varones. En base a [8] se proponen las siguientes descomposiciones del diferencial de salarios, incorporando el sesgo de selección muestral:

$$\bar{W}_v - \bar{W}_m = [(\bar{X}_v - \bar{X}_m)' \hat{\beta}_v + \hat{\theta}_v (\bar{\lambda}_v - \bar{\lambda}_m^0) + (\hat{\theta}_v - \hat{\theta}_m) \bar{\lambda}_m] + [\bar{X}_m' (\hat{\beta}_v - \hat{\beta}_m) + \hat{\theta}_v (\bar{\lambda}_m^0 - \bar{\lambda}_m)] \quad [4.b]$$

En esta descomposición, el último término asociado a la discriminación incorpora la diferencia en las ecuaciones de selección a la entrada a puestos regulares, para varones y mujeres. Neuman y Oaxaca (2004: 10) proponen también reagrupar los términos de [4.b] nuevamente, para tratar parte del efecto de selección muestral como *selección pura*, de la siguiente forma:

$$\bar{W}_v - \bar{W}_m = [(\bar{X}_v - \bar{X}_m)' \hat{\beta}_v + \hat{\theta}_v (\bar{\lambda}_v - \bar{\lambda}_m^0)] + [(\hat{\theta}_v - \hat{\theta}_m) \bar{\lambda}_m] + [\bar{X}_m' (\hat{\beta}_v - \hat{\beta}_m) + \hat{\theta}_v (\bar{\lambda}_m^0 - \bar{\lambda}_m)] \quad [4.c]$$

²³ En base a [4.a], podría también calcularse una brecha ajustada por selección muestral de la forma: $(\bar{W}_v - \bar{W}_m) - (\hat{\theta}_v \bar{\lambda}_v - \hat{\theta}_m \bar{\lambda}_m) = (\bar{X}_v - \bar{X}_m)' \hat{\beta}_v + \bar{X}_m' (\hat{\beta}_v - \hat{\beta}_m)$ [4.a'].

donde el primer término se relaciona con las características personales; el segundo es un sesgo de selección puro (asociado a la retribución diferencial del sesgo de selección, en última instancia, el diferencial en los coeficientes γ de varones y mujeres); y el último término, es la porción de la brecha asociada a la discriminación.

d. La metodología de Macpherson y Hirsch (1995)

La presencia de selección horizontal puede ser analizada siguiendo la metodología propuesta por Macpherson y Hirsch (1995), que incorporan en las ecuaciones de salarios la composición por género de las ocupaciones, de forma que las ecuaciones [2] y [3] pueden reescribirse como

$$W_{vj} = X_{vj}' \beta_v + FEM_{vj} \theta_v + \mu_{vj} \quad [2.b]$$

$$W_{mi} = X_{mi}' \beta_m + FEM_{mi} \theta_m + \mu_{mi} \quad [3.b]$$

donde *FEM* refleja el porcentaje de mujeres en la ocupación a la que pertenece el individuo. Los coeficientes $\theta_m < 0$ y $\theta_v < 0$ son consistentes con la hipótesis de concentración debido a que los ‘trabajos de mujeres’ pagan menos con independencia de la productividad²⁴. La ecuación [4] puede reescribirse como

$$\bar{W}_v - \bar{W}_m = (\bar{X}_v - \bar{X}_m)' \hat{\beta}_v + \bar{X}_m' (\hat{\beta}_v - \hat{\beta}_m) + (\hat{\theta}_v \overline{FEM}_v - \hat{\theta}_m \overline{FEM}_m) \quad [4.d]$$

De esta manera, la brecha corregida por segregación horizontal toma la forma:

$$\bar{W}_v - \bar{W}_m - (\hat{\theta}_v \overline{FEM}_v - \hat{\theta}_m \overline{FEM}_m) = (\bar{X}_v - \bar{X}_m)' \hat{\beta}_v + \bar{X}_m' (\hat{\beta}_v - \hat{\beta}_m) \quad [4.d]^{25}$$

²⁴ Si se supone que los varones no son discriminados en el mercado de trabajo, un coeficiente $\theta_v < 0$ podría deberse tanto a que los varones con menor productividad son atraídos a ocupaciones femeninas o que, debido a sus preferencias, aceptan menores salarios que otros varones. En cualquier caso, los relativamente pocos varones en actividades típicamente femeninas estarían siendo penalizados en las mismas (Macpherson y Hirsch, 1995, citado por Amarante y Espino, 2004).

²⁵ Esta brecha ajustada se calculó utilizando el comando **decompose** de Stata.

Bibliografía

Altonji, R. y Blank, R. (1999), "Race and gender in the labor market", en Ashenfelter, O. y Card, D., *Handbook of labor economics*, Vol. 3C, Ámsterdam, Elsevier.

Amarante, V. y Espino, A. (2004), "La segregación ocupacional de género y las diferencias en las remuneraciones de los asalariados privados. Uruguay, 1990-2000", en *Desarrollo Económico*, N° 173, Vol. 44, abril-junio, Buenos Aires, IDES.

Anker, R. (2001), "Theories of occupational segregation by sex: an overview", en Loutfi, M. (ed.), *Women, gender and work: what is equality and how do we get there?*, Ginebra, OIT.

Becker, G. (1971), *The economics of discrimination*, Chicago/Londres, University of Chicago Press.

Becker, G. (1975), *Human capital*, Columbia University Press.

Becker, G. (1991), *A treatise on the family*, Cambridge, Harvard University Press.

Berger, S. y Szretter, H. (2002), "Costos laborales de hombres y mujeres. El caso de Argentina", en Abramo, L. y Todaro, R. (eds.) *Cuestionando un mito: costos laborales de hombres y mujeres en América Latina*, Lima, OIT.

Bergmann, B. (1974), "Occupational segregation, wages and profits when employers discriminate by race and sex", en *Eastern Economic Journal* 2(3), abril-julio.

Bergmann, B. (1986), *The economic emergence of women*, Nueva York, Basic Books.

Bergmann, B. (1995), "Becker's theory of the family: preposterous conclusions", en *Feminist Economics* 1(1), Routledge.

Bergmann, B. (2004), "Two varieties of 'feminist'", en *International Association for Feminist Economics Newsletter*, Vol. 14, N° 4, noviembre. Disponible en: www.iaffe.org

Blau, F., Ferber, M. y Winkler, A. (2002), *The economics of women, men and work*, Prentice Hall.

Blinder, A. (1973), "Wage discrimination: reduced form and structural variables", en *Journal of Human Resources*, 8.

Burnell, B. (1999), "Occupational segregation", en Peterson, J. y Lewis, M. (eds.), *The Elgar Companion to feminist economics*, Londres, Edward Elgar.

Cain, G. (1986), "The economic analysis of labor market discrimination: a survey", en Ashenfelter, O. y Layard, R. (eds.), *Handbook of labor economics*, Vol. 1, Ámsterdam, Elsevier.

Contartese, D. y Maceira, V. (2005), "Diagnóstico sobre la situación laboral de las mujeres. Segundo trimestre de 2005", en *Trabajo, ocupación y empleo. Relaciones laborales, territorios y grupos particulares de actividad*, diciembre, Buenos Aires, Secretaría de Programación Técnica y Estudios Laborales, MTESS.

Cortés, R. (2000), "Argentina: la calidad del empleo femenino urbano en los noventa", en Valenzuela, M. y Reinecke, G., *¿Más y mejores empleos para las mujeres? La experiencia de los países del MERCOSUR y Chile*, Santiago de Chile, OIT.

Elson, D. (1998), "Labor markets as gendered institutions: equality, efficiency and empowerment issues", en *World Development*, Vol. 27, N° 3, Elsevier.

England, P. (2003). "Separative and soluble selves: dichotomous thinking in economics", en Ferber, M. y Nelson, J. (eds.), *Feminist economics today. Beyond economic man*, Chicago, University of Chicago Press.

Esquivel, V. y Paz, J. (2005), "Diferenciales de salarios horarios por género: algunas hipótesis sobre un comportamiento atípico", en Beccaria, L. y Maurizio, R. (comps.), *Mercado de trabajo y equidad*, Universidad Nacional de General Sarmiento.

Figart, D. (1999a), "Discrimination, theories of", en Peterson, J. y Lewis, M. (eds.), *The Elgar Companion to feminist economics*, Londres, Edward Elgar.

Figart, D. (1999b), "Wage gap", en Peterson, J. y Lewis, M. (eds.), *The Elgar Companion to feminist economics*, Londres, Edward Elgar.

Folbre, N. (1995), "Holding hands at midnight: the paradox of caring labor", en *Feminist Economics* 1(1), Routledge.

Giacometti, C. (2005), "Las metas del milenio y la igualdad de género. El caso de Argentina", en *Serie Mujer y Desarrollo*, N° 72, Santiago de Chile, CEPAL.

Groisman, F. (2003), "Devaluación educativa y segmentación en el mercado de trabajo del área metropolitana de Buenos Aires entre 1974 y 2000", en *Estudios del Trabajo*, N° 25, Buenos Aires, ASET.

Heckman, J. (1979), "Sample bias as a specification error", en *Econometrica*, 47(1).

Jacobsen, J. (1999), "Human capital theory", en Peterson, J. y Lewis, M. (eds.), *The Elgar Companion to feminist economics*, Londres, Edward Elgar.

Macpherson, D. y Hirsch, B. (1995), "Wages and gender composition: why do women's jobs pay less?", en *Journal of Labor Economics*, 13(3).

Mincer, J. (1994), "Human capital: a review", en Kerr, C. y Staudohar, P. (eds.), *Labor economics and industrial relations. Markets and institutions*, Cambridge, Harvard University Press.

Neuman, S. y Oaxaca, R. (2004), "Wage differentials in the 1990s in israel: endowments, discrimination and selectivity", Londres, Centre for Economic Policy Reserch, DP N° 4.709.

Neumark, D. (1988), "Employers discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination", en *Journal of Human Resources*, N° 82.

Oaxaca, R. (1973), "Male-female wage differentials in urban labor market", en *International Economic Review*, 14(3).

Oaxaca, R. y Ramsom, M. (1994), "On discrimination and the decomposition of wage differentials", en *Journal of Econometrics*, N° 61.

Polachek, S. (1995), "Human capital and the gender earnings gap. A response to feminist critiques", en Kuiper, E. y Sap, J. (eds.) *Out of the margin*, Londres, Routledge.

Polachek, S. (2004), "How the human capital model explains why the gender wage gap narrowed", Bonn, IZA, DP N° 1.102, abril.

Polachek, S. y Siebert, W. (1993), *The economics of earnings*, Cambridge, Cambridge University Press.

Rodríguez Enríquez, C. (2007), “Desafíos para la igualdad en el Trabajo: Argentina”, *OIT Notas*, mayo, OIT Argentina, Buenos Aires.

Tam, T. (1996), “Reducing the gender gap in an Asian economy: how important is women’s increasing work experience?”, en *World Development*, 24(5), Elsevier.

Toharia, L. (1983), *El mercado de trabajo: teorías y aplicaciones. Lecturas seleccionadas*, Madrid, Alianza.

Información estadística

Cuadro A.1

Modelos ajustados con y sin interacción sexo-regularidad 2003

2003						
Variable	Ecuación [1.a]		Ecuación [1]		Estadística descriptiva	
	Coefficiente	Error Std.	Coefficiente	Error Std.	Media	Desvío
Varón	0.0603 ^a	0.017	0.1155 ^a	0.014	0.523	0.500
Varón Regular	0.1214 ^a	0.023			0.251	0.434
Regular	0.2984 ^a	0.020			0.421	0.494
Mujer regular					0.169	0.375
Otras	-0.0448 ^d	0.039	-0.1029 ^b	0.040	0.023	0.150
Industria	-0.1257 ^a	0.022	-0.1414 ^a	0.023	0.114	0.317
Construcción	-0.1804 ^a	0.031	-0.2734 ^a	0.032	0.043	0.203
Comercio	-0.1211 ^a	0.020	-0.1576 ^a	0.020	0.224	0.417
Servicios financieros	-0.0589 ^b	0.026	-0.0760 ^a	0.027	0.064	0.244
Servicios personales	-0.1249 ^a	0.018	-0.1531 ^a	0.019	0.274	0.446
Servicio doméstico	-0.0055	0.027	-0.0703 ^b		0.106	0.307
Administración pública					0.153	0.360
Hasta primaria completa	-0.4130 ^a	0.019	-0.4635 ^a	0.019	0.309	0.462
Secundaria incompleta	-0.3443 ^a	0.019	-0.3832 ^a	0.020	0.170	0.375
Secundaria completa	-0.1935 ^a	0.016	-0.1984 ^a	0.017	0.231	0.421
Terciaria incompleta ó completa					0.278	0.448
Experiencia	0.0270 ^a	0.002	0.0302 ^a	0.002	20.966	13.612
Experiencia (al cuadrado)	-0.0004 ^a	0.000	-0.0005 ^a	0.000	624.821	709.930
Antigüedad hasta 1 año	-0.1372 ^a	0.014	-0.2396 ^a	0.014	0.262	0.440
Antigüedad superior a 1 año					0.687	0.464
Calificación profesional					0.056	0.230
Calificación técnica	-0.2159 ^a	0.026	-0.2067 ^a	0.027	0.160	0.366
Calificación operativa	-0.5000 ^a	0.025	-0.5040 ^a	0.026	0.445	0.497
No calificados	-0.6245 ^a	0.028	-0.6510 ^a	0.029	0.335	0.472
Más de 500 ocupados	0.2546 ^a	0.026	0.3401 ^a	0.026	0.058	0.234
Entre 101 y 500 ocupados	0.2417 ^a	0.021	0.3461 ^a	0.021	0.101	0.302
Entre 41 y 100 ocupados	0.2007 ^a	0.021	0.2839 ^a	0.021	0.094	0.292
Entre 6 y 40 ocupados	0.1079 ^a	0.014	0.1515 ^a	0.014	0.298	0.457
Hasta 5 ocupados					0.218	0.413
NOA	-0.4525 ^a	0.022	-0.5006 ^a	0.023	0.212	0.409
NEA	-0.4832 ^a	0.026	-0.5218 ^a	0.026	0.097	0.296
Cuyo	-0.3610 ^a	0.025	-0.4086 ^a	0.026	0.108	0.311
Pampeana	-0.2474 ^a	0.021	-0.2789 ^a	0.022	0.299	0.458
GBA	-0.0897 ^a	0.023	-0.1360 ^a	0.023	0.199	0.399
Sur					0.084	0.278
No casado	-0.0995 ^a	0.013	-0.1211 ^a	0.013	0.394	0.489
Menores de 4 años en el hogar	-0.0380 ^a	0.013	-0.0480 ^a	0.013	0.301	0.459
Menores de entre 5 y 14 años en el hogar	-0.0707 ^a	0.012	-0.0778 ^a	0.012	0.477	0.499
Horas totales	-0.0132 ^a	0.000	-0.0113 ^a	0.000	37.973	19.172
Constante	2.0275 ^a	0.041	2.1489 ^a	0.042		
<i>Logaritmo del salario horario</i>					0.927	0.772
Observaciones	10174		10174			
R2	0.509		0.473			
R2 Ajustado	0.507		0.471			
Variables de control (no incluidas en la regresión):						
Mujer no regular; administración pública; antigüedad superior a un año; calificación profesional; hasta 5 ocupados; región Sur; casado; sin menores			Administración pública; antigüedad superior a un año; calificación profesional; hasta 5 ocupados; H25 región Sur; casado; sin menores			

El superíndice denota la significatividad estadística del coeficiente estimado: ^a 1%, ^b 5%, ^c 10% y ^d No significativo a los niveles anteriores.

Cuadro A.2

Modelos ajustados con y sin interacción sexo-regularidad 2006

2006							
Valores ajustados		Ecuación [1.a]		Ecuación [1]		Estadística descriptiva	
Variable	Coefficiente	Error Std.	Coefficiente	Error Std.	Media	Desvío	
Varón	0.219 ^a	0.015	0.182 ^a	0.012	0.545	0.498	
Varón Regular	-0.076 ^a	0.019			0.306	0.461	
Regular	0.497 ^a	0.016			0.506	0.500	
Mujer regular					0.200	0.400	
Otras	0.083 ^b	0.036	0.047 ^d	0.039	0.017	0.128	
Industria	-0.022 ^d	0.018	-0.035 ^c	0.019	0.131	0.337	
Construcción	0.003 ^d	0.022	-0.070 ^a	0.023	0.073	0.261	
Comercio	-0.014 ^d	0.016	-0.041 ^b	0.017	0.231	0.421	
Servicios financieros	0.021 ^d	0.020	0.031 ^d	0.022	0.075	0.263	
Servicios personales	-0.054 ^a	0.016	-0.081 ^a	0.017	0.232	0.422	
Servicio doméstico	0.081 ^a	0.023	-0.060 ^b	0.024	0.101	0.302	
Administración pública					0.141	0.348	
Hasta primaria incompleta	-0.560 ^a	0.023	-0.678 ^a	0.025	0.066	0.249	
Primaria completa	-0.458 ^a	0.016	-0.550 ^a	0.017	0.209	0.406	
Secundaria incompleta	-0.383 ^a	0.015	-0.455 ^a	0.016	0.180	0.384	
Secundaria completa	-0.234 ^a	0.013	-0.259 ^a	0.014	0.225	0.418	
Terciaria incompleta ó completa					0.321	0.467	
Experiencia	0.024 ^a	0.001	0.028 ^a	0.001	20.814	13.763	
Experiencia (al cuadrado)	0.000 ^a	0.000	0.000 ^a	0.000	622.610	713.171	
Antigüedad hasta 1 año	-0.005 ^d	0.012	-0.099 ^d	0.012	0.219	0.414	
Antigüedad mayor a 1 año					0.757	0.429	
Calificación profesional					0.064	0.245	
Calificación técnica	-0.240 ^a	0.021	-0.202 ^a	0.022	0.162	0.368	
Calificación operativa	-0.430 ^a	0.020	-0.412 ^a	0.021	0.468	0.499	
No calificados	-0.606 ^a	0.023	-0.622 ^a	0.024	0.306	0.461	
Más de 500 ocupados	0.226 ^a	0.021	0.322 ^a	0.022	0.058	0.234	
Entre 101 y 500 ocupados	0.228 ^a	0.016	0.356 ^a	0.017	0.111	0.314	
Entre 41 y 100 ocupados	0.186 ^a	0.017	0.305 ^a	0.017	0.100	0.300	
Entre 6 y 40 ocupados	0.132 ^a	0.011	0.189 ^a	0.012	0.295	0.456	
Hasta 5 ocupados					0.203	0.402	
NOA	-0.604 ^a	0.018	-0.700 ^a	0.020	0.187	0.390	
NEA	-0.634 ^a	0.021	-0.703 ^a	0.022	0.103	0.304	
Cuyo	-0.508 ^a	0.020	-0.592 ^a	0.022	0.108	0.310	
Pampeana	-0.329 ^a	0.017	-0.384 ^a	0.018	0.300	0.458	
GBA	-0.248 ^a	0.018	-0.308 ^a	0.019	0.218	0.413	
Sur					0.084	0.277	
No casado	-0.109 ^a	0.010	-0.137 ^a	0.011	0.417	0.493	
Menores de 4 años en el hogar	0.018 ^c	0.011	0.017 ^d	0.011	0.727	0.445	
Menores de entre 5 y 14 años en el hogar	0.044 ^a	0.009	0.052 ^a	0.010	0.558	0.497	
Horas totales	-0.013 ^a	0.000	-0.011 ^a	0.000	40.256	17.633	
Constante	2.328 ^a	0.035	2.538 ^a	0.036			
<i>Logaritmo del salario horario</i>					1.439	0.744	
Observaciones	12344		12344				
R2	0.579		0.521				
R2 Ajustado	0.578		0.519				

Variables de control (no incluidas en la regresión):

Mujer no regular; administración pública; antigüedad superior a un año; calificación profesional; hasta 5 ocupados; región Sur; casado; sin menores

Administración pública; antigüedad superior a un año; calificación profesional; hasta 5 ocupados; región Sur; casado; sin menores

El superíndice denota la significatividad estadística del coeficiente estimado: ^a 1%, ^b 5%, ^c 10% y ^d No significativo a los niveles anteriores.

Cuadro A.3 Regresiones base para la descomposición de salarios con corrección por sesgo de selección. Asalariados regulares. 2003

2003								
Valores ajustados	Varones		Estadística descriptiva		Mujeres		Estadística descriptiva	
	Ecuación <i>probit</i> (regularidad)	Coefficiente	Error Std.	Media	Desvío	Coefficiente	Error Std.	Media
Administración pública	0.548 ^a	0.057	0.176	0.381	0.580 ^a	0.068	0.131	0.337
Servicios financieros	0.226 ^a	0.072	0.077	0.267	0.768 ^a	0.094	0.048	0.214
Comercio	0.240 ^a	0.049	0.301	0.459	0.772 ^a	0.065	0.139	0.346
Industria	0.374 ^a	0.057	0.163	0.369	0.362 ^a	0.088	0.061	0.240
Enseñanza					0.503 ^a	0.066	0.201	0.401
Construcción			0.077	0.267			0.005	0.069
Servicio doméstico			0.007	0.085			0.209	0.407
Servicios personales			0.163	0.370				
Educación (en años)	0.033 ^a	0.005	10.133	3.849	0.055 ^a	0.007	10.984	4.041
Calificación profesional	0.676 ^a	0.094	0.054	0.227	0.722 ^a	0.100	0.058	0.233
Calificación técnica	0.559 ^a	0.068	0.123	0.328	0.735 ^a	0.075	0.198	0.399
Calificación operativa	0.473 ^a	0.043	0.542	0.498	0.460 ^a	0.054	0.342	0.475
Sin calificación			0.275	0.447			0.398	0.490
Más de 500 ocupados	0.907 ^a	0.080	0.067	0.251	1.030 ^a	0.098	0.049	0.215
Entre 101 y 500 ocupados	0.957 ^a	0.063	0.119	0.323	1.163 ^a	0.078	0.084	0.277
Entre 41 y 100 ocupados	0.787 ^a	0.065	0.094	0.292	0.799 ^a	0.074	0.097	0.296
Entre 6 y 40 ocupados	0.431 ^a	0.043	0.286	0.452	0.399 ^a	0.051	0.311	0.463
Hasta 5 ocupados			0.272	0.445			0.154	0.361
Constante	-1.368 ^a	0.067			-2.162 ^a	0.079		
<i>Regular</i>			0.483	0.500			0.356	0.479
Observaciones	5471				5015			
Pseudo-R2	0.1379				0.2579			
Variables de control (no incluidas en la regresión): Servicios personales incluyendo enseñanza, servicio doméstico y construcción; sin calificación; hasta 5 ocupados.					Variables de control (no incluidas en la regresión): Servicios personales excluyendo enseñanza, servicio dom. y construcción; sin calificación; hasta 5 ocupados.			
Hasta primaria completa	-0.458 ^a	0.032	0.262	0.440	-0.466 ^a	0.046	0.117	0.321
Secundaria incompleta	-0.370 ^a	0.032	0.165	0.371	-0.380 ^a	0.047	0.075	0.263
Secundaria completa	-0.236 ^a	0.027	0.275	0.447	-0.189 ^a	0.029	0.258	0.437
Terciaria incompleta ó completa			0.286	0.452			0.546	0.498
Experiencia	0.028 ^a	0.003	23.031	12.757	0.029 ^a	0.003	21.334	12.084
Experiencia (al cuadrado)	0.000 ^a	0.000	693.120	693.991	0.000 ^a	0.000	601.091	603.125
Antigüedad hasta 1 año	-0.076 ^c	0.043	0.054	0.227	-0.181 ^a	0.053	0.047	0.212
Antigüedad superior a 1 año			0.939	0.239			0.946	0.226
Calificación profesional			0.082	0.274			0.106	0.307
Calificación técnica	-0.311 ^a	0.040	0.165	0.372	-0.254 ^a	0.037	0.353	0.478
Calificación operativa	-0.515 ^a	0.038	0.584	0.493	-0.315 ^a	0.040	0.398	0.490
No calificados	-0.533 ^a	0.047	0.163	0.369	-0.384 ^a	0.053	0.139	0.346
Sector público total	-0.044 ^c	0.023	0.322	0.467	0.008 ^d	0.025	0.537	0.499
Sur			0.121	0.326			0.107	0.309
NOA	-0.493 ^a	0.035	0.183	0.387	-0.381 ^a	0.040	0.212	0.409
NEA	-0.476 ^a	0.043	0.084	0.278	-0.381 ^a	0.049	0.082	0.275
Cuyo	-0.448 ^a	0.040	0.110	0.313	-0.318 ^a	0.046	0.104	0.306
Pampeana	-0.327 ^a	0.032	0.305	0.460	-0.278 ^a	0.038	0.308	0.462
GBA	-0.168 ^b	0.035	0.196	0.397	-0.103 ^b	0.042	0.186	0.389
No casado	-0.093 ^d	0.025	0.218	0.413	-0.007 ^d	0.022	0.424	0.494
Horas totales	-0.013 ^a	0.001	49.064	15.908	-0.015 ^a	0.001	38.269	13.166
IMR	-0.390 ^a	0.039	0.703	0.318	-0.293 ^a	0.037	0.761	0.393
IMR°							0.680	0.301
Constante	2.841 ^a	0.069			2.442 ^a	0.077		
<i>Logaritmo del salario horario</i>			1.255	0.651			1.349	0.614
Observaciones	2557				1723			
R2	0.468				0.4932			
R2 Ajustado	0.465				0.4879			
Variables de control (no incluidas en las regresiones): Educación terciaria; Sector privado; antigüedad superior a un año; calificación profesional; hasta 5 ocupados; región Sur; casado; sin menores.								

Cuadro A.4 Regresiones base para la descomposición de salarios con corrección por sesgo de selección. Asalariados regulares. 2006

2006								
Valores ajustados	Varones		Estadística descriptiva		Mujeres		Estadística descriptiva	
	<i>Ecuación probit (regularidad)</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error Std.</i>	<i>Media</i>	<i>Desvío</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error Std.</i>	<i>Media</i>
Administración pública	0.628 ^a	0.054	0.147	0.354	0.611 ^a	0.060	0.129	0.335
Servicios financieros	0.439 ^a	0.060	0.085	0.279	0.715 ^a	0.074	0.067	0.249
Comercio	0.322 ^a	0.042	0.291	0.454	0.602 ^a	0.054	0.161	0.367
Industria	0.424 ^a	0.048	0.181	0.385	0.253 ^a	0.072	0.071	0.256
Enseñanza	0.175 ^b	0.077	0.049	0.216	0.571 ^a	0.058	0.179	0.384
Construcción			0.131	0.338			0.004	0.067
Servicio doméstico			0.003	0.055			0.210	0.408
Servicios personales			0.135	0.342			0.352	0.478
Educación (en años)	0.037 ^a	0.005	10.542	3.799	0.049 ^a	0.006	11.465	3.924
Calificación profesional	0.420 ^a	0.076	0.067	0.250	0.714 ^a	0.085	0.070	0.254
Calificación técnica	0.576 ^a	0.059	0.132	0.338	0.774 ^a	0.064	0.202	0.401
Calificación operativa	0.453 ^a	0.039	0.570	0.495	0.690 ^a	0.048	0.347	0.476
Sin calificación			0.230	0.421			0.381	0.486
Más de 500 ocupados	0.944 ^a	0.074	0.061	0.239	0.844 ^a	0.080	0.056	0.230
Entre 101 y 500 ocupados	1.061 ^a	0.054	0.124	0.330	0.990 ^a	0.067	0.092	0.288
Entre 41 y 100 ocupados	0.952 ^a	0.058	0.094	0.292	0.872 ^a	0.065	0.098	0.297
Entre 6 y 40 ocupados	0.428 ^a	0.035	0.291	0.454	0.510 ^a	0.044	0.273	0.446
Hasta 5 ocupados			0.241	0.428			0.151	0.358
Constante	-1.300 ^a	0.057			-1.954 ^a	0.068		
<i>Regular</i>			0.554	0.497			0.443	0.497
Observaciones	7877				6486			
Pseudo-R2	0.151				0.2707			
Variables de control (no incluidas en las regresiones):								
Servicios personales excluido la enseñanza, servicio doméstico y construcción; calificación profesional; hasta 5 ocupados.								
Hasta primera incompleta	-0.448 ^a	0.040	0.042	0.201	-0.316 ^a	0.071	0.017	0.129
Primaria completa	-0.382 ^a	0.023	0.193	0.394	-0.354 ^a	0.039	0.082	0.275
Secundaria incompleta	-0.277 ^a	0.022	0.182	0.386	-0.324 ^a	0.033	0.084	0.277
Secundaria completa	-0.193 ^a	0.019	0.268	0.443	-0.161 ^a	0.022	0.243	0.429
Terciaria incompleta ó completa			0.315	0.465			0.574	0.495
Experiencia	0.027 ^a	0.002	22.501	12.944	0.019 ^a	0.002	21.033	12.423
Experiencia (al cuadrado)	0.000 ^a	0.000	673.809	678.469	0.000 ^a	0.000	596.670	617.691
Antigüedad hasta 1 año	-0.069 ^a	0.024	0.096	0.294	-0.085 ^a	0.032	0.074	0.262
Antigüedad superior a 1 año			0.902	0.297			0.924	0.265
Calificación profesional			0.080	0.271			0.110	0.313
Calificación técnica	-0.334 ^a	0.029	0.170	0.375	-0.211 ^a	0.028	0.316	0.465
Calificación operativa	-0.459 ^a	0.027	0.608	0.488	-0.333 ^a	0.029	0.435	0.496
No calificados	-0.532 ^a	0.034	0.142	0.349	-0.324 ^a	0.041	0.139	0.346
Sector público total	-0.063 ^a	0.017	0.277	0.448	0.053 ^a	0.019	0.477	0.500
Sur			0.112	0.315			0.120	0.326
NOA	-0.576 ^a	0.026	0.160	0.367	-0.461 ^a	0.031	0.163	0.369
NEA	-0.610 ^a	0.030	0.091	0.287	-0.485 ^a	0.035	0.090	0.287
Cuyo	-0.467 ^a	0.029	0.102	0.303	-0.455 ^a	0.034	0.106	0.308
Pampeana	-0.375 ^a	0.023	0.308	0.462	-0.312 ^a	0.028	0.309	0.462
GBA	-0.305 ^a	0.024	0.227	0.419	-0.232 ^a	0.029	0.212	0.409
No casado	-0.087 ^a	0.017	0.254	0.435	-0.063 ^a	0.017	0.439	0.496
Horas totales	-0.014 ^a	0.000	48.706	14.151	-0.013 ^a	0.001	38.381	12.632
IMR	-0.280 ^a	0.028	0.594	0.306	-0.321 ^a	0.034	0.632	0.358
IMR ^o							0.561	0.296
Constante	3.262 ^a	0.051			2.999 ^a	0.056		
<i>Logaritmo del salario horario</i>			1.759	0.564			1.869	0.550
Observaciones	3779				2466			
R2	0.483				0.490			
R2 Ajustado	0.480				0.486			
Variables de control (no incluidas en las regresiones):								
Educación terciaria; Sector privado; antigüedad superior a un año; calificación profesional; hasta 5 ocupados; región Sur; casado; sin menores.								

Cuadro A.5

Regresiones con corrección por segregación ocupacional (FEM a tres dígitos). Asalariados 2003

Valores ajustados	Varones				Mujeres			
	Incluyendo control por regularidad		Estadística descriptiva		Incluyendo control por regularidad		Estadística descriptiva	
	Coefficiente	Error Std.	Media	Desvío	Coefficiente	Error Std.	Media	Desvío
Regular	0.389 ^a	0.019	0.480	0.500	0.349 ^a	0.021	0.355	0.479
Otras	-0.014 ^a	0.046	0.034	0.182	-0.063 ^d	0.079	0.010	0.099
Industria	-0.080 ^a	0.027	0.160	0.366	-0.202 ^a	0.038	0.061	0.239
Construcción	-0.126 ^a	0.036	0.077	0.267	-0.133 ^d	0.110	0.005	0.068
Comercio	-0.081 ^a	0.025	0.298	0.457	-0.176 ^a	0.031	0.138	0.345
Servicios financieros	-0.082 ^b	0.034	0.077	0.267	-0.002 ^d	0.041	0.047	0.213
Servicios personales	-0.131 ^a	0.027	0.162	0.369	-0.145 ^a	0.025	0.393	0.488
Servicio doméstico	-0.293 ^a	0.093	0.007	0.085	-0.113 ^b	0.044	0.212	0.409
Sector público			0.172	0.377			0.128	0.335
Hasta primaria completa	-0.443 ^a	0.026	0.330	0.470	-0.343 ^a	0.027	0.285	0.452
Secundaria incompleta	-0.343 ^a	0.026	0.194	0.396	-0.328 ^a	0.028	0.143	0.350
Secundaria completa	-0.199 ^a	0.024	0.242	0.428	-0.175 ^a	0.022	0.219	0.414
Terciaria completa o incompleta			0.219	0.414			0.341	0.474
Experiencia	0.023 ^a	0.002	21.210	13.683	0.027 ^a	0.002	20.727	13.538
Experiencia (al cuadrado)	0.000 ^a	0.000	637.047	722.561	0.000 ^a	0.000	612.847	695.994
Antigüedad hasta 1 año	-0.092 ^a	0.020	0.235	0.424	-0.184 ^a	0.019	0.292	0.455
Antigüedad más de 1 año			0.712	0.453			0.660	0.474
Calificación profesional			0.055	0.228			0.057	0.233
Calificación técnica	-0.250 ^a	0.038	0.123	0.328	-0.203 ^a	0.035	0.198	0.399
Calificación operativa	-0.515 ^a	0.036	0.541	0.498	-0.476 ^a	0.035	0.341	0.474
No calificados	-0.680 ^a	0.039	0.276	0.447	-0.552 ^a	0.039	0.399	0.490
Más de 500 ocupados	0.305 ^a	0.034	0.067	0.249	0.194 ^a	0.039	0.049	0.215
Entre 101 y 500 ocupados	0.266 ^a	0.027	0.117	0.321	0.213 ^a	0.032	0.084	0.277
Entre 41 y 100 ocupados	0.229 ^a	0.029	0.093	0.291	0.165 ^a	0.030	0.094	0.292
Entre 6 y 40 ocupados	0.102 ^a	0.019	0.287	0.452	0.102 ^a	0.021	0.312	0.463
Hasta 5 ocupados			0.275	0.447			0.154	0.361
Sur			0.093	0.291			0.075	0.263
NOA	-0.479 ^a	0.031	0.205	0.404	-0.397 ^a	0.032	0.221	0.415
NEA	-0.541 ^a	0.036	0.093	0.291	-0.414 ^a	0.036	0.100	0.300
Cuyo	-0.390 ^a	0.034	0.111	0.314	-0.314 ^a	0.036	0.105	0.306
Pampeana	-0.258 ^a	0.029	0.294	0.456	-0.218 ^a	0.030	0.307	0.461
GBA	-0.107 ^a	0.031	0.204	0.403	-0.052 ^d	0.032	0.193	0.394
No casado	-0.175 ^a	0.021	0.308	0.462	-0.038 ^b	0.016	0.489	0.500
No menores de 5 años	0.070 ^a	0.018	0.679	0.467	0.021 ^d	0.018	0.722	0.448
No menores de 5 a 14 años	0.065 ^a	0.017	0.519	0.500	0.085 ^a	0.016	0.527	0.499
Horas totales	-0.012 ^a	0.000	44.379	19.187	-0.016 ^a	0.001	30.948	16.433
FEM	0.121 ^a	0.039	0.322	0.233	0.105 ^b	0.059	0.639	0.233
Constante	1.962 ^a	0.060			1.858 ^a	0.065		
Logaritmo del salario horario			0.907	0.798			0.949	0.741
Observaciones	5385				4889			
R2	0.513				0.518			
R2 Ajustado	0.510				0.515			

Variables de control (no incluidas en la regresión):

No regular, administración pública, terciaria completa o incompleta; antigüedad superior a un año; calificación profesional; hasta 5 ocupados; región Sur; casado; sin menores.

Cuadro A.5 (cont.)

Regresiones con corrección por segregación ocupacional (FEM a tres dígitos). Asalariados 2006

Valores ajustados	Varones				Mujeres			
	Incluyendo control por regularidad		Estadística descriptiva		Incluyendo control por regularidad		Estadística descriptiva	
	Coefficiente	Error Std.	Media	Desvío	Coefficiente	Error Std.	Media	Desvío
Regular	0.404 ^a	0.014	0.562	0.496	0.501 ^a	0.018	0.439	0.496
Industria	0.034 ^d	0.021	0.181	0.385	-0.098 ^a	0.033	0.070	0.256
Construcción	0.057 ^b	0.025	0.131	0.338	-0.158 ^d	0.107	0.004	0.062
Comercio	0.041 ^b	0.020	0.290	0.454	-0.115 ^a	0.027	0.159	0.366
Servicios financieros	0.027 ^d	0.026	0.082	0.274	-0.025 ^d	0.032	0.066	0.248
Servicios personales	-0.005 ^d	0.022	0.135	0.342	-0.150 ^a	0.023	0.346	0.476
Servicio doméstico	-0.311 ^a	0.101	0.003	0.058	-0.127 ^a	0.041	0.218	0.413
Otras	0.163 ^a	0.040	0.026	0.158	-0.186 ^b	0.087	0.006	0.078
Sector público			0.150	0.357			0.129	0.335
Hasta primera incompleta	-0.532 ^a	0.030	0.069	0.254	-0.567 ^a	0.037	0.062	0.242
Primaria completa	-0.430 ^a	0.021	0.230	0.421	-0.469 ^a	0.026	0.183	0.387
Secundaria incompleta	-0.313 ^a	0.020	0.206	0.405	-0.463 ^a	0.024	0.148	0.355
Secundaria completa	-0.208 ^a	0.018	0.234	0.423	-0.237 ^a	0.020	0.215	0.411
Terciaria completa o incompleta			0.261	0.439			0.392	0.488
Experiencia	0.027 ^a	0.002	20.671	13.739	0.019 ^a	0.002	20.991	13.795
Experiencia (al cuadrado)	0.000 ^a	0.000	616.026	712.080	0.000 ^a	0.000	630.875	714.907
Antigüedad hasta 1 año	-0.003 ^d	0.015	0.222	0.415	-0.008 ^d	0.018	0.216	0.412
Antigüedad más de 1 año			0.761	0.426			0.751	0.432
Calificación profesional			0.063	0.243			0.066	0.248
Calificación técnica	-0.304 ^a	0.028	0.130	0.337	-0.204 ^a	0.031	0.199	0.399
Calificación operativa	-0.441 ^a	0.027	0.573	0.495	-0.437 ^a	0.030	0.342	0.474
No calificados	-0.663 ^a	0.030	0.234	0.423	-0.538 ^a	0.034	0.393	0.488
Más de 500 ocupados	0.281 ^a	0.027	0.060	0.238	0.154 ^a	0.032	0.056	0.229
Entre 101 y 500 ocupados	0.258 ^a	0.020	0.128	0.334	0.176 ^a	0.027	0.090	0.287
Entre 41 y 100 ocupados	0.181 ^a	0.022	0.099	0.298	0.184 ^a	0.026	0.101	0.301
Entre 6 y 40 ocupados	0.138 ^a	0.014	0.306	0.461	0.117 ^a	0.019	0.282	0.450
Hasta 5 ocupados			0.244	0.430			0.153	0.360
Sur			0.083	0.275			0.085	0.279
NOA	-0.619 ^a	0.025	0.186	0.389	-0.582 ^a	0.027	0.187	0.390
NEA	-0.643 ^a	0.027	0.107	0.309	-0.617 ^a	0.031	0.098	0.298
Cuyo	-0.517 ^a	0.027	0.107	0.309	-0.492 ^a	0.030	0.110	0.312
Pampeana	-0.347 ^a	0.023	0.297	0.457	-0.307 ^a	0.026	0.304	0.460
GBA	-0.275 ^a	0.024	0.221	0.415	-0.216 ^a	0.027	0.216	0.411
No casado	-0.138 ^a	0.015	0.345	0.476	-0.075 ^a	0.014	0.503	0.500
No menores de 5 años	0.028 ^b	0.014	0.699	0.459	0.012 ^d	0.016	0.761	0.427
No menores de 5 a 14 años	0.051 ^a	0.013	0.553	0.497	0.034 ^b	0.014	0.564	0.496
Horas totales	-0.013 ^a	0.000	46.323	16.567	-0.013 ^a	0.000	33.003	16.049
FEM	0.047 ^a	0.031	0.301	0.240	0.212 ^a	0.056	0.645	0.232
Constante	2.484 ^a	0.048			2.309 ^a	0.058		
Logaritmo del salario horario			1.456	0.728			1.419	0.763
Observaciones	6730				5625			
R2	0.582				0.589			
R2 Ajustado	0.580				0.586			

Variables de control (no incluidas en la regresión):

No regular, administración pública; terciaria completa o incompleta; antigüedad superior a un año; calificación profesional; hasta 5 ocupados; región Sur; casado; sin menores.