DIFERENCIAS SALARIALES POR GÉNERO Y SU VINCULACIÓN CON LA SEGREGACIÓN OCUPACIONAL Y LOS DESAJUSTES POR CALIFICACIÓN

Alma Espino

Diciembre 2012

INSTITUTO DE ECONOMÍA Serie Documentos de Trabajo DT 20/12 Diferencias salariales por género y su vinculación con la segregación ocupacional y los desajustes por calificación Alma Espino¹

Resumen

En este trabajo se analizan las diferencias salariales por sexo considerando el efecto de la segregación laboral de género, su incidencia en esas diferencias y en los desajustes en las calificaciones laborales. Se indaga también en qué grado estos desajustes tienen a su vez un impacto que colabora en el mantenimiento de las brechas. Se cuantifica la segregación ocupacional y se incorpora como variable explicativa en las ecuaciones salariales además de otras como los desajustes en las calificaciones laborales.

Los resultados indican que la segregación es fundamental para entender la persistencia de las brechas salariales entre trabajadores de ambos sexos —aunque una parte sustancial de estas continúa siendo atribuible al sexo de los individuos— así como el fenómeno de la sobrecalificación laboral entre las mujeres. Todo ello tiene implicancias para las políticas públicas, subrayando la importancia de generar mecanismos que contribuyan a romper los estereotipos de género que conllevan a una marcada discriminación económica hacia las mujeres.

Palabras clave: Segregación, brechas salariales, sobre calificación, sub calificación

Código JEL: J24, J71

Abstract

This paper analyzes the gender wage gap considering the effect of gender occupational segregation and its impact on those differences and imbalances in labor skills. It also investigates to what extent these mismatches are in turn an impact that collaborates in maintaining gender wage gaps. Occupational segregation is measured and then included as an explanatory variable together with others like those related to job skills mismatches to estimate the gender wage gaps.

The results show that segregation is essential to understand the persistence of gender wage gaps (though a substantial portion of it remains explained by sex) and over qualification among women. These results have implications for public policy, stressing the importance of creating mechanisms breaking gender stereotypes that lead to a pronounced economic discrimination.

Key words: Segregation, wage gap, overqualification, underqualification

JEL Code: J24, J71

⁻

¹ Instituto de Economía. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Universidad de la República. alma@iecon.ccee.edu.uy

Contenido

| 1. | Introducción | 4 |
|-------|--|---------|
| 2. | Factores a considerar: segregación laboral y desajustes por calificación | 5 |
| 2. | 1. La segregación laboral | 5 |
| 2.2 | 2. Los desajustes por calificación | 6 |
| 3. | Metodología | 9 |
| | 1. Medida de la segregación | |
| 3.2 | 2. Medición de desajustes por calificaciones | 10 |
| 3.3 | 3. Diferencias salariales y segregación | 11 |
| 3.4 | 4. Diferencias salariales y desajustes por calificación | 12 |
| 3.5 | 5. Datos | 13 |
| 4. | Resultados | 16 |
| 4. | 1. La segregación laboral de género | 16 |
| 4.2 | 2. Desajustes por calificaciones | 17 |
| 4.3 | 3. Vinculación entre desajuste por calificaciones y segregación ocupacio | nal 18 |
| 4.4 | 4. El efecto de la segregación y los desajustes por calificación sobre las l | orechas |
| sa | lariales | 20 |
| | Sexo, segregación y brechas salariales | 20 |
| | Sexo, segregación y desajustes | 23 |
| 5. | Conclusiones | 27 |
| Bibli | iografía | 29 |
| Defi | nición de variables | 35 |

1. Introducción

Las mujeres muestran en promedio menores salarios que los hombres en el mercado laboral uruguayo, aunque las diferencias salariales por sexo han tendido a disminuir a lo largo del tiempo, coincidentemente con lo observado para otros países (Blau, 1998; Atal et al. 2009). La interpretación de las brechas salariales de género en el marco de la economía neoclásica suele basarse en diferencias de productividad así como en factores de discriminación. Esta última, aparece cuando las diferencias en las remuneraciones por trabajo no se explican por las características económicas que afectan la productividad de los trabajadores ni por las de los puestos de trabajo que ocupan.

En un sentido más amplio, la discriminación hacia las mujeres puede entenderse como parte del proceso por el cual se adquieren las habilidades y las capacidades para ingresar al mercado laboral que luego contribuyen a las diferencias de género reales o percibidas en la productividad. Esto es, la discriminación en los procesos educativos, en la contratación y/o la promoción en el empleo pueden aumentar los costos de adquisición de habilidades, por lo cual la remuneración para el grupo discriminado puede no compensar ese mayor costo. La formación de expectativas en ese marco puede actuar desalentando a los individuos con determinadas preferencias que no responden a las normas de género prevalecientes. De este modo, los determinantes de la selección de una ocupación pueden ser considerados en parte endógenos tanto en la perspectiva neoclásica como en la feminista (Johansson y Katz, 2007).

Las economistas feministas por su parte, acentúan la importancia de las normas (formales e informales) y las expectativas del medio social en la formación de las preferencias de hombres y mujeres en términos de educación y empleo. Estas podrían subestimar sistemáticamente el valor, la habilidad y el esfuerzo que implican actividades construidas como "femeninas" en un orden social donde las mujeres son una categoría de género subordinado (Johansson y Katz, 2007).

A pesar de que las brechas salariales en Uruguay han tendido a disminuir debido a la mejora en los niveles educativos de la fuerza de trabajo femenina y a las características de su inserción laboral (Rivas y Rossi, 2000), la concentración de las mujeres en ciertos tipos de ocupación (segregación ocupacional) parecería operar en forma contraria (Amarante y Espino, 2002). Dada la persistencia de estas brechas, entender sus fuentes y contribuir a explicarlas puede aportar al conocimiento de los mecanismos que originan y sostienen las desigualdades de género y por tanto, a la elaboración de políticas públicas tendientes a superarlas.

El objetivo de este estudio es mostrar la incidencia directa e indirecta de la segregación laboral en las brechas salariales entre hombres y mujeres. Directa en el sentido que, como ha sido demostrado, la concentración de mujeres en las actividades está asociada a menores remuneraciones; indirecta porque dicha concentración en ocupaciones con menor remuneración en condiciones en que las mujeres presentan mayores niveles educativos que los hombres contribuye al fenómeno de la sobre educación cuya consecuencia es la rebaja relativa de las remuneraciones.² Para cumplir con estos

_

² En Espino 2011 se plantea que la rebaja relativa en las remuneraciones de los sobre educados o sobre calificados no está desligada de la concentración de mujeres entre las personas sobre calificadas o sobre educadas.

objetivos se analiza el desajuste existente en la calificación de la fuerza de trabajo uruguaya y su vinculación con la segregación ocupacional de género. Posteriormente, se calcula la magnitud de la incidencia de la segregación laboral y los desajustes por calificación en las brechas salariales a través de la estimación de ecuaciones salariales que incorporan estas variables explicativas.

2. Factores a considerar: segregación laboral y desajustes por calificación

2.1. La segregación laboral

¿Cuál es el nivel de segregación de género en los mercados de trabajo y cómo ha evolucionado con el tiempo? ¿Cuál es el impacto de la segregación en los salarios? ¿Este impacto es diferente para los hombres y las mujeres? ¿La segregación ocupacional de género tiene algún impacto en los desajustes por calificaciones?

La segregación ocupacional de género –entendida como la exclusión de las mujeres de ciertas ocupaciones– ha sido recogida en la literatura como un factor que contribuye a las diferencias salariales entre hombres y mujeres. Ello ha dado lugar a numerosos trabajos empíricos que procuran cuantificar la evolución de la segregación de los trabajadores a nivel de ocupaciones, industrias y establecimientos y su impacto sobre los salarios³.

Bayard *et al.* (2003), cuya metodología se sigue en este trabajo, descomponen la brecha salarial por género incorporando diferentes medidas de segregación para el caso de Estados Unidos. Encuentran que la concentración de mujeres en ocupaciones de baja remuneración, en ciertas industrias y tipos de establecimientos da cuenta de una parte considerable de la brecha por sexo en los salarios. A pesar de la importancia de estas variables, los resultados muestran también que aproximadamente la mitad de esa brecha es atribuible al hecho de pertenecer al sexo femenino.

En el caso uruguayo, la segregación ocupacional aparece como un fenómeno persistente y ha sido empíricamente identificada como una fuente de las diferencias salariales entre los individuos de ambos sexos. Amarante y Espino (2004) en base a la hipótesis de "crowding" (Bergmann, 1974) analizan la incidencia de la segregación ocupacional en las diferencias salariales por sexo en el sector privado en el período 1990-2000. Para ello, con base en Macpherson y Hirsch (1995) estiman ecuaciones salariales que incorporan la composición por sexo de las ocupaciones. Entre sus principales conclusiones señalan que las diferencias de remuneraciones entre los trabajadores hombres y mujeres asalariados del sector privado del Uruguay —considerando el efecto de la segregación ocupacional— se explican en forma coincidente con los hallazgos realizados para otros países. En este sentido, los salarios femeninos son afectados negativamente por la concentración de mujeres en las ocupaciones. Sin embargo, se obtienen resultados diferentes para los salarios de los hombres cuyos salarios en Uruguay no se ven afectados a la baja por la inserción laboral en ocupaciones feminizadas. Es así que la descomposición de las brechas salariales por sexo muestra

³ Entre otros pueden verse: Bergmann (1974), Polachek (1979), Blau (1998), Johnson y Solon (1986), Killingsworth (1990), Blau y Ferber (1991), England (1992), Macpherson y Hirsch (1995), Cabral Vieira, Rute Cardoso, Portela (2003); Palacio y Simón (2006), Bernat Díaz (2009); Barraza Narváez, Nacira María (2010);

que, mientras las mejoras en las características personales de las mujeres y su peso creciente deberían determinar la inexistencia de brechas salariales, tanto la segregación como la discriminación contribuyen a su mantenimiento. Esto es, la importancia de la parte no explicada de la brecha permite confirmar que el fenómeno de la discriminación está en el origen de las diferencias salariales de género existentes en el mercado laboral uruguayo, tanto por las diferencias en los retornos a las características económicas como al efecto de la segregación ocupacional, cuya importancia, además, aumenta en el período considerado. La misma actúa aumentando las diferencias salariales, ya que implica una penalización por pertenecer a ocupaciones femeninas para las mujeres y no para los hombres. Por su parte, en Espino (2011) se señala que la proporción de mujeres con calificaciones que superan las requeridas por los puestos de trabajo ocupados supera a la de los hombres. Así mismo se sugiere una asociación positiva entre la segregación ocupacional de género y el desajuste atribuido a la sobreeducación o sobrecalificación.

2.2. Los desajustes por calificación

Se entiende por desajustes por calificaciones (*mismatch*) entre la oferta y la demanda laboral, a la existencia de sub o sobre calificación entre los trabajadores respecto a los puestos que ocupan. Estas situaciones se expresan en la productividad laboral y el desempleo, así como en las diferencias en las remuneraciones recibidas por los trabajadores. Debe tenerse en cuenta que la calificación laboral se obtiene en parte a través de la educación adquirida en el sistema formal, en el desarrollo y la acumulación de competencias profesionales adquiridas en el lugar de trabajo y a través de la socialización. Pese a ello, por lo general, y debido principalmente a la disponibilidad de información, la calificación se mide en los análisis empíricos en base a la escolaridad (medida en años) de los individuos adquirida en el sistema de enseñanza formal.

La calificación adecuada, la sobre calificación o la sub calificación están pues relacionadas con las características particulares de los puestos que se ocupan y por tanto, se trata de situaciones que pueden modificarse. El análisis de los desajustes por calificaciones y su impacto sobre los salarios es confrontado por los modelos que incorporan la sobre calificación y la subcalificación (ORU por sus siglas en inglés)⁴ para explicar las diferencias en las remuneraciones (Hartog, 2000; Groot y Maassen van den Brink, 2000), y distinguen entre la dotación educativa individual y la requerida por el puesto que se ocupa. Estos modelos han sido desarrollados extendiendo las tradicionales ecuaciones de Mincer al tomar en cuenta en qué medida la educación de los individuos se corresponde con la requerida para su puesto de trabajo. Varios estudios muestran que los diferenciales salariales además de desfavorecer a quienes alcanzaron un nivel de educación formal superior al requerido en el empleo (sobre calificados), suelen beneficiar a quienes tienen un nivel inferior al demandado en su puesto de trabajo (sub calificados) (Cohn y Kahn 1995; Allen y Van der Velden, 2001). Otros trabajos muestran que los años de sobreeducación en el empleo tienen una tasa de rendimiento positiva, aunque inferior a la de los años requeridos en el puesto de trabajo, mientras que los años de infra-educación tienen una tasa de rendimiento negativa. Estos resultados fueron obtenidos por primera vez por Duncan y Hoffman (1981) y, posteriormente, por Hartog y Oosterbeek (1988), Sicherman (1991), Cohn y Ng (2000), Daly, Büchel y Duncan (2000), y Groenelveld y Hartog (2004).

⁴ Over, Required, Under education (ORU).

Los desajustes por calificación se han explicado de diferentes maneras que no son mutuamente excluyentes. Para la teoría del capital humano, la educación formal se considera central para la productividad individual y los salarios. La sobrecalificación se entiende como un fenómeno temporario de desequilibrio, debido a que la mayor inversión en educación aumenta la productividad de los individuos y por ende, la posibilidad de recibir mayores salarios (Becker, 1962). Por su lado, parte del capital humano con que un individuo cuenta para acceder a su empleo puede ser obtenido fuera de la educación formal, compensándolo con habilidades tales como la experiencia y el entrenamiento adquiridos en el propio trabajo. Esto justifica algunos hallazgos respecto a los trabajadores más jóvenes, quienes se ven afectados por la sobrecalificación, ya que para compensar la inexperiencia eligen un puesto con requerimientos educacionales menores. En ese sentido, varios estudios empíricos (Sicherman, 1991; Alba-Ramírez, 1993) reportan que la probabilidad de estar subcalificado aumenta y la de sobrecalificado disminuye con la edad y la experiencia laboral. Incluso Cohn and Ng (2000) concluyen que la experiencia laboral es un sustituto de la educación formal. Otra posible explicación para la sobrecalificación es que dentro de un grupo educacional dado, quienes obtienen un puesto de trabajo que requiere de nivel educativo más alto, son los más capaces, pudiendo compensar o complementar su escolaridad con otras cualidades personales (Rumberger, 1987; Groot and Maasen van den Brink, 2000).

En base a la teoría de la "señalización" (Spence, 1973; Sattinger, 1993), la sobrecalificación podría consistir en un desequilibrio acumulativo en el tiempo. Si bien esta situación puede indicar la relación positiva entre el nivel educativo y los salarios, la educación puede no afectar la productividad del trabajador. No obstante, la educación sí podría influir en la posición relativa de la fuerza de trabajo para acceder a un puesto laboral en el que pueden ser más productivos. Esta explicación enfatiza en las variables que se ubican del lado de la demanda tanto como de la oferta, pero tiene que lidiar con el problema de cómo los trabajadores con distintos atributos están asignados a puestos de trabajo con diferentes niveles de complejidad.

Según el modelo de competencias por puestos de trabajo (Thurow, 1975), la productividad marginal es una característica fija del puesto de trabajo e independiente del trabajador; los empleadores eligen a los trabajadores que, según sus previsiones, les generarán los menores costos. La educación es precisamente un indicador de los costos de formación en que se tendrá que incurrir. Los salarios se asumen también como relacionados con el puesto de trabajo y no está claro cómo se determinan.

La teoría de la búsqueda con información imperfecta también ofrece una explicación para el desajuste que podría derivar del costo de búsqueda tanto por parte de los empleados como de los empleadores. La sobreeducación representa un desajuste para los trabajadores, que podrían estar en un puesto de mayor nivel en base a las calificaciones que poseen y que esperan dejarlo para más adelante para mejorar su situación. Por lo tanto, se trata de un fenómeno temporal y e individual. Por otro lado, si el trabajador es menos calificado que lo que normalmente se requiere para su ocupación, tendrá un incentivo para estar más tiempo en ese puesto. En ese sentido, la subcalificación representa un ajuste favorable para el trabajador y en el caso de la empresa, esta puede procurar reemplazar al trabajador a pesar de los costos de rotación y reclutamiento, o mantenerlo en la medida que ese desajuste se compense con experiencia y permanencia. Estudios empíricos muestran que la experiencia laboral

disminuye la probabilidad de estar sobreeducado e incrementa la probabilidad de estar subeducado (Hartog, 2000b; Sloane *et al.*, 1999). Finalmente, en una economía dinámica, las calificaciones de los trabajadores y los puestos de trabajo no tienen por qué ajustar perfectamente sino que presentarían desajustes permanentes (Sloane et al., 1999).

Si bien las diferencias de género en educación han sido centrales en muchos análisis sobre las brechas salariales, es menos común que con este propósito se consideren los desajustes por calificaciones. El modelo neo-clásico de especialización de los hogares se ha empleado para explicar por qué las mujeres tienen más probabilidades de estar sobrecalificadas relacionándolo por ejemplo con las opciones condicionadas por mercados particulares. Si las ofertas de trabajo que coinciden con la formación del individuo no se dan en el mercado local de trabajo, el trabajador puede aceptar un empleo por debajo de su nivel de calificación. Frank (1978) asume que aceptar un trabajo por debajo de un cierto nivel de calificación implica un costo y cuanto mayor es este costo, mayores son las ganancias potenciales. Bajo el supuesto de que los hombres son capaces de ganar más, la maximización de los ingresos del hogar común y las normas sociales y culturales las parejas darían prioridad a encontrar el mejor trabajo posible para el marido cuando eligen donde vivir. Por lo tanto, las mujeres no buscarían un trabajo óptimo desde el punto de vista individual quedándose "atadas" a un mercado en particular. El costo en términos de salario de la esposa será mayor si el mercado de trabajo donde se asienta el marido es pequeño.⁵

En Uruguay el tema de los desajustes por calificación fue analizado recientemente por Espino (2011), encontrando que la probabilidad de estar sobrecalificado es mayor para las mujeres, quienes serían más propensas a gozar de más años de educación formal que lo que se requiere normalmente para su actividad profesional mientras que en los hombres se observa la propensión inversa.⁶

Esta característica fue verificada en diferentes estudios y para varios países (Hertz *et al.* 2008). Por su parte, en América Latina, la sub-representación en puestos gerenciales y la sobre-representación femenina en ocupaciones tales como trabajadoras de servicios, personal administrativo, servicio doméstico y en ciertos sectores de actividad no estaría de acuerdo con sus niveles educativos (Ñopo *et al.*, 2010).

Campos-Soria et al. (2011) analizan las diferencias salariales en España en el sector de hostelería —en comparación con otros servicios privados—, caracterizado por pagar salarios menores para trabajadores con similares características en otras áreas de servicios, y en el que las mujeres están especialmente penalizadas. Parten de la hipótesis según la cual los menores salarios femeninos pueden estar fuertemente afectados por la segregación ocupacional de género o por el desajuste de calificaciones. La penalización a la sobrecalificación podría tener que ver con que las mujeres son más educadas al tiempo que son las peor remuneradas. Los autores incorporan variables para la

_

⁵ Una discusión sobre esta perspectiva puede verse en Büchel y Battu (2002).

⁶ "En el caso uruguayo el aumento de la incidencia de la sobreeducación en general, y entre las mujeres en particular, podría obedecer a que los problemas para acceder al empleo por parte de la fuerza de trabajo femenina estimulan a mejorar su situación educacional de manera de poder aspirar a una mayor gama de oportunidades ("señalización"). La segregación tanto vertical como horizontal de género, en condiciones de aumento de la tasa de actividad femenina también podría contribuir a esta explicación. Es decir, independiente de la formación educativa, tienden a insertarse o ser contratadas en ciertas ramas y tipos de ocupación" (Espino 2011: 112).

sobreeducación y la subeducación, las que miden si el salario real por hora está más influenciado por el tipo de trabajo que por un nivel alto de calificación. Cuando se introducen las características del puesto se reducen los retornos a la educación porque estas variables capturan indirectamente los efectos de la educación sobre los salarios y la productividad. Los coeficientes de las variables del *mismatch* por calificaciones tienen los signos esperados. La sobreeducación también en este trabajo, como surge en general en la literatura específica, involucra una penalización salarial.

Johansson y Katz (2007) investigan los desajustes educativos y su impacto en las diferencias salariales de género y en los retornos a la educación en Suecia entre 1993 y 2002. Señalan que en las mujeres se observa una propensión a tener mayor escolaridad que la normalmente requerida para su ocupación (sobreeducación) y en los hombres una propensión contraria (subeducación). Encuentran que tanto uno como otro desajuste contribuyen mucho más a la brecha salarial entre hombres y mujeres que los años de escolaridad y la experiencia en el trabajo. Las descomposiciones de la brecha ajustando por el *mismatch* de calificaciones disminuye la brecha de género entre un décimo y un sexto. Esto es entre un tercio y la mitad de lo que contribuye la segregación por rama de actividad económica. Concluyen que tomar en cuenta los desajustes por calificaciones es esencial para analizar las diferencias salariales entre los sexos, aunque ello no altere el resultado respecto a que los retornos estimados a la educación son menores para las mujeres que para los hombres.

3. Metodología

Con el propósito de medir la segregación ocupacional y su evolución se calcula el Índice de Duncan; posteriormente se estima la incidencia de la segregación en las brechas salariales con base en Bayard *et al.* (2003) incorporando además la corrección por sesgo de selección de Heckman. Finalmente, luego de estimar la probabilidad de encontrarse sobre o subcalificado se desarrollan regresiones salariales que toman en cuenta estos aspectos, (ORU *models*) considerando además el papel que juega en sus resultados la segregación laboral de género. También en este caso se descomponen las brechas para explicar los factores que explican las diferencias entre hombres y mujeres.

3.1. Medida de la segregación

En este trabajo se presentan mediciones de segregación laboral a través del Índice de disimilitud de Duncan (Duncan y Duncan, 1955), y se analiza su impacto en las diferencias salariales entre hombres y mujeres. Este índice mide el promedio de la magnitud de las diferencias entre la situación observada en determinado grupo de la fuerza laboral y un valor de referencia que se supone óptimo. Se calcula como

$$ID = \sum h_i - m_i / 2 \tag{1}$$

donde h_i es el porcentaje de hombres trabajando en la ocupación i, y m_i es el porcentaje de mujeres trabajando en la ocupación i. Este índice varía entre 0 y 1, tomando el valor 0 cuando la distribución ocupacional de hombres y mujeres es idéntica, y 1, cuando hombres y mujeres no se superponen en ninguna ocupación, es decir que existe segregación ocupacional perfecta. Este índice suele interpretarse como la proporción de mujeres (u hombres) ocupadas que sería necesario cambiar de ocupación para lograr la perfecta integración o distribución uniforme. Este índice puede calcularse para tipos de

ocupación o ramas de actividad y es sensible al nivel de agregación de las categorías que se analizan: cuanto mayor agregación, menor es la segregación que se alcanza con el índice pero no sólo el nivel de la misma puede diferir sino que también lo puede hacer su evolución en el tiempo así como la comparación entre áreas.⁷

3.2. Medición de desajustes por calificaciones

Los métodos estadísticos comúnmente usados para medir los desajustes por calificaciones se basan en la correspondencia efectivamente observada entre puestos de trabajo, ocupaciones y niveles de escolaridad respecto a las clasificaciones de las ocupaciones⁸, a la media⁹ observada de la distribución de los ocupados o al modo de dicha distribución. Normalmente el concepto de calificación al que se alude en este tipo de estudios —como se ha señalado— se refiere a la educación formal, por lo tanto, la información que se toma como referencia de la calificación de los trabajadores es el nivel o los años de escolaridad.

Para conocer las características de los puestos según niveles de educación requeridos – en ausencia de encuestas específicas– suele utilizarse la clasificación de ocupaciones, lo que a su vez puede compararse con el nivel educativo efectivamente alcanzado por los trabajadores en cada grupo. Este procedimiento tiene ciertas desventajas debido a que por lo general se trata de clasificaciones que no están actualizadas (Hartog 2000) y porque la conversión de las escalas de las clasificaciones en años de educación no es obvia (Halaby, 1994). Por su parte, con este procedimiento se asume implícitamente que todos los trabajadores con un nivel de educación dado son perfectamente sustitutos y que existen requerimientos fijos de nivel de escolaridad dentro de un mismo tipo de ocupación (Chevalier, 2003).

En este estudio figuran entre los sobrecalificados los trabajadores que cuentan con más años de educación formal que loas requeridas para el puesto que ocupan, según la Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones (CIUO88)¹⁰ y entre los subcalificados, los que cuentan con menos años de escolaridad que los requeridos en dicha clasificación. Se trata pues del uso de un criterio normativo, basado en requerimientos formales.

Como se discute en Espino (2011), este método permite un análisis más adecuado al caso uruguayo que el de la media o la moda, dado que la distribución observada de las

_

⁷La opción por mayor desagregación también puede tener su costo, especialmente cuando el tamaño de la muestra disponible no es muy grande. En estos casos, porque su falta de representatividad puede llevar a la aparición de ocupaciones sin observaciones, tanto en el total como especialmente en el caso de mujeres en ocupaciones mayoritariamente masculinas, distorsionando el nivel de segregación observado.

⁸ Un ejemplo de estas clasificaciones es el "Dictionary of Occupational Titles" en Estados Unidos o el Catálogo Nacional de Cualificaciones Profesionales (CNCP) en España.

⁹ El método del intervalo sobre la media ha sido muy difundido y citado en la literatura, originalmente desarrollado por Verdugo y Verdugo (1989). Definen a los trabajadores como sobrecalificados o subcalificados si el nivel de estudios formales que completaron corresponde a un desvío estándar (+,-) de la media en su ocupación.

¹⁰ Esta clasificación se usa desde el año 2000 por el INE para caracterizar los tipos de tareas que realizan los ocupados en Uruguay (INE, 1999). El sistema de clasificación y agregación de información sobre las ocupaciones utiliza cuatro niveles o grupos de competencias, para cuya definición se siguieron las categorías y niveles que aparecen en la Clasificación Internacional Normalizada de la Enseñanza (CINE).

calificaciones entre los trabajadores no aconsejaría el uso de esas medidas como referencias válidas. Por su parte, el valor de referencia presenta cierta objetividad en la definición de los requerimientos y es independiente de las calificaciones efectivamente observadas para la fuerza de trabajo del mercado laboral del país.

3.3. Diferencias salariales y segregación

A los efectos de incorporar la segregación de género y el sexo entre las variables explicativas de las diferencias salariales por sexo, se sigue la metodología propuesta por Bayard *et al.* (2003). Para ello se asume que la brecha salarial entre hombres y mujeres es una función de las características individuales de capital humano y de feminización del ámbito laboral de cada uno de los trabajadores, representada por el porcentaje de mujeres en cada ocupación, rama y tamaño de establecimiento.

De esta forma se plantea la ecuación salarial (1)

$$lw_{poij} = \propto + \beta sexo_p + \gamma segM_o + X_{poij} \theta' + \varepsilon_{poij}$$
 (1)

donde lw_{poij} es el logaritmo del salario por hora que se explica por una variable dummy igual a 1 si el individuo p es mujer (0 si es hombre), segM es el porcentaje de mujeres en la ocupación o; ε es un término de error bien comportado. $\beta sexo$ se puede interpretar como una medida de la discriminación y sería la diferencia atribuible al sexo de los individuos luego de controlar por la proporción de mujeres en las diferentes ocupaciones, ramas de actividad y categorías de establecimiento. A su vez capta diferencias en características no observables de los individuos. Si el signo del parámetro es positivo, se puede interpretar que se debe a la existencia de discriminación a favor de las mujeres y si es negativo, denota la situación inversa. En el caso de que este parámetro no sea significativo, no se observaría una diferencia en el salario vinculada a la discriminación de los individuos, más allá de la que pueda provenir de la segregación.

El coeficiente θ representa la remuneración de las características del individuo. Si estas características son valoradas como positivas en el mercado laboral o implican una mayor productividad, cuanto mayor sea su valor, mayor será el salario. Esto se traduce en un valor positivo del parámetro. En el caso de ser características valoradas negativamente o que se vinculen con una menor productividad, este parámetro será negativo.

El parámetro γ mide cómo influye la proporción de mujeres en las diferentes ocupaciones en el salario percibido. Un signo positivo en el parámetro supone que a mayor peso de las mujeres en la ocupación, mayor será el salario. Por el contrario, un signo negativo indica que a mayor peso femenino en las ocupaciones, menor será el salario; análogamente se interpreta λ .

La ecuación (1) se puede descomponer expresando las diferencias en promedio de los logaritmos de los salarios entre y hombres y mujeres como en (2):

$$lw_h - lw_m = \beta' + (X_h - X_m)\theta' + (segM_h - segM_m)\lambda'$$
(2)

donde la prima en los coeficientes indica los valores estimados y los subíndices $_m$ y $_h$ en las variables indican el promedio para las mujeres y los hombres respectivamente.

La diferencia promedio de los salarios se compone de 5 términos. La diferencia $X_h - X_m$ refleja las diferencias en las características de los individuos. Esta será positiva en el caso que los hombres presenten mayores valores para estas características y viceversa si son las mujeres. La forma en que son remuneradas esas características en el mercado laboral está definida por el valor y el signo de θ . Este término capta la parte de la brecha salarial que queda explicada por las características de los individuos que conforman ambos grupos.

La diferencia $segM_m$ – $segM_h$ da cuenta de las diferencias en la inserción ocupacional; si ambas poblaciones se distribuyen de igual forma entre las ocupaciones, no existe diferencia y por lo tanto, la segregación ocupacional no puede considerarse como variable explicativa de la brecha salarial. En cambio, si las mujeres se concentran en pocas ocupaciones la diferencia entre ambos términos será negativa. Más aún, cuando existe segregación laboral, dado que las ocupaciones en que hay mayor proporción de mujeres están peor remuneradas, esta contribuiría al aumento de la brecha salarial (el término es positivo). En otras palabras, este término mide la contribución de la segregación ocupacional a la brecha salarial.

El análisis de las diferencias salariales por sexo controlando por segregación a lo largo de todas esas dimensiones tanto como otras características capturadas en β' puede pensarse como una descomposición tradicional de Oaxaca (1973), pero en este caso, se impone como restricción que los coeficientes sean los mismos para mujeres y hombres. Es decir, la segregación femenina por lo tanto, podría afectar tanto los salarios femeninos como los masculinos.

3.4. Diferencias salariales y desajustes por calificación

En este trabajo se estiman tres ecuaciones salariales siguiendo la propuesta de Badillo Amador y Vila Lladosa (2005). La primera ecuación salarial es similar a la propuesta por Verdugo y Verdugo (1989) y procura analizar si el desajuste educativo con relación a la media de los ocupados explica las diferencias salariales entre trabajadores que tienen similares características y, por tanto, el mismo nivel educativo:

$$ln\ salario_i = \beta 0 + \beta 1 sobrecalif_i + \beta_2 subcalif_i + \beta_3 segM_i + \beta_4 X_i + m_i (1)$$

donde la variable dependiente es el logaritmo del salario medio por hora del individuo i; $sobrecalif_i$ es una variable dicotómica que adquiere valor 1 si el trabajador i está sobreeducado en su empleo y 0 si no lo está; $subcalif_i$ es una variable dicotómica que vale 1 si el trabajador i está infraeducado y 0 si no lo está; X_i es un vector de variables explicativas que recoge las características del individuo y m_i es el término de perturbación aleatoria.

La segunda y tercera ecuaciones salariales permiten analizar si este fenómeno laboral explica las diferencias en el rendimiento de los años de educación de los trabajadores y,

por tanto, los discrepancias salariales entre trabajadores que se encuentran en un mismo empleo.

En primer lugar se estima una ecuación de salarios donde se examina la hipótesis de que todos los años de educación formal tengan la misma tasa de retorno, lo cual ocurriría si dicho retorno dependiera solamente de la oferta de laboral, como asume la teoría de capital humano (Becker, 1962 y 1975; Schultz, 1961).

$$ln\ salario_i = \lambda_0 + \lambda_1 edu_i + \lambda_2 X_i + \lambda_3 s eg \Lambda_i + p_i(2)$$

Luego se estima una ecuación salarial similar a la propuesta por Duncan y Hoffman (1981) para examinar si los retornos a la educación dependen únicamente de la educación requerida en el puesto de trabajo, como argumenta la teoría de competencia por el empleo (Thurow, 1975):

$$ln\ salario_i = a_0 + a_1 A \tilde{n}os Sobre_i + a_3 A \tilde{n}os Infra_i + a_4 s e g M + a_5 X_i + e_i (3)$$

donde se consideran los años de educación formal alcanzados por el trabajador $_i$ (edu $_i$), en años de sobreeducación ($a\tilde{n}osobre_i$) o en años de infraeducación ($a\tilde{n}osinfra_i$) (Hartog 2000; Johansson y Katz, 2007).

$$ln \ salario_h - ln \ salario_m = \lambda_0' + (edu_h - edu_m)\lambda_1' + (X_h - X_m)\lambda_2' + (segM_h - segM_m)\lambda_3'$$
(2')

$$ln \ salario_i = a_0' + (A\tilde{n}osSobre_h - A\tilde{n}osSobre_m)a_1 + (A\tilde{n}osInfra_h - A\tilde{n}osInfra_m)a_2' + (segM_h - segM_m)a_3' + (X_h.X_m)a_4'$$

$$(3')$$

A los efectos de incorporar la segregación de género y los desajustes por calificaciones (sobrecalif, subcalif, AñosSobre, AñosInfra) entre las variables explicativas de las diferencias salariales por sexo, tanto como otras características capturadas en β' , λ , y a se impone nuevamente la restricción según la cual los coeficientes sean los mismos para mujeres y hombres.

3.5. *Datos*

La información analizada corresponde al año 2010 y proviene de la Encuesta Continua de Hogares que realiza el Instituto Nacional de Estadística (INE) desde 1981 y que desde 2006 es representativa del total del país. ¹¹ Esta encuesta releva las características de personas y hogares con relación a indicadores demográficos, sociales y de ingresos.

En la Tabla 1 se presentan los valores promedio para hombres y mujeres, en el tramo de edad entre 24 y 65 años, que se encuentran ocupados y reportan ingresos por trabajo en

¹¹ Anteriormente a 2006 se relevaba información solamente para las localidades de 5000 y más habitantes.

la categoría de ocupación de asalariados (públicos y privados) de cada una de las variables que se incorporan al análisis.

Las mujeres tienen en promedio más edad que los hombres y su media de años de educación es superior. En cuanto a la experiencia potencial y la antigüedad en el trabajo principal, los hombres en promedio superan a las mujeres en algo más de un año. Trabajan a tiempo completo el 96 % de los hombres y el 81 % de las mujeres, y todavía se mantiene asistiendo al sistema de enseñanza apenas un 5 % de los hombres y un 9 % de las mujeres.

El salario por hora del trabajo principal se construye a partir de la declaración de los individuos sobre su salario líquido mensual en el trabajo principal del mes anterior a la realización de la encuesta, y la declaración de horas semanales trabajadas en el trabajo principal la semana previa a ser encuestado. Los hombres perciben un salario por hora de 285.5 pesos y las mujeres de 258.8, lo que quiere decir que las mujeres perciben un salario 9.3 % menor que el que perciben los hombres.

La proporción de mujeres por tamaño de empresa¹³ es mayor en las clasificadas como grandes y si bien –tanto los hombres como las mujeres– se ubican en este tipo de establecimientos en el sector público, las primeras representan alrededor del 53 % del total. Entre los empleados en el sector privado, la participación de las mujeres en las pequeñas empresas (36 %) duplica la proporción de hombres (17 %). La participación de los hombres por rama de actividad en el sector privado es relativamente homogénea, mientras que las mujeres se concentran en Servicios comunales, sociales y personales; en el sector público ambos sexos tienden a concentrarse en esta rama, pero las mujeres representan casi el 57 % del total.

¹² La experiencia potencial se obtiene restando a la edad de cada individuo 6 años, es decir, los años previos al ingreso al sistema de enseñanza y la cantidad de años que pasó en ese sistema. La cantidad de años en su trabajo actual es una información que proviene de la ECH en base a respuesta del declarante.

¹³ La clasificación en empresa pequeñas, medianas y grandes se realiza en base a la cantidad de trabadores ocupados: pequeñas, menos de 5 empleados; entre 5 y 9, mediana y 10 y más, grande.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas

| Asalariados de 25 a 60 años. Total del país | | | | | | | |
|---|--------------|-------------|--|--|--|--|--|
| | Año | 2010 | | | | | |
| Variable | Hombres | Mujeres | | | | | |
| Logaritmo del salario | 5.5 | 5.4 | | | | | |
| Edad | 41.4 | 41.6 | | | | | |
| Años de estudio | 9.7 | 11.0 | | | | | |
| Montevideo | 0.47 | 0.51 | | | | | |
| Interior | 0.53 | 0.49 | | | | | |
| Tamaño de la empresa | (%) | (%) | | | | | |
| Pequeña | 14.0 | 27.6 | | | | | |
| Mediana | 11.3 | 7.8 | | | | | |
| Grande | 74.7 | 64.6 | | | | | |
| Total | 100.0 | 100.0 | | | | | |
| Rama | (%) | (%) | | | | | |
| Agropecuaria y Minería | 7.0 | 1.4 | | | | | |
| Industrias Manufactureras | 17.5 | 8.8 | | | | | |
| Electricidad, Gas y Agua | 2.1 | 0.9 | | | | | |
| Construcción Comercio, Restaurantes y Hoteles | 11.9 18.1 | 0.6 15.9 | | | | | |
| Transportes y Comunicaciones | 10.2 | 3.1 | | | | | |
| Servicios a empresas | 7.1 | 7.6 | | | | | |
| Servicios comunales, sociales y personales | 26.2 | 61.7 | | | | | |
| Total | 100.0 | 100.0 | | | | | |
| Asiste al sistema de enseñanza | 0.05 | 0.09 | | | | | |
| Trabaja a tiempo completo | 0.96 | 0.81 | | | | | |
| Experiencia laboral (en años) | 25.7 | 24.6 | | | | | |
| Tiempo en su empleo actual (en años) | 9.4 | 8.6 | | | | | |
| Tipo de ocupación (1 dígito) | (%) | (%) | | | | | |
| Miembros del poder ejecutivo y de los cuerpos legislativos y personal | | | | | | | |
| directivo de la administración pública | 7.5 | 6.6 | | | | | |
| Profesionales científicos e intelectuales | 7.4 | 16.1 | | | | | |
| Técnicos y profesionales de nivel medio | 8.3 | 6.9 | | | | | |
| Empleados de oficina | 9.5 | 19.0 | | | | | |
| Trabajadores de los servicios y vendedores de comercios y mercados | 9.4 | 19.4 | | | | | |
| Agricultores y trabajadores calificados agropecuarios y pesqueros | 3.6 | 0.6 | | | | | |
| Oficiales, operarios y artesanos de artes mecánicas y de otros oficios. | 23.8 | 4.1 | | | | | |
| Operadores y montadores de instalaciones y máquinas | 12.8 | 2.7 | | | | | |
| Trabajadores no calificados | 15.9 | 24.6 | | | | | |
| Fuerzas armadas | 1.7 | 0.1 | | | | | |
| Total | 100.0 | 100.0 | | | | | |
| Fuente: ECH- INE | | | | | | | |

4. Resultados

4.1. La segregación laboral de género

Los resultados del cálculo de la segregación laboral de género se presentan en la Tabla 2. La segregación ocupacional (basada en la clasificación de ocupaciones a tres dígitos CIUO88¹⁴) tendió a aumentar a lo largo de la década en el sector privado mientras disminuyó y es menor en el público¹⁵ (Tabla 2). Debe considerarse en la interpretación de estos resultados que se mantiene fija la estructura de las ocupaciones por lo cual solamente se identifica el efecto de su composición.

El Índice de Duncan presenta valores sustancialmente menores para la segregación medida por rama de actividad (a un dígito de la clasificación CIUO adaptada a Uruguay), que es decreciente en el sector privado y significativamente menor en el público. La menor segregación en el sector público también se observa en otros estudios, lo cual obedecería a las formas de contratación o de ascensos (basadas en concursos) que han permitido incluso que las mujeres incursionen en puestos de dirección y tengan una representación mayor en el nivel profesional, aunque pesan de manera significativa en las ocupaciones de la enseñanza. La segregación por tamaño de establecimiento no resulta relevante.

Tabla 2

| Índice de Duncan | | | | | | | | |
|--|-----------|---------|---------|-------|---------|---------|--|--|
| | 2001 2010 | | | | | | | |
| | Total | Privado | Público | Total | Privado | Público | | |
| Ocupaciones (tres dígitos) ¹⁷ | 0.60 | 0.62 | 0.55 | 0.63 | 0.66 | 0.54 | | |
| Rama de actividad (un dígito) | 0.35 | 0.44 | 0.14 | 0.35 | 0.41 | 0.13 | | |
| Tamaño de empresa | 0.16 | 0.21 | 0.01 | 0.14 | 0.19 | 0.00 | | |
| Fuente: Elaboración propia en base a ECH-INE | | | | | | | | |

A los efectos de la interpretación de estos resultados debe considerarse la sensibilidad del Índice a la mayor desagregación en el caso de las ocupaciones; a mayor agregación es menor la segregación que éste capta. La disminución de la segregación laboral de género en el sector público resulta compatible con la disminución observada en la brecha salarial por sexo en el período. En este sector la brecha tendió a cerrarse y en algunos períodos a favorecer a las mujeres.

¹⁴ Clasificación Internacional Uniforme de Ocupaciones

¹⁵ Amarante y Espino (2001) encuentran que la segregación ocupacional en el mercado laboral uruguayo es alta con un valor del ID de 0.568 en 1999, 0.539 entre los asalariados del sector público y 0.607 entre los del sector privado.

¹⁶ Esta menor segregación puede constituirse en un aspecto positivo si los espacios ganados obedecen a una real ruptura de los esquemas tradicionales de asignación de puestos, pero también puede reflejar relaciones de desigualdad, en tanto los hombres no permanecen en el sector público dado las mejores remuneraciones que reciben en el sector privado, donde es mayor la segregación. Objetividad del acceso al empleo (Ibáñez Pascual 2010).

¹⁷ Normalmente se aconseja utilizar clasificaciones de ocupaciones desagregadas, de preferencia a tres dígitos.

4.2. Desajustes por calificaciones

La proporción de trabajadores asalariados según tipos de ocupación –a partir de la clasificación CIUO88– que estarían afectados por sobreeducación y subeducación respecto los niveles educativos requeridos (criterio normativo) se muestra en la Tabla 3. Como puede observarse, hay una tendencia a la disminución de la subcalificación para ambos sexos durante el período. Las mujeres presentan una menor proporción de subcalificación reflejando el mayor nivel educativo promedio de la fuerza de trabajo femenina y probablemente las dificultades para ubicarse en puestos adecuados a sus calificaciones.

Las diferencias entre Montevideo y el interior del país favorecen a la capital; entre los más jóvenes los problemas de subcalificación son menores que en los tramos de edad sucesivos. La sobrecalificación es un problema de mayor magnitud –afecta a una mayor proporción de la fuerza de trabajo en forma agregada– que el de la subcalificación y es creciente en el tiempo. 18

En el caso uruguayo, el aumento de la incidencia de la sobreeducación en general y entre las mujeres en particular, podría obedecer a que los problemas para acceder al empleo por parte de la fuerza de trabajo femenina, estimulan a mejorar su situación educacional de manera de poder aspirar a una mayor gama de oportunidades ("señalización"). Por su parte, la segregación –tanto vertical como horizontal de género– en condiciones de aumento de la tasa de actividad femenina, también podría contribuir a esta explicación. Es decir, independiente de su formación educativa, las mujeres tienden a insertarse o a ser contratadas preferentemente en ciertas ramas y tipos de ocupación. ¹⁹

Tabla 3

| Proporción de trabajadores según calificación y características individuales de los asalariados | | | | | | | |
|---|----------|------|----------|-------|------|----------|--|
| (sector público y privado) (24 a 6 | 5 años). | | | | | | |
| | | 2000 | | 2010 | | | |
| Total de asalariados | Sobre | sub | adecuado | sobre | sub | adecuado | |
| Mujeres | 56.6 | 23.5 | 19.9 | 62.9 | 19.2 | 17.9 | |
| Hombres | 40.2 | 40.9 | 18.9 | 46.1 | 34.2 | 19.7 | |
| Asalariados del Sector público | | | | | | | |
| Mujeres | 69.2 | 18.3 | 12.5 | 71.1 | 15.1 | 13.9 | |
| Hombres | 45.2 | 36.1 | 18.7 | 54.0 | 27.5 | 18.5 | |
| Asalariados del Sector privado | | | | | | | |
| Mujeres | 52.3 | 25.3 | 22.4 | 60.3 | 20.5 | 19.2 | |
| Hombres | 38.3 | 42.7 | 19.0 | 43.9 | 36.1 | 20.1 | |
| Región | | | | | | | |
| Interior | 39.9 | 37.9 | 22.3 | 48.3 | 30.1 | 21.6 | |
| Montevideo | 54.6 | 28.4 | 17.1 | 60.8 | 23.3 | 15.9 | |
| Edad | | | | | | | |
| Hasta 29 años | 57.0 | 25.0 | 18.0 | 62.4 | 20.4 | 17.2 | |
| 30 a 39 años | 52.2 | 27.2 | 20.7 | 59.2 | 22.9 | 17.9 | |

¹⁸ Debe considerarse que mediante este método no se toman en cuenta los cambios en los requerimientos educativos para las diferentes ocupaciones (limitación que fue advertida antes), mientras que el nivel educativo de los ocupados tiende a aumentar. Ello debe relativizar las conclusiones acerca de las comparaciones inter-temporales; si bien la sobre educación también tiene una tendencia creciente cuando el cálculo se realiza a partir de la media, el cambio verificado parece menor.

¹⁹ En 2009 para "... 10 tipos de ocupación a dos dígitos, de un total de 23 en las que la participación femenina supera al 50 % del total, se concentra el 87 % de las ocupadas.

| 40 a 49 años | 48.3 | 32.8 | 19.0 | 52.5 | 27.9 | 19.6 | |
|--|------|------|------|------|------|------|--|
| 50 y más | 36.2 | 44.3 | 19.5 | 46.0 | 33.9 | 20.1 | |
| Total | 48.0 | 32.7 | 19.4 | 54.4 | 26.8 | 18.8 | |
| Fuente: Elaboración propia en base a ECH, INE. | | | | | | | |

4.3. Vinculación entre desajuste por calificaciones y segregación ocupacional

Las técnicas econométricas empleadas para estimar los determinantes de la sub o sobre calificación son modelos dicotómicos, *probit* o similares. En este trabajo se estiman modelos *probit* sobre la probabilidad de estar sobre y subcalificado para el año 2010 en base al criterio denominado normativo. Se trabajó con los ocupados en el tramo de edad de 24 a 65 años para la categoría de ocupación de asalariados.

La probabilidad de estar sobre o subcalificado como variable dependiente está determinada por el sexo (1=mujer, 0=hombre), los tramos educativos (5 *dummys* con tramos de educación en años), la región (Montevideo=1, interior=0) y el sector de actividad (público=1, privado=0); la experiencia potencial en tramos; variables *dummy* para dar cuenta de la asistencia al sistema de enseñanza, el trabajo a tiempo completo y las variables que capturan la segregación de género como variables independientes.

La sobrecalificación está asociada positivamente al sexo femenino mientras que lo contrario ocurre con la subcalificación. Cuando se incorporan las variables de segregación medida como la proporción de mujeres por tipo de ocupación en el modelo para la sobrecalificación, disminuye el efecto marginal del sexo debido al efecto de la segregación ocupacional. En las ocupaciones donde se agrupan las mujeres, como era de esperar, la probabilidad de la sobrecalificación sería mayor [Tabla 4 (Tabla A- 1, Tabla A- 2)].

Tabla 4 Efectos marginales de la probabilidad de estar sobre y subcalificado. Trabajadores Asalariados 2010

| VARIABLES | Todos sobre calificación (1) | Todos sobre calificación (2) | Todos sub calificación | Todos sub calificación |
|--|------------------------------|---------------------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | | | | |
| Mujer | 0.0998*** | 0.0463*** | -0.136*** | -0.0587*** |
| | (0.00561) | (0.00687) | (0.00678) | (0.00968) |
| % de mujeres en las ocupaciones | | 0.123*** | | -0.156*** |
| | | (0.0103) | | (0.0136) |
| Observaciones | | | 25,976 | 25,976 |
| Errores estándar entre paréntesis *** p< | <0.01, ** p<0.05 | , * p<0.1 | | |

Al analizar los cambios en la probabilidad de la sobrecalificación en forma separada para hombres y mujeres, puede observarse que la segregación ocupacional femenina se asocia positivamente con esta situación. El resto de las variables se comporta como señala la literatura, estableciéndose una asociación positiva entre la educación y la probabilidad de la sobrecalificación mientras que, respecto a la experiencia potencial, dicha asociación es negativa (Tabla 5).

Tabla 5 Efectos marginales de la Probabilidad de estar sobrecalificado según sexo de los trabajadores. Trabajadores Asalariados 2010

| Trabajadores risararrados 2010 | Hombres | Mujeres | Hombres | Mujeres |
|------------------------------------|------------|------------|------------|------------|
| VARIABLES | sobre1 | sobre1 | sobre1 | sobre1 |
| | | | | |
| Secundaria Incompleta | 0.984*** | 0.997*** | 0.988*** | 0.997*** |
| | (0.00178) | (0.000324) | (0.00144) | (0.000357) |
| Secundaria completa y terciaria | | | | |
| incompleta | 0.995*** | 0.985*** | 0.997*** | 0.986*** |
| | (0.000849) | (0.00105) | (0.000580) | (0.00116) |
| Universidad completa | 0.911*** | 0.819*** | 0.925*** | 0.819*** |
| | (0.00597) | (0.00486) | (0.00533) | (0.00632) |
| Magisterio y Profesorado | 0.985*** | 0.958*** | 0.989*** | 0.959*** |
| | (0.00201) | (0.00205) | (0.00155) | (0.00186) |
| Asiste | -0.0270*** | -0.112*** | -0.0292*** | -0.113*** |
| | (0.00972) | (0.0165) | (0.00817) | (0.0167) |
| Montevideo | -0.0130*** | 0.0154 | -0.0127*** | 0.0159 |
| | (0.00497) | (0.0106) | (0.00444) | (0.0106) |
| Tiempo completo | 0.0481*** | 0.0227 | 0.0456*** | 0.0336** |
| | (0.00937) | (0.0144) | (0.00792) | (0.0146) |
| Experiencia laboral (10 a 19 años) | -0.0550*** | -0.110*** | -0.0458*** | -0.111*** |
| | (0.00880) | (0.0179) | (0.00785) | (0.0180) |
| Experiencia laboral (20 a 29 años) | -0.0744*** | -0.0921*** | -0.0625*** | -0.0954*** |
| | (0.00857) | (0.0189) | (0.00765) | (0.0191) |
| Experiencia laboral (20 a 29 años) | -0.0836*** | -0.0942*** | -0.0717*** | -0.0988*** |
| | (0.00830) | (0.0194) | (0.00741) | (0.0195) |
| Experiencia laboral (+ de 39 años) | -0.0816*** | -0.154*** | -0.0710*** | -0.161*** |
| | (0.00782) | (0.0205) | (0.00692) | (0.0204) |
| Sector público | 0.00639 | -0.119*** | 0.00163 | -0.115*** |
| | (0.00606) | (0.0121) | (0.00532) | (0.0122) |
| % de mujeres en las ocupaciones | | | 0.0675*** | 0.102*** |
| | | | (0.00837) | (0.0258) |
| Observaciones | 16,031 | 15,652 | 16,031 | 15,652 |

Respecto a la subcalificación, el asistir a un centro de enseñanza aumenta su probabilidad así como la experiencia; el pertenecer al sector público presenta un coeficiente negativo para los hombres y positivo para las mujeres. La segregación ocupacional disminuye la probabilidad de estar subcalificado, en mayor medida para las mujeres (el coeficiente de las mujeres es casi el doble que el de los hombres) (Tabla 6).

 Tabla 6. Efectos marginales de la Probabilidad de estar subcalificado según sexo de los trabajadores.

Trabajadores Asalariados 2010

| | Hombres | | | Mujeres |
|---------------------------------|------------|-----------|-----------|-----------|
| | | Mujeres | Hombres | - |
| Secundaria Incompleta | -0.393*** | -0.260*** | -0.388*** | -0.268*** |
| | (0.0103) | (0.0102) | (0.0104) | (0.0102) |
| Secundaria completa y terciaria | | | | |
| incompleta | -0.399*** | -0.224*** | -0.389*** | -0.234*** |
| | (0.00887) | (0.0100) | (0.00921) | (0.00994) |
| Asiste | 0.0794*** | 0.0836*** | 0.0931*** | 0.0883*** |
| | (0.0297) | (0.0218) | (0.0299) | (0.0222) |
| Montevideo | 0.0251** | 0.00176 | 0.0275*** | 0.00149 |
| | (0.00990) | (0.00890) | (0.00992) | (0.00890) |
| Tiempo completo | -0.108*** | 8.12e-05 | -0.116*** | -0.0150 |
| | (0.0312) | (0.0122) | (0.0312) | (0.0127) |
| Experiencia laboral (10 a 19 | | | | |
| años) | 0.178*** | 0.134*** | 0.173*** | 0.135*** |
| | (0.0260) | (0.0247) | (0.0261) | (0.0249) |
| Experiencia laboral (20 a 29 | | | | |
| años) | 0.225*** | 0.126*** | 0.219*** | 0.132*** |
| | (0.0261) | (0.0255) | (0.0262) | (0.0260) |
| Experiencia laboral (20 a 29 | | | | |
| años) | 0.277*** | 0.132*** | 0.272*** | 0.142*** |
| | (0.0260) | (0.0261) | (0.0261) | (0.0267) |
| Experiencia laboral (+ de 39 | | | | |
| años) | 0.302*** | 0.239*** | 0.300*** | 0.254*** |
| | (0.0270) | (0.0294) | (0.0271) | (0.0301) |
| Sector público | -0.0315*** | 0.0995*** | -0.0259** | 0.0904*** |
| | (0.0122) | (0.0133) | (0.0123) | (0.0134) |
| % de mujeres en las ocupaciones | | | -0.103*** | -0.135*** |
| • | | | (0.0189) | (0.0208) |
| Observaciones | 13,989 | 11,987 | 13,989 | 11,987 |

Los resultados de los *probits* confirman el análisis descriptivo y dan cuenta de la importancia de las variables de segregación laboral de género en la probabilidad de encontrarse entre los trabajadores sobre o subcalificados.²⁰

4.4. El efecto de la segregación y los desajustes por calificación sobre las brechas salariales

Sexo, segregación y brechas salariales

determinar el efecto del sexo de los individuos y la segregación sobre las brechas salariales se estiman 3 ecuaciones: en primer lugar, se considera como variable explicativa solamente el sexo para luego incorporar variables de capital humano y de características de los puestos de trabajo, y finalmente las de segregación ocupacional.

De acuerdo a la metodología desarrollada en el apartado correspondiente, para

²⁰ En Espino (2011) se realizan *probit* para trabajadores en distintos tipos de ocupación encontrando que la probabilidad de estar sobreeducado para el puesto de trabajo que se ocupa entre los trabajadores agrícolas calificados y otros operarios (ocupaciones entre las cuales la fuerza de trabajo masculina está sobrerepresentada), los hombres, no presentan efectos marginales significativos, mientras que en el resto de las ocupaciones los efectos de signo negativo son significativos..

El logaritmo del salario refiere al salario líquido por hora de la ocupación principal;²¹ la educación se expresa en años finalizados en el sistema formal; la edad y la experiencia en el empleo actual se expresan en años y también se incorporan sus valores al cuadrado. Se incluye la variable dummy que indica si el individuo asiste al sistema educativo. A través de una variable dummy se captura la región de residencia del individuo, Montevideo (1) e Interior (0). Además, se incluye una variable dummy que toma valor 1 para quienes trabajan 20 horas semanales o más en el empleo principal. Esta variable se incluye para captar el posible efecto de la duración de la jornada laboral sobre el salario.²² El porcentaje de mujeres en la ocupación se calcula en base a las ocupaciones a tres dígitos.

En la **Tabla 7** se presentan los resultados de las estimaciones para las 4 ecuaciones. ²³ La primera (1) no considera variables de control con la idea de prestar atención específicamente al efecto del sexo del individuo. La (2) incorpora las variables de control que se relacionan con características individuales y la (3) recoge los efectos del trabajo a tiempo completo y la región. Finalmente, en la ecuación (4) se incluyen las variables de segregación.

El coeficiente asociado al sexo femenino (1) es negativo y aumenta su valor cuando se incluyen los controles de características individuales tales como las variables de capital humano. Esto implicaría que pese a la caída observada en las brechas salariales, factores asociados a la discriminación habrían crecido como parte de la explicación de dichas brechas (Amarante y Espino, 2003). Si bien la educación tiende a compensar las diferencias entre hombres y mujeres, como se ve, no lo logra completamente.

La ecuación (4) muestra que al incluir las diferentes medidas de segregación laboral el coeficiente asociado al sexo del trabajador disminuye 39 % en valor absoluto (de -0.269 a -0.182). En este sentido, se obtienen resultados similares a los de Bayard et al. (2003) que implican que aunque una parte importante de la brecha se explica por la segregación ocupacional femenina por tipo de ocupación y sector económico, una parte sustancial de esta brecha continúa siendo atribuible al sexo de los individuos.

A diferencia de otros resultados identificados en la literatura (Bayard et al., 2003), cuando se colocan las variables de control asociadas a las características individuales observables, la contribución del sexo aumenta y la educación y la trayectoria laboral solamente contrarrestan esos factores contribuyendo apenas a disminuir la magnitud de la brecha.

²¹ Según información del declarante a la ECH.

²² Rivas y Rossi (2000), así como Bucheli y Porzecanski (2011), encuentran que el trabajo en tiempo completo implica un menor salario por hora.

² Si el signo de los coeficientes del sexo es positivo, puede interpretarse como discriminación a favor de las mujeres y si es negativo, la situación es la inversa. En el caso de parámetros no significativos, no se estaría observando una diferencia en el salario vinculada a la discriminación de los individuos, más allá de la que pueda provenir de la segregación.

| Tabla 7 Estimaciones del logaritmo del salari | | porción de mujero | es en las |
|---|--------------------|-------------------|--------------|
| ocupaciones, establecimientos y ramas de act | (1) | (2) | (3) |
| Mujer | -0.143*** | -0.269*** | -0.182*** |
| | (0.00833) | (0.00680) | (0.00904) |
| Educación en años | | 0.0895*** | 0.0911*** |
| | | (0.00141) | (0.00140) |
| Experiencia | | 0.0148*** | 0.0143*** |
| | | (0.00152) | (0.00152) |
| Experiencia2 | | -0.000146*** | -0.000135*** |
| | | (2.18e-05) | (2.18e-05) |
| Tiempo de trabajo en el empleo actual | | 0.0355*** | 0.0356*** |
| | | (0.00109) | (0.00109) |
| Tiempo de trabajo en el empleo actual2 | | -0.000486*** | -0.000488*** |
| | | (3.34e-05) | (3.33e-05) |
| Tiempo completo | | -0.329*** | -0.356*** |
| | | (0.0107) | (0.0108) |
| Montevideo | | 0.101*** | 0.103*** |
| | | (0.00781) | (0.00774) |
| Sector (público -privado) | | 0.0853*** | 0.0842*** |
| | | (0.00875) | (0.00872) |
| % de mujeres en las ocupaciones | | | -0.195*** |
| | | | (0.0133) |
| Constante | 6.301*** | 4.608*** | 4.659*** |
| | (0.0281) | (0.0520) | (0.0519) |
| Observaciones | 57194 | 57194 | 57194 |
| Errores estándar entre paréntesis *** p<0.01, * | ** p<0.05, * p<0.1 | - | |

La descomposición de la brecha salarial requiere además de la estimación de los coeficientes establecer las diferencias entre las medias de hombres y mujeres. A continuación se presenta la contribución absoluta y relativa de cada una de las variables a la brecha salarial entre hombres y mujeres en base a la ecuación (3).

| Tabla 8 Estimaciones del logaritmo del salario por sexo y proporción de mujeres en las ocupaciones, establecimientos y ramas de actividad. Trabajadores asalariados. 2010 | | | | | | | |
|---|---------|---------|---------|--------------------------|------------------------------|--|--|
| • | Hombres | Mujeres | (1)-(2) | Contribución absoluta | Contribución relativa (%) | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | | |
| Logaritmo del salario por hora | 5.49 | 5.37 | 0.119 | | | | |
| Mujer | 0.00 | 1.00 | -1.00 | 0.18 | 144.0 | | |
| Educación (en años) | 9.84 | 11.14 | -1.30 | -0.12 | -93.5 | | |
| Experiencia | 25.50 | 24.54 | 0.97 | 0.01 | 10.9 | | |
| Experiencia 2 | 794.62 | 750.74 | 43.89 | -0.01 | -4.7 | | |
| Tiempo de trabajo en el empleo actual | 9.63 | 8.76 | 0.87 | 0.03 | 24.4 | | |
| Tiempo de trabajo en el empleo actual2 | 193.77 | 168.29 | 25.48 | -0.01 | -9.8 | | |
| Tiempo completo | 0.96 | 0.82 | 0.14 | -0.05 | -40.5 | | |
| Montevideo | 0.46 | 0.50 | -0.04 | 0.00 | -3.1 | | |
| Sector (público-privado) | 0.23 | 0.26 | -0.03 | 0.00 | -2.2 | | |
| % de mujeres en las ocupaciones | 0.26 | 0.74 | -0.48 | 0.09 | 74.4 | | |
| | | | | | | | |

La columna (4) reporta la contribución absoluta de cada variable a la brecha salarial y la columna (5) la relativa. Las estimaciones indican que la brecha es atribuible en orden decreciente al sexo de los trabajadores —que absorbe todo el aporte de la educación a la disminución de la brecha—, y la segregación ocupacional (74 %).²⁴

Macpherson y Hirsch (1995) advierten que el porcentaje de mujeres en las ocupaciones puede ser una *proxy* para otras características de los puestos de trabajo por lo que los efectos negativos estimados sobre los salarios pueden parcialmente reflejar compensaciones a los diferenciales basados en preferencias de los trabajadores así como requerimientos de calificaciones. Pero también a los efectos de la interpretación de estos resultados debe recordarse que las mujeres están ubicadas en ocupaciones, ramas y establecimientos que tienen una alta proporción femenina.²⁵

Los resultados presentados por una parte confirman estudios anteriores dando cuenta de la importancia de la segregación laboral en la brecha salarial por sexo. Por otra, estos resultados permiten observar que aunque una parte considerable de la brecha de sexo en los salarios se explica por la segregación de las mujeres en ocupaciones peor remuneradas, una porción sustancial de esta brecha sigue siendo atribuible al sexo de la persona.

Sexo, segregación y desajustes

Como en otros países, las mujeres en Uruguay a menudo presentan una educación superior a lo que normalmente se requiere para las diferentes ocupaciones, a diferencia del caso de los hombres, quienes con frecuencia tienen una educación inferior a lo que normalmente se requiere para su ocupación. Esta situación podría constituir un factor adicional a la brecha salarial de género. De manera de investigar en qué medida los desajustes por calificaciones tienen un impacto en la brecha salarial de género se consideran las variables de *mismatch* además de las tradicionales de educación, y la segregación de género que se analizó antes. Para ello se trabaja con cuatro ecuaciones. En la primera se evalúa la incidencia de la educación medida en años; en la segunda, se introducen las variables *Sobre y Sub que* corresponden a la proporción de ocupados sobrecalificados y subcalificados respectivamente, y miden si el salario real por hora podría estar influenciado por el tipo de trabajo más que por tener un nivel alto de calificación. En la tercera, la sobre y la subcalificación se miden en función de los

²⁴ A los efectos de la descomposición de las brechas se aplicó también el procedimiento de Oaxaca –sin corrección y con corrección por sesgo de selección– considerando como estructura salarial no discriminatoria, la de los hombres. Los resultados son consistentes con los obtenidos por el anterior procedimiento y cuando se corrige por sesgo de selección, estos prácticamente no varían. En este último caso, el valor del logaritmo del salario por hora se mantiene para los hombres y aumenta apenas para las mujeres, lo cual disminuye levemente la brecha. El componente no explicado de las diferencias es positivo y significativo. Con respecto a los componentes de la parte explicada resalta nuevamente el coeficiente de los años de educación, y con respecto a la parte no explicada, los mayores coeficientes de signo positivo corresponden a la segregación ocupacional y por rama de actividad.

²⁵ Bayard *et al.* (2003) encuentran que en comparación con las estimaciones de una sola ecuación, el efecto total estimado de sexo de un individuo es del mismo tamaño en valor absoluto usando la estructura salarial de las mujeres, pero más grande si se usa la estructura del salario masculino.

²⁶ La variable dependiente es el logaritmo del salario medio por hora del individuo *i; sobrecalifi* es una variable dicotómica que adquiere valor 1 si el trabajador *i* está sobreeducado en su empleo y 0 si no lo está; *subcalifi* es una variable dicotómica que vale 1 si el trabajador *i* está infraeducado y 0 en caso contrario (Verdugo y Verdugo, 1989).

años de escolaridad de los individuos respecto a los años requeridos, y en adelante se nombrará como sub y sobreeducación. Las variables *añosub* y *añosob* ²⁷ surgen de desagregar los años de educación requeridos para cada tipo de ocupación, menos años de los requeridos y más años.

El parámetro de la variable "subeducados" debe ser interpretado como la prima salarial de los subeducados por cada año de educación de diferencia entre los requeridos y los que se posee. El parámetro de "sobreeducados" debe interpretarse como la reducción de los retornos a la educación para cada año de sobreeducación cuando el individuo tiene más años de los que se requiere en su puesto.

En todas las ecuaciones se usan variables binarias para el sexo (que asume el valor 1 si es mujer). Los controles corresponden a la escolaridad medida en años (*Edu*), edad y edad al cuadrado (*Edad y Edad2*) y tiempo de trabajo en el empleo actual y al cuadrado (*Expfirm y Expfirm2*). La variable tiempo completo toma valor 1 cuando el trabajador trabaja 20 horas o más y 0 en otro caso. En las ecuaciones (2) y (4) se agregan las variables de segregación laboral de género.

Tabla 9 Regresiones salariales

| VARIABLES | Coeficientes | | | | | | | | |
|---------------------------------|--------------|------------|-----------|-----------|--|--|--|--|--|
| | (1) | (2) | (3) | (4 | | | | | |
| Mujer (sexo) | -0.244*** | -0.171*** | -0.249*** | -0.176*** | | | | | |
| | (0.00740) | (0.00982) | -0.00748 | (0.00990) | | | | | |
| Años de educación (Edu) | 0.121*** | 0.122*** | 0.108*** | | | | | | |
| | (0.00152) | (0.00152) | -0.00147 | | | | | | |
| Sobre calificación | | | -0.115*** | -0.113*** | | | | | |
| | | | -0.0102 | (0.0102) | | | | | |
| Sub calificación (Sub) | | | 0.145*** | 0.138*** | | | | | |
| | | | -0.0105 | (0.0105) | | | | | |
| Sobre educación (añosobre) | -0.0502*** | -0.0499*** | | | | | | | |
| | (0.00224) | (0.00224) | | | | | | | |
| Sub educación (añosub) | 0.0664*** | 0.0640*** | | | | | | | |
| | (0.00334) | (0.00332) | | | | | | | |
| % de mujeres en las ocupaciones | | -0.163*** | | -0.164*** | | | | | |
| - | | (0.0147) | | (0.0148) | | | | | |
| Constante | 4.111*** | 4.169*** | 4.247*** | 4.305*** | | | | | |
| | (0.0272) | (0.0277) | -0.0269 | (0.0275) | | | | | |
| Observaciones | 31,689 | 31,689 | 31,689 | 31,689 | | | | | |
| R2 | 0.438 | 0.441 | 0.427 | 0.430 | | | | | |

La estimación de la ecuación salarial (1) muestra como era de esperar, que a mayor educación, los trabajadores perciben mayores salarios mientras que el sexo –como ya se ha visto– tiene un fuerte efecto negativo (Tabla 9).

El diferencial salarial entre trabajadores que tienen características similares –también el mismo nivel educativo–, se explica parcialmente por el desajuste en las calificaciones. Las ecuaciones (2 y 3) muestran que en 2010, los años de sobreeducación tienen una tasa de retorno negativa (5 %) y la de los años de educación menores a los requeridos, si bien es positiva, cae (7 % y 6 %) respecto al 12 % observado para los años de educación. Estos resultados son consistentes con diversos estudios entre ellos (Hartog y

_

²⁷ Añosub=años de educación del individuo-educación requerida por el puesto de trabajo; añosob=años de educación del individuo-años de educación requerida por el puesto de trabajo.

Oostebeek, 1988; Rubb, 2003)²⁸, en que los retornos a los años requeridos exceden a los que sobrepasan esos requerimientos, los cuales a su vez exceden (el valor absoluto de) los retornos a la menor cantidad de años respecto a los requeridos.

Los resultados de las ecuaciones 4 y 5 explican las diferencias salariales entre trabajadores que tienen similares características y los mismos años de educación según estén dentro del segmento de los sobrecalificados o subcalificados. Controlando por educación, los trabajadores en la primera situación (sobrecalificados) en promedio ganan 11.5 % y 11.3 % menos que los adecuadamente calificados y los subcalificados entre 14.5 y 13.8 % por encima del promedio. La interpretación de esta situación podría consistir en que los sobrecalificados no tienen los niveles esperados de productividad o que la educación no garantiza la productividad o bien, que los bajos retornos salariales para los sobrecalificados estarían reflejando puestos de bajos salarios, o sea concentrarse en ocupaciones de bajos salarios como podría ser el caso de las mujeres.

Como se mostró, la distribución de ocupaciones por género en el mercado laboral uruguayo permite constatar la existencia de una fuerte asociación de carácter estructural entre tipos de ocupación y género. A los efectos de relacionar estos resultados con la segregación laboral y la discriminación económica se incorpora la variable porcentaje de mujeres según tipo de ocupación. Al agregar estas variables disminuye el coeficiente asociado al sexo y se mantienen relativamente similares los asociados a los desajustes. Debe notarse que la variable de segregación ocupacional en todos los casos presenta signo negativo, dando cuenta de su contribución a la brecha. ²⁹

Los resultados coinciden con los presentados en la literatura sobre la temática sugiriendo que todos los años de educación formal no tendrían el mismo rendimiento. Este, dependería tanto de la educación ofertada como de la demandada en el empleo, tal como sugiere la teoría de la asignación (Hartog y Oosterbeek 1988:188). El modelo ORU dado que brinda mayor información sobre la incidencia de las variables de capital humano en las remuneraciones sería superior a las ecuaciones que sólo incluyen la educación efectivamente adquirida (Hartog, 2000).

A los efectos de estimar la incidencia de los desajustes en las brechas salariales entre los sexos se realizan nuevas descomposiciones. En la Tabla 10 se muestran las contribuciones absolutas y relativas de las variables asociadas a los desajustes por calificaciones.

Como puede verse, el encontrarse en el segmento de los sobrecalificados y de los subcalificados contribuye a la brecha salarial aunque en una magnitud algo menor que las variables de segregación.

Tabla 10

_

| | Hombres | Mujeres | Diferencia | Contribución absoluta | Contribución relativa |
|--------------------------------|---------|---------|------------|--------------------------|--------------------------|
| Logaritmo del salario por hora | | | | | |

²⁸ Los retornos a la educación requerida son más altos que los retornos a la educación observada (Rubb, 2003).

²⁹ En 2009, de las 23 ocupaciones a dos dígitos en las que la participación femenina supera el 50 %, en 6 las brechas salariales por sexo son superiores al promedio (77.6 %); en el caso de los "trabajadores no calificados de ventas y servicios" (91) no existe el diferencial, pero el salario es sustancialmente inferior al promedio de los asalariados privados" (Espino, 2011).

| Sexo | 0.00 | 1.00 | -1.0 | 0.2 | 147.4 |
|--|--------|--------|------|------|--------|
| Educación (años) | 9.84 | 11.14 | -1.3 | -0.1 | -118.4 |
| Experiencia | 25.50 | 24.54 | 0.97 | 0.0 | 9.0 |
| Experiencia2 | 794.62 | 750.74 | 43.9 | -0.0 | -5.4 |
| Tiempo de trabajo en el empleo actual | 9.63 | 8.76 | 0.9 | 0.0 | 25.6 |
| Tiempo de trabajo en el empleo actual2 | 193.77 | 168.29 | 25.5 | -0.0 | -10.1 |
| Tiempo completo | 0.96 | 0.82 | 0.1 | -0.1 | -41.5 |
| Montevideo | 0.46 | 0.50 | -0.0 | 0.0 | -3.6 |
| Sector público | 0.23 | 0.26 | -0.0 | 0.0 | -2.2 |
| Sobre calificación | 0.47 | 0.64 | -0.6 | 0.0 | 16.3 |
| Sub calificación | 0.34 | 0.19 | 0.5 | 0.0 | 17.6 |
| % de mujeres en las ocupaciones | 0.26 | 0.74 | -0.5 | 0.1 | 65.3 |

Cuando se controla por las variables que dan cuenta de la escolaridad requerida por los puestos de trabajo, una escolaridad inferior o superior (todas medidas en años de educación) se obtienen los siguientes resultados que confirman hallazgos previos (Tabla 11).

Tabla 11

| | | | | Contribución | Contribución |
|---------------------------------------|---------|---------|------------|--------------|--------------|
| | Hombres | Mujeres | Diferencia | absoluta | relativa (%) |
| Logaritmo del salario por hora | 5.49 | 5.38 | 0.117 | | |
| Mujer | 0 | 1.00 | -1.0 | 0.17 | 143.5 |
| Educación | 9.84 | 11.14 | -1.3 | -0.16 | -132.7 |
| Experiencia | 25.50 | 24.54 | 1.0 | 0.01 | 9.8 |
| Experiencia2 | 794.62 | 750.74 | 43.9 | -0.01 | -6.1 |
| Tiempo de trabajo en el empleo actual | 9.63 | 8.76 | 0.9 | 0.03 | 24.9 |
| Tiempo de trabajo en el empleo | | | | | |
| actual2 | 193.77 | 168.29 | 25.5 | -0.01 | -9.8 |
| Tiempo completo | 0.96 | 0.82 | 0.1 | -0.05 | -39.8 |
| Montevideo | 0.46 | 0.50 | 0.0 | 0.00 | -3.7 |
| Sector público | 0.23 | 0.26 | 0.0 | -0.002 | -1.5 |
| Sobre educación (añosobre) | 1.42 | 2.02 | -0.6 | 0.03 | 24.8 |
| Sub educación (añosub) | 0.91 | 0.45 | 0.5 | 0.03 | 24.9 |
| % de mujeres en las ocupaciones | 0.26 | 0.74 | -0.5 | 0.078 | 65.7 |

Por una parte, a las mujeres presentan retornos inferiores a los hombres (incluso cuando presentan los años requeridos para el puesto que ocupan)³⁰ y la mayor escolaridad femenina se ve contrarrestada por la penalización salarial que implica la sobreeducación. Por tanto, también en el caso uruguayo, los desajustes en las calificaciones pueden ser uno de los mecanismos de "trato desigual" que aparece como "inexplicable" en descomposiciones tradicionales de la brecha salarial de género (Johansson y Katz, 2007).

En definitiva, a pesar de que las mujeres han invertido igual o más en educación que los hombres, sus salarios se ven deprimidos tanto porque los retornos son más bajos que para los hombres, como porque consiguen trabajos peor pagados que los hombres para el mismo nivel educativo.

³⁰ Las regresiones realizadas en forma separada para hombres y mujeres comprueban esa afirmación.

5. Conclusiones

Este trabajo se propuso por una parte, re-examinar la magnitud de la segregación laboral de género y su incidencia en las brechas salariales y en los desajustes por calificaciones. Por otra, se planteó investigar en qué grado dichos desajustes a su vez, tienen un impacto que colabora en el mantenimiento de dichas brechas.

Como se ha señalado, los resultados indican que la segregación laboral de género resulta un fenómeno importante en Uruguay para entender la persistencia de las brechas salariales entre trabajadores de ambos sexos. A pesar de ello, aunque una parte considerable de la brecha de sexo en los salarios se explica por la segregación de las mujeres en ocupaciones y sectores con bajas remuneraciones, una parte sustancial de esta brecha sigue siendo atribuible al sexo de las personas.

La investigación —así como la discusión política— sobre la igualdad de género en los salarios ha prestado mayor atención a la segregación laboral que a las discrepancias entre la escolaridad y el nivel de empleo. Sin embargo, la probabilidad de encontrarse en situación de sobrecalificación es mayor para las mujeres y contrariamente, la de estar subcalificado es mayor para los hombres. La segregación ocupacional incide positivamente tanto entre los hombres como entre las mujeres en la probabilidad de la sobrecalificación.

Como se ha visto, al igual que en otros países, las mujeres presentan a diferencia de los hombres una educación que es superior a lo que normalmente se requiere para su ocupación, lo cual contribuye a la brecha salarial de género. Es decir, las primas por educación son inferiores para las mujeres y a ello se agregan los impactos de los desajustes en la brecha salarial, entre los que se cuenta la penalización por la sobreeducación, situación que las afecta en mayor medida.

Las brechas salariales son una expresión de la desigualdad de género vinculada a una variedad de factores propios y ajenos al mercado. El enfoque de capital humano estrictamente no permite explicar por qué, si las mujeres en la fuerza laboral presentan mayor escolaridad en promedio, y como se ha visto las diferencias de género en la experiencia de trabajo son pequeñas, se mantienen dichas brechas. Esto es, las variables tradicionales de capital humano prácticamente no explican la brecha salarial de género. De hecho, con un modelo que incluye sólo la educación y la experiencia, el término de dotación resulta en la descomposición negativo. Por tanto, ello puede estar dando cuenta de otras formas de discriminación tanto por el lado de la oferta como de la demanda, relacionadas como se ha visto con la segregación, así como a las dificultades para obtener empleos de mayor calificación pese a sus mayores niveles educativos en promedio.

Estos hallazgos tienen evidentes implicaciones de política: si la segregación a lo largo de diferentes dimensiones da cuenta de la mayor parte de la brecha salarial por sexo, las políticas tendientes a la igualdad de oportunidades en el empleo y la promoción y la acción afirmativa serían fundamentales para el cierre de esta brecha. Por su parte, la carencia de información de fuente establecimiento no permite un análisis que considere la segregación ocupacional de género al interior de las empresas. Ello daría lugar a extraer conclusiones de política más específicas que podrían estar ligadas por ejemplo, a la negociación colectiva.

Bibliografía

- **Alba-Ramírez, Alfonso** (1993). "Mismatch in the Spanish Labor Market". *The Journal of Human Resources*, vol. 28, n.° 2, pp. 259-278.
- **Allen, James Patrick y Van der Velden, Rolf** (2001). "Educational mismatches versus skill mismatches: effects on wages, job satisfaction, and on-the-job search". *Oxford Economic Papers*, vol 53, num 3, Oxford University Press, July, 2001, pp.434–452.
- **Amarante, Verónica y Espino, Alma** (2004). "La segregación ocupacional de género y las diferencias en las remuneraciones de los asalariados privados. Uruguay, 1990-2000". *Desarrollo Económico. Revista de Ciencias Sociales*. Vol. 44, Nº 173, Buenos Aires, IDES, abril-junio 2004, pp. 109-129.
- Amarante, Verónica y Espino, Alma (2002). "La Evolución de la Segregación Laboral por Sexo en Uruguay (1986-1999)". Revista de Economía. Segunda Epoca Vol. IX, num 1. Montevideo, Banco Central del Uruguay, mayo, pp. 165-188.
- Atal, Juan Pablo; Ñopo, Hugo, y Winder, Natalia (2009). "New Century, Old Disparities: Gender and Ethnic Wage Gaps in Latin America," Research Department Publications 4640, Inter-American Development Bank, Research Department.
- **Badillo-Amador, Lourdes, García-Sánchez, Antonio y Vila, Luis** (2005). "Mismatches in the spanish labor market: Education vs. competence match". *International Advances in Economic Research*. Berlin, Springer, vol 11, num (1), febrero, pp. 93–109.
- **Barraza Narváez, Nacira** (2010). "Discriminación salarial y segregación laboral por género en las áreas metropolitanas de Barranquilla, Cartagena y Ediciones". Uninorte Barranquilla, Colombia. Serie Documentos IEEC N°31, junio.
- Bayard, Kimberly, Hellerstein, Judith, Neumark, David, Troske, Kenneth (2003). "New Evidence on Sex Segregation and Sex Differences in Wages from Matched Employee-Employer Data". *Journal of Labor Economics*, Chicago, The University of Chicago Press, Vol. 21, num 4, October, 2003, pp. 887-922.
- **Becker**, Gary (1962). "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis," <u>Journal of Political Economy</u>, Chicago, The University of Chicago Press, vol. 70, núm 5, octubre, pp. 9.
- **Becker, Gary** (1975). Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education, 2^a ed. Chicago: University of Chicago.
- **Bergmann, Barbara** (1974). "Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race or Sex". *Eastern Economic Journal*, Easton, Eastern Economic Association, vol. 1, núm 2, abril-julio, pp. 103-110.
- **Bernat Díaz, Luisa Fernanda** (2009). "Los hombres al trabajo y las mujeres en la casa: ¿Es la segregación ocupacional otra explicación razonable de las diferencias salariales por sexo en Cali?". *Borradores de Economía y Finanzas*. Colombia. Ed.: Universidad ICESI, vol.1 fasc.16.
- **Blau, Francine D.** (1998). "Trends in the Well-Being of American Women, 1970-1995," *Journal of Economic Literature*, American Economic Association, vol. 36(1), pp. 112-165, marzo.

- **Blau, Francine D., y Ferber, Marianne A.** (1991). "Career Plans and Expectations of Young Women and Men: The Earnings Gap and Labor Force Participation," *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, vol. 26(4), pp. 581-607.
- **Blau, Francine y Kahn, Lawrence M.** (1997). "Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s", *Journal of Labor Economics*, vol 15, núm 1, Chicago, The University of Chicago Press, enero, pp. 1–42.
- **Büchel, Felix y Battu, Harminder** (2002). "The Theory of Differential Overqualification: Does it Work?" Discussion Paper Series No. 511, Bonn, Institute for the Study of Labor (IZA), junio.
- **Bucheli, Marisa y Porzecanski, Rafael** (2011). "Racial Inequality in the Uruguayan Labor Market: An Analysis of Wage Differentials Between Afrodescendants and Whites", *Latin American Politics and Society*. University of Miami. Vol. 53 (2), pp. 113–150.
- Cabral Vieira, José A.; Rute Cardoso, Ana, y Portela, Miguel (2003). "Recruitment and Pay at the Establishment Level: Gender Segregation and the Wage Gap in Portugal," IZA Discussion Papers 789, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Campos-Soria, J. A.; Marchante-Mera, A., y Ropero-García M. A. (2011). "Patterns of occupational segregation by gender in the hospitality industry", International Journal of Hospitality Management 30 (1), pp. 91-102.
- **Chevalier, Arnaud** (2003). "Measuring Over-education", *Economica* 70(279), pp. 509–531, agosto.
- **Cohn E. y Khan S.P.** (1995) "The wage effects of overschooling revisited", *Labour Economics* 2(1), pp. 67-76, marzo.
- **Cohn, Elchanan y Ng, Ying Chu** (2000). "Incidence and Wage Effects of Overschooling and Underschooling in Hong Kong", *Economics of Education Review*, Amsterdam, Elsevier, vol 9, núm 2, abril, pp. 159–168.
- **Daly, Mary C., Büchel, Félix, y Duncan, Greg J.** (2000). "Premiums and penalties for surplus and deficit education. Evidence from the United States and Germany". *Economics of Education Review*, Amsterdam, Elsevier, vol 19, núm 2, abril, pp. 169–178.
- **Duncan, Otis Dudley y Duncan, Beverly** (1995). "A Methodological Analysis of Segregation Indexes". *American Sociological Review*, Washington, American Sociological Association, vol 20, núm 2, abril, pp. 210-217.
- **Duncan, Greg J. y Hoffman, Saul D.** (1981). "The incidence and wage effects of overeducation". *Economics of Education Review*, Amsterdam, Elsevier, vol 1, núm 1, invierno, pp. 75–86.
- England, P., 1992. Comparable Worth. Theories and Evidence, Aldine de Gruyter, Nueva York.
- **Espino, Alma** (2011). "Evaluación de los desajustes entre oferta y demanda laboral por calificaciones en el mercado laboral de Uruguay". *Revista de Economía del Rosario*. vol. 14. núm. 2, Colombia, Facultad de Economía Universidad del Rosario, julio-diciembre, pp. 99-133.
- **Frank, Robert H.** (1978). "Why Women Earn Less: The Theory and Estimation of Differential Overqualification", *American Economic Review*, Pittsburgh, American Economic Association, vol. 68, núm. 3, pp. 360-373.
- **Groeneveld, S. y Hartog, Joop** (2004). "Overeducation, wages and promotions within the firm". *Labour Economics*, Chicago, The University of Chicago Press, vol. 11, núm. 6, Chicago, pp.701–714.

- **Groot, Wim y Maassen van den Brink, Henriëtte** (2000). "Overeducation in the labor market: A meta-analysis." *Economics of Education Review*, Amsterdam, Elsevier, vol. 19, núm. 2, pp. 149–158.
- **Halaby, Charles N.** (1994): "Overeducation and Skill Mismatch", *Sociology of Education*, 67, pp. 47-59.
- **Hartog, Joop** (2000a). "Over-education and earnings: where are we, where should we go?", *Economics of Education Review*, Amsterdam, Elsevier, vol. 19, núm. 2, pp. 131–147.
- **Hartog, Joop** (2000b). "On returns to education: wandering along the hills of ORU land", en Heijke, H. y Muysken, J. (eds.), *Education and Training in a Knowledge-based Society*, Macmillan, Houndmills, pp. 3-45.
- **Hartog, Joop, y Oosterbeek, Hessel** (1988). "Education, allocation and earnings in the Netherlands: Overschooling?", *Economics of Education Review*, Amsterdam, Elsevier, vol. 7, núm 2, pp. 185–194.
- Hertz, Tom; Campos, Ana Paula de la O, y Zezza, Alberto (2008). "Wage Inequality in International Perspective: Effects of Location, Sector, and Gender". *ESA Working Paper 8/08*). Roma, Italia: Food and Agriculture Organization of the United Nations, Agricultural and Development Economics Division (ESA).
- **Groot, W., y Maassen van de Brink, H.** (2000), "Overeducation in the Labor Market: a Meta-analysis", *Economics of Education Review*, 19, pp. 149-158
- **Ibañez Pascual, Marta** (2010). "Al otro lado de la segregación ocupacional por sexo: hombres en ocupaciones femeninas y mujeres en ocupaciones masculinas", *Revista Internacional de Sociología*, vol. 68, núm. 1, pp. 145-164.
- **Johansson, Mats, y Katz, Katarina** (2007). "Wage differences between women and men in Sweden. The impact of skill mismatch". Working Paper núm. 13, Uppsala, Institute for Labour Market Policy Evaluation, 100 p.
- **Johnson, George, y Solon, Gary** (1986). "Estimates of the direct effects of comparable worth", *American Economic Review*, Pittsburgh, American Economic Association, vol. 76, núm. 5, pp. 1117-1125.
- **Killingsworth, Mark R.** (1990). *The Economics of Comparable Worth*. Kalamazoo, MI: W.E. Upjohn Institute for Employment Research.
- **Leuven, Edwin, y Oosterbeek, Hessel** (2011). "Overeducation and mismatch in the labor market". IZA Discussion Papers *5523*. Bonn, Institute for the Study of Labor (IZA). marzo, 56 pp.
- **Macpherson, David, y Hirsch, Barry** (1995). "Wages and Gender Composition Why Do Womens Jobs Pay Less". *Journal of Labor Economics*, Chicago, The University of Chicago Press, vol. 13, núm. 3, 1995, pp. 426-471.
- Nopo, Hugo; Atal, Juan Pablo; Winder, Natalia (2010). "New Century, Old Disparities. Gender and Ethnic Wage Gaps in Latin America". Discussion Paper núm. 5085, Bonn, Institute for the Study of Labor (IZA), julio.
- **Palacio, J. I., y Simón, H.** (2006). "Segregación laboral y diferencias salariales por razón de sexo en España", *Estadística Española*, vol. 48, núm. 163.
- **Rivas, Florencia, y Rossi, Máximo** (2000). "Discriminación salarial en el Uruguay 1991-1997". Documento de Trabajo núm. 07/00, Universidad de la República, Departamento de Economía Facultad de Ciencias Sociales.
- **Rubb, Stephen** (2003). "Overeducation in the Labor Market: a Comment and Re-Analysis of a Meta-Analysis", *Economics of Education Review*, Amsterdam, Elsevier, 22, núm. 6, pp. 621–629.

- **Rumberger, Russell** (1987). "The Impact of Surplus Schooling on Productivity and Earnings", *Journal of Human resources*, Madison, University of Wisconsin Press, vol. 22, núm. 1, pp. 24–50.
- Oaxaca, Ronald (1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets", International Economic Review, Oxford, Wiley-Blackwell, núm. 14, pp. 693–704.
- **Polachek, Salomon** (1979). "Occupational Segregation Among Women: Theory, Evidence, and a Prognosis" en C. B. Lloyd, E. S. Andrews, y C. L. Gilroy (eds.), *Women in the Labor Market*, Nueva York, Columbia University Press, pp. 137-157.
- **Sattinger, Michael** (1993). "Assignment Models of the Distribution of Earnings", *Journal of Economic Literature*, Pittsburgh, American Economic Association, vol. 3, núm, 2 pp. 851-880.
- **Sicherman, Nachum** (1991). "Overeducation' in the Labor Market", *Journal of Labor Economics*, Chicago, The University of Chicago Press, vol. 9, núm. 2, pp. 101-102.
- **Schultz, Theodore** (1961). "Investment in Human Capital". *The American Economic Review*. Pittsburgh, American Economic Association, vol. 51, núm. 1, marzo, pp. 1-17.
- **Sloane, P.; Battu, H., y Seaman, P.** (1999), "Overeducation, Undereducation and the British Labour Market", *Applied Economics*, 31, pp. 1437-1453.
- **Spence**, **A. M.** (1973). "Job Market Signaling". *Quarterly Journal of Economics*, The MIT Press, vol. 87, núm. 3, pp. 355-374.
- **Thurow, Lester C.** (1975). Generating Inequality: Mechanisms of Distribution in the U.S. Economy. Nueva York, Basic Books.
- **Verdugo, Richard, y Verdugo, Naomi** (1989). "The impact of surplus schooling on earnings: Some additional findings". *Journal of Human Resources*, Wisconsin, The University of Wisconsin Press, vol. 24, núm. 4, pp. 629-643.

Tabla A- 1. Efectos marginales de la Probabilidad de estar sobre calificado.

| 140.44.11 14.12.14.14.16.14.14.14.14.14.14.14.14.14.14.14.14.14. | at in 1100monium a | 0 00001 00010 00011 | |
|--|--------------------|---------------------|--|
| Mujer | 0.0998*** | 0.0463*** | |
| | (0.00561) | (0.00687) | |
| Secundaria Incompleta | 0.999*** | 0.999*** | |
| | (7.44e-05) | (9.26e-05) | |
| Secundaria completa y estudios terciarios incompletos | 0.993*** | 0.994*** | |
| | (0.000403) | (0.000411) | |
| Universidad completa | 0.881*** | 0.885*** | |
| | (0.00318) | (0.00287) | |
| Magisterio y Profesorado | 0.978*** | 0.979*** | |
| | (0.000773) | (0.000977) | |
| Asiste | -0.0650*** | -0.0686*** | |
| | (0.00882) | (0.00842) | |
| Montevideo | -0.00365 | -0.00460 | |
| | (0.00530) | (0.00524) | |
| Tiempo completo | 0.0260*** | 0.0382*** | |
| | (0.00878) | (0.00842) | |
| Experiencia laboral (10 a 19 años) | -0.0802*** | -0.0768*** | |
| | (0.00905) | (0.00896) | |
| Experiencia laboral (20 a 29 años) | -0.0909*** | -0.0881*** | |
| | (0.00902) | (0.00888) | |
| Experiencia laboral (20 a 29 años) | -0.0986*** | -0.0979*** | |
| | (0.00881) | (0.00864) | |
| Experiencia laboral (+ de 39 años) | -0.117*** | -0.118*** | |
| | (0.00852) | (0.00824) | |
| Sector público | -0.0415*** | -0.0410*** | |
| | (0.00606) | (0.00604) | |
| % de mujeres en las ocupaciones | | 0.123*** | |
| | | (0.0103) | |
| Observaciones | 31,683 | 31,683 | |
| Errores estándar entre paréntesis *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 | | | |

Tabla A- 2 Probabilidad de estar sub calificado

| Mujer | -0.136*** | -0.0587*** |
|--|--------------------|------------|
| y. | (0.00678) | (0.00968) |
| Secundaria Incompleta | -0.335*** | -0.335*** |
| | (0.00737) | (0.00740) |
| Secundaria completa y estudios | | |
| terciarios incompletos | -0.310*** | -0.307*** |
| | (0.00678) | (0.00683) |
| Universidad completa | 0.0977*** | 0.108*** |
| | (0.0187) | (0.0188) |
| Magisterio y Profesorado | 0.0129* | 0.0151** |
| | (0.00681) | (0.00683) |
| Asiste | -0.00575 | -0.0259** |
| | (0.0126) | (0.0130) |
| Montevideo | 0.161*** | 0.156*** |
| | (0.0188) | (0.0189) |
| Tiempo completo | 0.183*** | 0.180*** |
| | (0.0194) | (0.0194) |
| Experiencia laboral (10 a 19 años) | 0.212*** | 0.212*** |
| | (0.0198) | (0.0198) |
| Experiencia laboral (20 a 29 años) | 0.278*** | 0.282*** |
| | (0.0209) | (0.0209) |
| Experiencia laboral (20 a 29 años) | 0.0350*** | 0.0346*** |
| | (0.00912) | (0.00913) |
| Experiencia laboral (+ de 39 años) | | -0.156*** |
| | | (0.0136) |
| Sector público | | -0.0587*** |
| | | (0.00968) |
| % de mujeres en las ocupaciones | | -0.335*** |
| , | | (0.00740) |
| Errores estándar entre paréntesis *** p< | 0.01 ** n<0.05 * n | |
| Resultados completos en Anexo (Tabla A | | |

Definición de variables

| Logaritmo del salario: | se calcula sobre salario líquido por hora de la ocupación principal |
|---|--|
| Sexo: | Dummy asume el valor 1 si es mujer; 0 si es hombres |
| Educación: | años de escolaridad finalizados en el sistema formal (Edu) |
| Experiencia potencial: | edad del individuo menos los 6 años previos al ingreso al sistema de enseñanza (Exp y Exp2) |
| Asiste: | dummy asume el valor 1 si el individuo asiste al sistema educativo (asiste). |
| Región: | dummy asume valor 1 si el individuo reside Montevideo. |
| Tiempo en el empleo actual: | años en el empleo actual (Expfirm y Expfirm2). |
| Tiempo completo | dummy que toma valor 1 para quienes trabajan 20 horas semanales o más en el empleo principal (full). |
| % de mujeres en la ocupación: | en base a las ocupaciones a tres dígitos (CIUUO88) (segM); |
| % de mujeres por tipo de establecimiento: | se basa en la clasificación de las empresas según número de empleados |
| | (segtam); |
| % de mujeres por rama de actividad | se calcula a partir de la clasificación CIIU a un dígito (segram). |
| Sobre calificación: | dummy adquiere valor 1 si el trabajador está sobrecalificado para el puesto que ocupa(Sobrecalifi) |
| Subcalificación: | dummy que vale 1 si el trabajador está infra-educado para el puesto que ocupa (subcalif) |
| Sobreeducación: | cantidad de años de educación menos años requeridos por la ocupación (AñosSobre= AñosEduc – AñosReq) |
| Subeducación: | cantidad de años de educación requeridos menos años observados (AñosInfra= AñosReq – AñosEduc) |