

# Discriminación salarial en el mercado de trabajo español con especial referencia al caso de Andalucía

JOSÉ IGNACIO GARCÍA PÉREZ  
MARÍA DOLORES MORALES LÓPEZ



El Centro de Estudios Andaluces es una entidad de carácter científico y cultural, sin ánimo de lucro, adscrita a la Consejería de la Presidencia de la Junta de Andalucía.

El objetivo esencial de esta institución es fomentar cuantitativa y cualitativamente una línea de estudios e investigaciones científicas que contribuyan a un más preciso y detallado conocimiento de Andalucía, y difundir sus resultados a través de varias líneas estratégicas.

El Centro de Estudios Andaluces desea generar un marco estable de relaciones con la comunidad científica e intelectual y con movimientos culturales en Andalucía desde el que crear verdaderos canales de comunicación para dar cobertura a las inquietudes intelectuales y culturales.

**Las opiniones publicadas por los autores en esta colección son de su exclusiva responsabilidad**



# Discriminación salarial en el mercado de trabajo español con especial referencia al caso de Andalucía

José Ignacio García Pérez  
Centro de Estudios Andaluces y Universidad Pablo de Olavide  
María Dolores Morales López  
Centro de Estudios Andaluces

## RESUMEN

El objetivo de este trabajo es analizar cuáles son los factores que contribuyen a explicar las diferencias salariales entre hombres y mujeres en España y en Andalucía como caso particular. Para ello, se utiliza una variante al Método de Descomposición Salarial de Blinder–Oaxaca, en el cual se tiene en cuenta la censura de los datos salariales utilizados y se estiman ecuaciones de salarios suponiendo que la varianza no es constante sino dependiente de distintas características individuales. Utilizando estas técnicas y datos administrativos procedentes de un fichero de la Seguridad Social, los resultados indican que aproximadamente un 83% de las diferencias salariales medias, 17.3 puntos porcentuales, pueden ser consecuencia de la discriminación. Además, la cualificación requerida para un trabajo parece ser una fuente muy importante para explicar las diferencias salariales discriminatorias. Con respecto a Andalucía, encontramos evidencia de una menor discriminación salarial, en torno al 72.5% de los 17.7 puntos porcentuales observados en las diferencias salariales.

**Palabras clave:** discriminación Salarial, descomposición Oaxaca-Blinder, modelos censurados, Andalucía.

## ABSTRACT

The aim of this paper is to analyze what factors contribute to explain wage differences between men and women in Spain and in Andalusia as a particular case. We apply a variant of the Oaxaca-Blinder's Decomposition Method in which the problem of censored data is taken into account. Moreover, we suppose that the wage variance depend of different individual characteristics, i.e, it is not constant when estimating the wage equations for both genders. Using these methods and administrative data from the Spanish Social Security, the results show that 83% of the estimated wage differences, 17.3 percentage points, is due to gender discrimination. Moreover, we find that the skills required for the job are a very important variable in order to explain wage discrimination. In the case of Andalusia, gender discrimination is about 72.5 % of the 17.7 percentage points obtained as estimated wage differences.

**Keywords:** wage discrimination, Blinder-Oaxaca decomposition, censored models, Andalusia.

**JEL classification:** C34, J16, J31, J71

## 1.- Introducción

La mayoría de los indicadores que comúnmente se utilizan para medir la situación del mercado laboral son desfavorables para las mujeres: éstas tienen una menor presencia en el mercado laboral, están excluidas de algunas ocupaciones (Dolado *et al.*, 2004), tienen una mayor representación en los empleos temporales, sufren mayores niveles de desempleo y cobran salarios inferiores a los hombres (García *et al.*, 2001). Es en este último aspecto, la discriminación salarial entre hombres y mujeres, donde se centra el presente trabajo.

No son pocos los intentos que se han hecho con el objetivo de analizar las diferencias salariales entre hombres y mujeres dado que este tema suscita un gran interés no solamente entre los investigadores del mercado de trabajo, sino también entre otras áreas de las ciencias sociales. Si cabe, este tema ha cobrado aún más relevancia a medida que ha ido aumentando la participación de la mujer en el mercado de trabajo (Arellano *et al.*, 1995). En concreto, para España podemos encontrar numerosos trabajos aplicados sobre este tema, si bien la falta de datos a nivel individual ha condicionado siempre este tipo de estudio. Entre los trabajos existentes para la economía española cabe destacar los de García (1993), Ugidos (1994), Hernández (1995), Prieto (1995), García-Crespo (1996), De la Rica y Ugidos (1995), Manero (1999) y Simón (2006). En la mayoría de estos trabajos el objetivo fundamental es estimar el grado de discriminación salarial en España, y en algunos como el De la Rica y Ugidos (1995) se analiza en detalle el papel de las diferencias en capital humano sobre dicha discriminación. Algunos autores como Aláez y Ullibarri (2000) han dedicado su estudio al análisis de las diferencias regionales en la discriminación salarial. Otros autores han centrado su estudio en una comunidad autónoma, como es el caso de Aláez y Ullibarri (1999) para la comunidad vasca o Pena-Boquete y Fernández (2006) para la comunidad de Galicia. En cuanto al caso de la comunidad andaluza, hasta donde tenemos constancia, no se ha realizado ningún estudio relativo a este tema salvo García-Crespo (2001).

Las diferencias por género en el mercado de trabajo han estado siempre presentes. La literatura económica normalmente habla de discriminación salarial cuando dos trabajadores con idénticas potencialidades (en esencia misma productividad marginal del trabajo) cobran salarios distintos por razones ajenas al ámbito económico, es decir, cuando las diferencias salariales no pueden explicarse por diferencias objetivas, como pueden ser la edad, el nivel educativo, la antigüedad en la empresa, etc. Ante este hecho, la pregunta fundamental que los interesados en el tema se han hecho es si las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres reflejan discriminación en contra de las mujeres y en caso afirmativo, se busca estudiar en qué medida y a qué características responden. Esto implica poder controlar de la mejor manera posible los factores explicativos de la productividad de los individuos y sus diferencias en preferencias de cara a la explicación de su salario, para poder interpretar así cualquier residuo no explicado por dichas medidas como un indicador de discriminación.

Aunque se han usado muchas técnicas para este propósito, la que se utiliza más comúnmente para medir la discriminación es el método de descomposición de Oaxaca (1973) o bien generalizaciones de éste tales como la de Neumark (1988) o la de Brown (1980). Este método permite descomponer, a partir de la estimación de ecuaciones de salarios, las diferencias salariales en dos componentes: uno primero que recoge las diferencias debidas a características observables entre los individuos, y que por tanto no podemos achacar a discriminación por parte del mercado hacia uno de los sexos, y otro segundo donde se imputa la existencia de discriminación en base a las diferencias en la retribución de cada una de estas características.

En este trabajo se pretende estimar, utilizando datos individuales procedentes de una muestra del fichero de afiliados a la Seguridad Social para el período 1998-2003, hasta qué punto el género resulta determinante a la hora de explicar diferencias de salarios, una vez controlados convenientemente, y de la mejor manera posible, el resto de determinantes de la productividad individual. La principal característica de esta base de datos en cuanto a la información salarial es que ésta se basa en las bases de cotización mensuales de una muestra muy amplia de trabajadores. Como es conocido, el Régimen General de la Seguridad Social establece unas bases de cotización máxima y

mínima, lo que provoca una censura en la medida salarial de la que disponemos. Por ello, planteamos el análisis empírico a cerca de la naturaleza de las diferencias salariales usando una generalización para modelos censurados del tradicional método de descomposición de Blinder-Oaxaca. En primer lugar nos centramos en el caso Español para posteriormente estudiar el caso específico de Andalucía.

Los datos tradicionalmente usados para estos estudios empíricos en España han sido hasta ahora los proporcionados por la Encuesta de Estructura Salarial de 1995 y 2002. Esta base de datos proporciona información sobre las ganancias por hora de una gran cantidad de individuos asalariados, más de 150,000, así como de otra serie de características referidas al trabajador y a la empresa a la que éste pertenece. La base de datos que se usa en nuestro trabajo a pesar de tener datos censurados, tiene datos de un número muy amplio de individuos a lo que se une que son datos de un fichero administrativo y no de una encuesta. Además, cuenta con la información sobre la historia laboral de cada trabajador a lo largo del tiempo, lo que permite hacer un seguimiento temporal de los mismos.

Tras los oportunos controles realizados, obtenemos evidencia de que la diferencia entre los salarios de hombres y mujeres, es de 17.3 puntos porcentuales en España y de 17.7 puntos en Andalucía. Los resultados obtenidos en este trabajo sugieren que, aproximadamente, un 83% de las diferencias salariales medias en España pueden ser consecuencia de la discriminación siendo ésta diferencia inferior para el caso de Andalucía, en torno al 72.5%. Por otra parte, utilizando la muestra completa se observa que la cualificación requerida para un trabajo parece ser un factor muy importante a la hora de explicar las diferencias salariales imputables a la discriminación. Si nos centramos en las diferencias estimadas por género, el retorno marginal a puestos con la más alta cualificación es superior en un 57% al del trabajador que ocupa un puesto que requiere baja cualificación, sin que existan apenas diferencias por género, si bien los retornos marginales para cualificaciones intermedias sí son muy distintos entre hombres y mujeres, en concreto, mayores para los primeros que para los segundos. En lo relativo al tamaño de la empresa, se observa que los rendimientos son crecientes en el tamaño tanto para hombres como para mujeres, siendo los salarios notablemente mayores

en las empresas de mayor tamaño, aunque son éstas las que muestran un mayor grado de discriminación salarial hacia las mujeres: el retorno marginal para empleados de empresas de más de 500 trabajadores, respecto a las empresas de menos de 10, gira entorno al 33% en los hombres y al 23% en las mujeres. Otro resultado que merece la pena resaltar es la diferencia observada en el retorno marginal a trabajar en una Empresa de Trabajo Temporal (*ETT*) para ambos géneros. Este retorno es negativo y casi nulo en los hombres y positivo y entorno al 12% para las mujeres. En cuanto a la temporalidad, ésta afecta de la misma forma a hombres y mujeres si bien no en la misma medida. Así, el retorno marginal a tener un contrato indefinido es en las mujeres del 19%, bastante superior al de los hombres, 12%. Para el caso andaluz, los retornos marginales a poseer un contrato indefinido aumentan ligeramente para ambos géneros, situándose entorno al 15% en los hombres y al 21% en las mujeres. Finalmente, destaca el descenso en el retorno marginal a trabajar en una *ETT* de las mujeres andaluzas frente al caso español. En la submuestra andaluza el hecho de ser contratado a través de una *ETT* no afecta en gran medida a los salarios ni de los hombres ni de las mujeres.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera: en la siguiente sección se comentan en detalle los datos utilizados en el trabajo. La sección 3 se dedica a la descripción de las técnicas econométricas utilizadas. Por último en las secciones 4 y 5 se presentan los resultados y las conclusiones más relevantes.

## **2.- Datos y descripción de las variables.**

Los datos utilizados en este trabajo provienen de una muestra del Fichero Técnico de Afiliados y Empresas del Régimen General de la Seguridad Social para el período 1998-2003. La principal ventaja de la utilización de esta base de datos es, precisamente, que se dispone de un grupo muy amplio de individuos con un período de observación también amplio. Esta ventaja cobra especial relevancia si se compara con las bases de datos utilizadas en los estudios anteriores realizados en nuestro país. Se dispone de información detallada sobre los salarios de cada individuo (si bien no se dispone del número de horas trabajadas por cada uno de ellos, variable que sería muy

interesante conocer dada la tendencia observada de las mujeres a trabajar, en media, menos horas semanales que los hombres). Además existe información sobre varias características personales del trabajador: edad, sexo, experiencia laboral previa, características del puesto de trabajo como cualificación requerida para el puesto<sup>1</sup> ó tipo de contrato, así como variables relativas a la empresa donde trabaja, tales como su sector, tamaño (es decir, número de trabajadores), provincia donde está ubicada, etc. No obstante, esta base de datos presenta inconvenientes: el principal problema es la observación censurada de los datos salariales. Los salarios observados están sujetos a censura, tanto superior como inferior, debido a las existencia de bases de cotización máxima y mínima establecidas por el Régimen General de la Seguridad Social para cada grupo de cotización. Así, en la muestra completa para el caso de España el número de observaciones con censura superior, esto es, debido a la base máxima de cotización, es de un 8.94% para el caso de los hombres y de tan sólo un 3.81% en el caso de las mujeres. Con la censura inferior ocurre lo contrario, en el caso de las mujeres tenemos un 11.94% de censuras mientras que en el caso de los hombres es del 5.47%. En la submuestra de Andalucía, esta diferencia se acentúa aún más. Esto es, en el caso de las mujeres las censuras inferiores y superiores son respectivamente 16.82% y 2.34%, mientras que en el caso de los hombres apenas existe diferencia entre el número de censuras inferiores y superiores siendo éstas 7.83% y 6.87%.

Otras cuestiones a tener en cuenta sobre los datos utilizados son que: se ha restringido la muestra a trabajadores a tiempo completo, que no pertenezcan al sector agrícola y empleados en empresas de menos de 1,000 trabajadores. El número inicial de hombres en la base de datos es de 127,224 y el de mujeres de 101,595. Nuestros resultados están basados en la información salarial, en términos de bases de cotización a la Seguridad Social del mes de junio<sup>2</sup> de cada año. En el caso de individuos que realizan más de un trabajo en ese mes se considera únicamente el de mayor salario, determinado en base a su cotización a la Seguridad Social.

---

<sup>1</sup> No tenemos datos de la cualificación real del trabajador sino de su grupo de tarifa, esto es, de la cualificación requerida para el puesto.

<sup>2</sup> Este mes se suele caracterizar normalmente por pagos de carácter estacional pero no es el caso en los registros de la Seguridad Social pues las pagas extraordinarias están prorrateadas en la base de cotización del trabajador.



Tras tener en cuenta las consideraciones anteriores, la muestra final resultante contiene 352,038 observaciones salariales de las cuales 228,940 son de hombres y 123,098 de mujeres, pertenecientes a 75,591 hombres asalariados y 44,631 mujeres asalariadas de 10,663 empresas diferentes.

La principal variable objeto de estudio es la base de cotización (salarios, de aquí en adelante) mensual en términos constantes, en euros de 2003. El hecho de considerar salarios mensuales se debe a que no disponemos de información de horas trabajadas, impidiendo esto calcular los salarios por hora.

En las Tablas 1 a 4, presentamos los estadísticos descriptivos de las variables de mayor interés para la muestra de hombres y mujeres ofreciendo información sobre el salario. Un primer aspecto a destacar es la diferencia entre hombres y mujeres en términos de salarios medios. Si atendemos al salario mensual neto, el salario de la mujer media es un 85% del de un hombre medio en nuestra muestra.

La distribución por grupo de edad es muy parecida para las submuestras de hombres y mujeres. En ambos casos casi la mitad de la muestra es de individuos entre 30 y 45 años. Son en los trabajadores de edades comprendidas entre 46 y 65 años donde las diferencias salariales son mayores, llegando a ser en este caso cercanas al 28% frente al 9% que se observa entre los jóvenes.

Con respecto al nivel de cualificación requerido para el puesto, es de esperar que a mayor nivel de cualificación mayor salario pero menos diferencias por género (De la Rica *et al.*, 2005). En la muestra final, en torno al 80% de observaciones en la muestra de hombres realizan trabajos que requieren una cualificación media o baja, siendo este porcentaje muy parecido en la muestra de mujeres. Los trabajadores hombres que ocupan puestos de trabajo que requieren una baja cualificación ganan un 23% más que las mujeres en esa misma situación. Las diferencias en los más cualificados son algo menores, 18%. Se deduce, por tanto, que en puestos de trabajo que requieren menor cualificación la diferencia salarial por género es mayor.

En cuanto a los sectores productivos, la presencia de cada género en los distintos sectores difiere considerablemente, así como las diferencias salariales entre los distintos sectores. Los hombres en nuestra muestra tienen en el sector “*mina e industria*” su mayor presencia, 28%, mientras que el

sector con una mayor presencia de las mujeres es el “comercio” con un 21% respecto a la muestra total de mujeres. Son precisamente en estos sectores donde las diferencias salariales son mayores, sólo superadas por “servicios personales” y “finanzas, inmobiliaria e investigación” donde los salarios para los hombres son un 28% y un 33% respectivamente, superiores a los de las mujeres.

La mayoría de los trabajadores de nuestra base de datos están contratados en empresas de menos de 250 trabajadores (el 89% de los hombres y 81% de las mujeres). Si bien las mayores diferencias salariales se encuentran en las empresas de entre 500 y 1000 empleados, llegando a ser de hasta un 46% entre hombres y mujeres, frente al 10% registrado en las empresas de 10 a 50 trabajadores.

Las personas residentes en las comunidades autónomas de Asturias y Baleares son las que mayores diferencias salariales por género sufren, superando el 30%. Por el contrario, las diferencias salariales por género de los residentes en Extremadura y Castilla la Mancha son mínimas, no superando el 4%.

Con respecto al tipo de contrato, los porcentajes de individuos con contrato indefinido son muy parecidos entre sexos, 68% y 64.5%. Si bien, los trabajadores hombres en estas condiciones ganan un 19% más que las mujeres con contrato indefinido.

Finalmente, es interesante señalar el mayor porcentaje de mujeres contratadas por una *ETT* (16% frente al 7% de hombres). No obstante, la diferencia salarial por género originada por esta característica es mínima, en torno al 1.5%.

En el caso específico de Andalucía (ver Tabla 2) si atendemos al salario mensual, el salario de una mujer es en torno al 84% del de un hombre medio, muy parecido al obtenido para el conjunto de España.

La edad afecta a los salarios en la misma forma que en el caso español, si bien, las diferencias observadas para cada subgrupo de edad son menores. Las mayores diferencias observadas son de un 19%, 9 puntos porcentuales superiores a las diferencias alcanzadas comparando los hombres y mujeres españolas de entre 46 y 65 años.

Por cualificación requerida para el puesto, las diferencias entre los dos sexos son en la mayoría de los subgrupos ligeramente superiores en el caso de Andalucía respecto al caso Español. Así, en el caso de los trabajos que requieren una baja cualificación la diferencia salarial es de cuatro puntos porcentuales mayor en Andalucía que en el conjunto de España. En los de cualificación media se observa una diferencia parecida, 5 puntos porcentuales, mayor en España.

Atendiendo al tamaño de las empresas, lo realmente destacable en el caso andaluz es la escasa presencia de trabajadores de empresas grandes, de más de 500 trabajadores, principalmente hombres, que representan tan sólo el 2% de la muestra de hombres. También, se observa una reducción de 3 puntos porcentuales en la diferencia salarial por género entre trabajadores de empresas de 11 a 50 empleados respecto al caso español.

En el caso andaluz las diferencias salariales entre géneros derivadas de poseer un contrato indefinido son 3 puntos porcentuales mayores al conjunto español. Si bien, el porcentaje de trabajadores que poseen este tipo de contrato es menor que en el conjunto de España (55.5% en hombres y 61% en mujeres). Al contrario ocurre con las personas contratadas a través de una *ETT*. El porcentaje aumenta para hombres, siendo muy parecido al de mujeres. Respecto a las diferencias salariales para los trabajadores de *ETT*, en Andalucía, se incrementan en cinco puntos porcentuales frente al caso de España donde las desigualdades eran de tan sólo el 1.5%.

Debido a la censura en los datos, no podemos estudiar con fiabilidad una medida usual para la dispersión salarial como puede ser la varianza. No obstante, podemos mostrar los cuantiles basados en los salarios mensuales. La medida más ampliamente citada, diferencia entre los percentiles 90 y 10, está desafortunadamente sujeta también a la censura presente en nuestra base de datos. La Tabla 3 muestra por ello tres medidas para los salarios: la diferencia entre los percentiles 75 y 25,  $P_{75-25}$ , o rango intercuantílico, el cual captura la dispersión alrededor de la mediana, la diferencia entre el percentil 25 y el 50,  $P_{50-25}$ , medida que recoge la dispersión en la mitad inferior de la distribución de salarios y la diferencia entre el percentil 75 y el 50,  $P_{75-50}$ , medida que recoge la dispersión en la mitad superior de la distribución de salarios.

Las Figuras 1 y 2 muestran las funciones de densidad empíricas estimadas mediante kernel para cada género. En comparación con los mujeres, en los hombres una gran masa de probabilidad se mueve en la mitad superior de la distribución. Al mismo tiempo, la Tabla 3 muestra que las diferencias entre hombres y mujeres en cuanto a la dispersión en esta parte de la distribución son del 38%, considerando la medida P75–50, en torno a la mediana alcanzan casi el 25%, y bajo la mediana, 5%, de acuerdo con la medida P50–25. Es decir, la dispersión salarial para los hombres es mayor que para las mujeres, sobre todo en la parte alta de la distribución salarial, para salarios altos.

Con respecto a la edad, la dispersión salarial aumenta con la edad para los hombres, si bien en las mujeres es mayor para las de edades comprendidas entre 30 y 45 años que para aquellas de entre 46 y 65 años. La desigualdad en la dispersión casi desaparece en torno a la mediana comparando los hombres y mujeres jóvenes, siendo en la parte baja de la distribución, P50–25, un 8% mayor para las mujeres que para los hombres. Esta desigualdad aumenta considerablemente para trabajadores de más de 45 años, llegando a ser de un 48% , según la medida P75–25, de hasta un 70% para el rango intercuantílico (P75-50) y de un 16% en la parte inferior de la distribución.

Atendiendo al nivel de cualificación requerido para el puesto, la mayor diferencia en la dispersión salarial se presenta en los puestos que requieren una cualificación alta, alcanzando un 67% en torno a la mediana. En la mayoría de los casos, las mayores diferencias en dispersión salarial se observan en torno a la mediana, P50-25, disminuyendo considerablemente las diferencias en la dispersión para ambos géneros en la parte baja y alta de la distribución. Este es el caso de los puestos que requieren una cualificación alta, media-alta y baja. Para el resto de cualificaciones ocurre la situación contraria, mayor dispersión en los extremos y menos entorno a la mediana.

Dentro de los sectores de ocupación la dispersión salarial para las mujeres es mayor que para los hombres para casi todos ellos, salvo en “construcción”, “sector público”<sup>3</sup> y “educación”. Es destacable el sector

---

<sup>3</sup> Dado que en nuestra muestra en el “sector público” sólo están registrados los administrativos, y el personal de seguridad y defensa con contrato laboral (como se indica en el Apéndice), no tenemos una muestra aleatoria de los empleados del sector público.

“finanzas, inmobiliaria e investigación” como el que presenta más diferencias en la dispersión por género en las tres medidas que estamos considerando frente a “servicios personales”, sector que menos diferencias presenta atendiendo conjuntamente a dichas medidas.

En lo relativo a los trabajadores con contrato indefinido, las desigualdades llegan a ser de hasta un 34% en torno a la mediana, aumentando en la parte superior, 42%, y disminuyendo en la inferior, 21%. El hecho de estar contratado a través de una *ETT* no crea diferencias sustanciales, salvo en la parte inferior de la distribución donde la dispersión salarial es un 28% superior en las mujeres que en los hombres.

Por último, veamos las diferencias en la dispersión por género para el caso de Andalucía. En primer lugar, lo más notable respecto al caso de España, es que la dispersión es mayor para las mujeres, en torno a la mediana y en la parte baja de la distribución que en el caso de los hombres.

Atendiendo a la edad, la diferencia fundamental entre Andalucía y el conjunto de España es la mayor dispersión en los más jóvenes en Andalucía (aunque sigue siendo mayor en las mujeres) y en una disminución en los trabajadores más mayores (pasando del 48% en el caso español al 26% en el andaluz).

Centrándonos en el nivel de cualificación requerido para el puesto, se observan grandes diferencias en la dispersión respecto al caso español. En los trabajadores que ocupan puestos de cualificación alta la dispersión aumenta considerablemente respecto al caso español, fundamentalmente en el P75-50 y en la parte baja de la distribución, P50-25, donde las diferencias en la dispersión alcanzan el 109% y 57%, respectivamente. Las menores diferencias en la dispersión entre ambos géneros para la submuestra que estamos considerando se observan en el rango intercuantílico para los de cualificación media-alta y baja girando entorno al 2.5%, siendo en ambos casos la dispersión mayor en las mujeres.

Finalmente hay que señalar el incremento en las desigualdades observadas en las personas contratadas por una *ETT* en Andalucía respecto al conjunto español, siendo en este caso mayor en los hombres andaluces que en las mujeres, fundamentalmente en la parte superior de la distribución. En la parte baja de la misma, no obstante, la dispersión es mayor en las mujeres que

en los hombres, llegando a alcanzar un 40% frente al -16% de diferencia observada en estos cuartiles por género para el caso de España.

### **3.- Metodología. Técnicas Econométricas**

Comúnmente, en el contexto de un modelo teórico neoclásico las diferencias salariales entre dos individuos son explicadas por dos motivos: por diferencias en la productividad de los trabajadores, que puede ser debida a diferencias en capital humano ó en habilidades, y por diferencias en las características de los puestos de trabajo que ocupan.

Atendiendo al planteamiento de Becker (1971), podemos decir que existe discriminación salarial contra la mujer en el mercado de trabajo cuando la relación entre el salario de los varones y el de las mujeres es superior a la relación que existiría si cada uno de ellos fuera pagado de acuerdo con su productividad marginal.

Hoy día aún persisten desigualdades de ingresos entre trabajadores con igual productividad y en iguales trabajos, solamente porque son de distinto género. Esto se atribuye teóricamente a la discriminación en el mercado laboral. La descomposición de las diferencias salariales medias en estos dos efectos diferentes fue tratada por Blinder y Oaxaca (1973) y extendida por Oaxaca y Ransom (1994). Esta descomposición identifica dos elementos principales: el primero se asocia a las diferencias en las características observables mientras que el segundo a la diferencia entre los coeficientes estimados y por tanto a la retribución marginal de cada una de estas características.

Hasta nuestros días han sido muchos los estudios realizados con el objeto de medir la discriminación (Manero, 1999). En nuestro caso, como hemos indicado en la introducción, estudiaremos las diferencias salariales por género usando una generalización del método de Descomposición de Oaxaca – Blinder para modelos censurados.

El primer paso de este método consiste en estimar ecuaciones de salarios para hombres y mujeres por separado, con el objeto de conocer cómo retribuye el mercado a cada una de las características mencionadas anteriormente cuando controlamos por el resto. Las ecuaciones son las siguientes:

$$w_{hi} = X'_{hi}\beta_h + u_{hi} \quad (3.1)$$

$$w_{mi} = X'_{mi}\beta_m + u_{mi} \quad (3.2)$$

donde el subíndice  $h$  hace referencia al hombre y  $m$  a la mujer,  $w_i$  representa el logaritmo del salario mensual del  $i$ -ésimo trabajador,  $X_i$  el vector de características individuales que consideramos relevantes para explicar las diferencias salariales,  $\beta$  son las tasas de retorno de dichas características, y  $u_i$  es el correspondiente término de error.

En principio, la técnica más comúnmente usada para describir la posición de un "trabajador medio" en cada grupo de la muestra es la regresión lineal mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Si no nos queremos centrar en el individuo medio sino que queremos describir lo que ocurre en las colas de la distribución, esto es, los trabajadores que tienen salarios más bajos y los de salarios más elevados respecto del resto de la población y respecto a cada grupo de características considerado, se deberían utilizar las regresiones cuantílicas (Koenker y Bassett, 1978) que nos proporcionan la posibilidad de dar una descripción más segura de la distribución condicional del salario real, al analizar los cambios en cada una de las colas de la distribución y no solo en la media (Abadie, 1997 y Gardeazabal y Ugidos, 2005). Pero, la distribución de salarios en nuestra muestra sufre un problema, ya explicado anteriormente, de censura superior e inferior. Por tanto, no es aplicable ninguna de estas dos metodologías ya que los coeficientes estudiados no serían consistentes.

Las censuras izquierda y derecha establecidas por las bases de cotización mínima y máxima, en logaritmos, de la Seguridad Social hacen que la distribución de salarios observados en nuestra muestra sea:

$$w_{it} = \begin{cases} w_{1t} & \text{si } w_{it} \leq w_{1t} \\ w_{it}^* & \text{si } w_{1t} < w_{it} < w_{2t} \\ w_{2t} & \text{si } w_{it} \geq w_{2t} \end{cases} \quad (3.3)$$

donde los salarios subyacentes no observados tienen la expresión  $w_{it}^* = x'_{it}\beta + u_{it}$  con  $u_{it} | x_{it} \sim N(x'_{it}\beta, \sigma^2)$  y donde  $w_{1t}$ ,  $w_{2t}$  representan los salarios

reales mínimos y máximos establecidos por la Seguridad Social en cada período  $t$ .

Por tanto, dada esta distribución doblemente censurada, el valor de la esperanza salarial observada tendrá la siguiente expresión:

$$E(w_{it} | x) = w_{1t} \Phi\left(\frac{w_{1t} - x_{it}'\beta}{\sigma}\right) + w_{2t} \left(1 - \Phi\left(\frac{w_{2t} - x_{it}'\beta}{\sigma}\right)\right) + x_{it}'\beta \left(\Phi\left(\frac{w_{2t} - x_{it}'\beta}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{w_{1t} - x_{it}'\beta}{\sigma}\right)\right) + \sigma \left(\phi\left(\frac{w_{2t} - x_{it}'\beta}{\sigma}\right) - \phi\left(\frac{w_{1t} - x_{it}'\beta}{\sigma}\right)\right) \quad (3.4)$$

donde  $\Phi$  y  $\phi$  son las funciones de distribución y densidad, respectivamente, de la distribución normal.

La estimación de esta expresión se hace por máxima verosimilitud siendo la función de verosimilitud:

$$\log L = \sum_{i=1}^n \ln l_j \quad (3.5)$$

donde

$$\ln l_j = \begin{cases} \ln \Phi\left(\frac{w_{1t} - x_{it}'\beta}{\sigma}\right) & \text{si } w_{it} \leq w_{1t} \\ \ln(1 - \Phi\left(\frac{w_{2t} - x_{it}'\beta}{\sigma}\right)) & \text{si } w_{it} \geq w_{2t} \\ -\frac{1}{2}(\log \sigma^2 + \log 2\pi + \left(\frac{w_{it} - x_{it}'\beta}{\sigma}\right)^2) & \text{si } w_{1t} < w_{it} < w_{2t} \end{cases} \quad (3.6)$$

Una modificación adicional que consideraremos en este trabajo es, siguiendo a Arellano *et al.* (2001), que la varianza de esta distribución salarial puede depender de distintos factores observables. En este caso, supondremos que:

$$w_{it}^* | x_{it} \sim N[\mu(x_{it}), \sigma^2(x_{it})]$$

donde  $\mu(x_{it}) \equiv x_{it}'\beta$  y  $\sigma(x_{it}) \equiv \exp(x_{it}'\gamma)$ .



Una vez estimadas las ecuaciones salariales para ambos géneros siguiendo esta metodología, la descomposición de Oaxaca-Blinder que empleamos consiste en utilizar los coeficientes estimados anteriormente para descomponer las diferencias salariales medias en tres componentes, dado que en el caso de los modelos censurados la descomposición tradicional cambia (Bauer y Sinning, 2005). En estos modelos de regresión censurada la descomposición de Oaxaca-Blinder tiene dos posibles expresiones, dependiendo de la varianza que se utilice, la de la ecuación de salarios para hombres o la de mujeres:

$$\Delta_f = [E_{\beta_m, \sigma_m}(Y_{im}|X_{im}) - E_{\beta_m, \sigma_f}(Y_{if}|X_{if})] + [E_{\beta_m, \sigma_f}(Y_{if}|X_{if}) - E_{\beta_f, \sigma_f}(Y_{if}|X_{if})] \quad (3.7)$$

y

$$\Delta_m = [E_{\beta_m, \sigma_m}(Y_{im}|X_{im}) - E_{\beta_m, \sigma_m}(Y_{if}|X_{if})] + [E_{\beta_m, \sigma_m}(Y_{if}|X_{if}) - E_{\beta_f, \sigma_f}(Y_{if}|X_{if})] \quad (3.8)$$

Teniendo en cuenta que cada una de estas esperanzas tiene la siguiente expresión en términos muestrales:

$$E_{\widehat{\beta}_g, \widehat{\sigma}_g}(Y_{ig} | X_{ig}) = S(\widehat{\beta}_g, X_g, \widehat{\sigma}_g) = N_g^{-1} \sum_{i=1}^{N_g} \left\{ w_{1i} \Phi \left( \frac{w_{1i} - x'_{it} \widehat{\beta}_g}{\widehat{\sigma}_g} \right) + w_{2i} \left( 1 - \Phi \left( \frac{w_{2i} - x'_{it} \widehat{\beta}_g}{\widehat{\sigma}_g} \right) \right) \right\} + x'_{it} \widehat{\beta}_g \left( \Phi \left( \frac{w_{2i} - x'_{it} \widehat{\beta}_g}{\widehat{\sigma}_g} \right) - \Phi \left( \frac{w_{1i} - x'_{it} \widehat{\beta}_g}{\widehat{\sigma}_g} \right) \right) + \widehat{\sigma}_g \left( \phi \left( \frac{w_{2i} - x'_{it} \widehat{\beta}_g}{\widehat{\sigma}_g} \right) - \phi \left( \frac{w_{1i} - x'_{it} \widehat{\beta}_g}{\widehat{\sigma}_g} \right) \right) \quad (3.9)$$

Pero una descomposición que nos proporciona más información es la siguiente:

$$\Delta^* = [S(\widehat{\beta}_m, X_{im}, \widehat{\sigma}_m) - S(\widehat{\beta}_m, X_{if}, \widehat{\sigma}_m)] + [S(\widehat{\beta}_m, X_{if}, \widehat{\sigma}_m) - S(\widehat{\beta}_m, X_{im}, \widehat{\sigma}_m)] + [S(\widehat{\beta}_m, X_{im}, \widehat{\sigma}_m) - S(\widehat{\beta}_f, X_{if}, \widehat{\sigma}_f)] \quad (3.10)$$

donde añadimos un tercer término que controla también las diferencias en la varianza. Esta será la expresión de la descomposición salarial que utilizaremos. El primer término de la derecha de esta última expresión refleja qué parte de

las diferencias salariales observadas se debe a diferencias en las características observables entre hombres y mujeres, el segundo término refleja la parte de estas características atribuible a la diferencia en los rendimientos de dichas características y finalmente el tercer término es la parte de la diferencia salarial debida a las diferencia en la dispersión salarial entre ambos géneros.

Hay que tener en cuenta que la medida de la discriminación salarial que calcularemos supondrá que la estructura salarial no discriminatoria es la de los hombres, es decir que en ausencia de discriminación, hombres y mujeres serían retribuidos a los mismos salarios, el de ellos. Aunque esta es la estructura salarial no discriminatoria más usada, en la literatura aplicada se han propuesto otras posibilidades. Así, Neumark (1988) propone que la estructura no discriminatoria esté entre la femenina y la masculina, en este caso la estructura de toda la población.

Otro de los problemas que presenta este método, e independientemente de lo anteriormente mencionado, es que sólo se tienen en cuenta el hombre “medio” y la mujer “media” para el cálculo de la discriminación. De este modo estamos suponiendo que la discriminación se distribuye homogéneamente a lo largo de la distribución sin tener en cuenta que puede haber grupos de mujeres más discriminados que otros. No obstante, al permitir que la varianza dependa de distintas características individuales y de manera diferente para hombres y mujeres estamos dando respuesta en parte a este problema.

Por último, otro problema que puede estar presente en nuestra estimación es el del sesgo de selección muestral. El sesgo de selección consiste en que al no poder incluir información sobre el salario de quienes no están trabajando, la estimación de los coeficientes posiblemente resulta sesgada. Por ejemplo, las personas con salarios de reserva superiores a los de mercado no trabajan, lo que implica que no contemos con información sobre su salario de mercado. Como el tener salarios de reserva superiores a los del mercado no es un fenómeno necesariamente aleatorio, la exclusión de dichas personas hace que la muestra no cumpla con las condiciones de aleatoriedad requeridas por los modelos econométricos. Es más, el problema surge cuando los factores no observados que influyen en la decisión de participación están relacionados con los factores no observados que influyen en la determinación

del salario percibido. En nuestro estudio, sólo observamos el salario de los que trabajan en algún momento del período muestral por lo que no contamos con una muestra aleatoria de la población activa<sup>4</sup>.

#### **4.- Resultados empíricos**

En esta sección, se presenta los resultados empíricos de las estimaciones salariales de hombres y mujeres, así como la descomposición salarial aplicando el método de Blinder – Oaxaca para la muestra de trabajadores del Régimen General de la Seguridad Social para España, y por la submuestra de Andalucía, en base a sus bases de cotización mensuales del mes de junio de cada año, para el periodo 1998 – 2003.

##### **4.1.- Estimaciones salariales**

Los resultados básicos de estas estimaciones se pueden encontrar en las Tablas 5 y 6. La Tabla 5 contiene las estimaciones realizadas en la muestra española con un modelo censurado y con estimación de la varianza, una para cada sexo. En todas las regresiones la variable dependiente es el logaritmo del salario real mensual. En todas ellas también se ha controlado por efectos fijos temporales y regionales.

Centrándonos en las diferencias estimadas entre hombres y mujeres, comenzando por los rendimientos de las variables relativas a las características individuales, destacan los siguientes resultados. Con respecto a la cualificación requerida para el puesto se observa que tanto para hombres como para mujeres la cualificación aumenta el salario considerablemente respecto al grupo de referencia, individuos que ocupan empleos que requieren baja cualificación. Concretamente, el retorno a puestos con la más alta cualificación es superior en un 70% al del grupo de referencia en el caso de los hombres, y de un 64% en el caso de las mujeres.

En lo relativo al tamaño de la empresa, se observa que los rendimientos son crecientes en el tamaño tanto para hombres como para mujeres, siendo los salarios notablemente mayores en las empresas de mayor tamaño. En el caso

---

<sup>4</sup> La estimación del modelo censurado controlando por participación, es algo que sin duda haría más eficientes nuestros resultados de estimación, al igual que controlar la heterogeneidad no observable mediante técnicas de panel. Estas dos modificaciones están en nuestra agenda futura de investigación.

de los hombres empleados en empresas de entre 501 y 1,000 trabajadores el salario es un 34% superior al de grupo de referencia, empleados de empresas de menos de 10 trabajadores, y un 27% superior en el caso de las mujeres. De la misma manera afecta la antigüedad al salario, si bien, en menor medida. En torno al 18% es mayor el salario para ambos géneros en aquellos empleados con más de seis años de antigüedad frente a los que llevan menos de seis meses, que son los que se encuentran en el grupo de referencia.

Los hombres inmigrantes ganan un salario ligeramente inferior a los nativos. En el caso de las mujeres es al contrario, las mujeres inmigrantes reciben un salario ligeramente superior seguramente porque el nivel educativo medio de éstas es algo superior al de los nativos.

La variable asociada con el tipo de contrato de duración indefinida tiene signo positivo tanto para hombres como para mujeres, lo que implica que dicho tipo de contrato aumenta las ganancias relativamente al grupo de referencia, que son individuos con contrato temporal. Sin embargo, la magnitud es mayor para los mujeres que para los hombres. Así, cuando controlamos por una serie de características, el retorno marginal a tener un contrato indefinido es, respecto al grupo de referencia, del 13% en los hombres y del 19% en las mujeres.

El coeficiente asociado con la variable trabajar en una *ETT* es positivo para las mujeres y negativo para los hombres. Más concretamente, el retorno marginal a ser contratado a través de una *ETT* es de  $-0.02\%$  en los hombres y de 12% en las mujeres.

Por otra parte, para estas dos variables, la especificación final usada muestra varios términos de interacción con algunas características del puesto de trabajo. Al interactuar las variables *ETT* y *fijo* con algunas otras como son cualificación media-baja, cualificación media-alta o cualificación media se tiene como objeto ver el efecto concreto de poseer un contrato indefinido o bien de ser contratado a través de una *ETT* sobre estos subgrupos muestrales. Los resultados de estas interacciones muestran que el hecho de poseer un contrato indefinido afecta más positivamente a los hombres que ocupan puestos de cualificación media y media-alta girando dicho efecto continuo entorno al 14%, y a los trabajadores de empresas de entre 250-500 trabajadores, siendo el efecto de un 12%. La temporalidad afecta negativamente a los trabajadores del

sector público y la educación, siendo el retorno del -12% y -14% respectivamente. En cuanto a la variable *ETT*, los trabajadores contratados a través de una *ETT* ocupando puestos que requieren alta cualificación tienen unos retornos negativos para ambos géneros, del -10% para hombres y del -16% para mujeres. Los empleados por una *ETT* en el sector “servicios personales” son los que mayores retornos presentan, 45% tanto para hombres como para mujeres.

Atendiendo a la desviación típica estimada se observa que la dispersión salarial disminuye con la edad en el caso de los hombres, produciéndose el resultado contrario en el caso de las mujeres. Con respecto al nivel de cualificación requerido para el puesto, la dispersión salarial aumenta con el mismo para ambos géneros, si bien no en la misma magnitud. En el caso de los hombres la desviación típica<sup>5</sup> es un 53% mayor para los empleados en puestos de cualificación alta que para los que se encuentran en el grupo de referencia, situándose esta diferencia en las mujeres en un 31%. El efecto de la antigüedad en el empleo sobre la dispersión es el inverso, es decir, al aumentar la antigüedad en el empleo la dispersión salarial disminuye, y lo hace en menor medida en las mujeres que en los hombres. El hecho de tener un contrato indefinido hace que la dispersión salarial sea menor que en los que tienen un contrato temporal, siendo este efecto mayor en las mujeres. La dispersión salarial estimada en los trabajadores contratados a través de una *ETT* tiene el mismo efecto para ambos géneros, la dispersión es mayor para los contratados en una *ETT* que en los del grupo de referencia, cuando controlamos por una serie de características, y mayor en mujeres que en hombres.

Atendiendo a la submuestra de Andalucía y empezando por la media salarial estimada, puede observarse que las diferencias entre sexos ocasionadas por los retornos a la cualificación son menores que en el caso de España, alcanzando valores muy similares para ambos sexos (en las personas que ocupan trabajos que requieren una alta cualificación el salario es un 60% superior).

En lo referente al tamaño de empresa, en las empresas cuyo número de empleados esté comprendido entre 101 y 500 se observa un notable

---

<sup>5</sup> Cuando hablamos en este caso de dispersión nos estamos refiriendo a los coeficientes estimados para el argumento de la función exponencial de la desviación típica.

incremento en los retornos respecto al caso Español, situándose entre 41% y 47% en las mujeres y entre 31% y 58% en los hombres.

Los rendimientos ocasionados por la antigüedad son muy similares al caso español. Si bien, las diferencias son algo menores si nos centramos en el género femenino. No ocurre lo mismo con las variables “contrato indefinido” y *ETT*. Los retornos marginales asociados a la variable *ETT* son muy pequeños para ambos géneros. En concreto, son negativos para los hombres, -3.4%, y positivos para las mujeres, 1%. Este hecho destaca frente a los retornos asociados a la variable contrato indefinido que son positivos y ligeramente superiores a estos. Respecto al caso español se observa que el retorno marginal a tener un contrato indefinido aumenta en 3 puntos porcentuales en los hombres, alcanzando el 15%, y descendiendo estos mismo puntos en las mujeres, donde alcanza el 20%. Esto hace que las diferencias en los retornos a tener un contrato indefinido entre ambos géneros en Andalucía sean menores respecto del caso español.

A continuación, nos centramos en la diferencias en la dispersión para el caso andaluz. Los coeficientes estimados para el argumento de la función exponencial de la desviación típica de la variable edad afectan en la misma medida que en la muestra estudiada para España. En cuanto a los niveles de cualificación requeridos para el puesto, los retornos son, en general, mayores a los observados para la muestra de España. Si bien, la mayor diferencia en la dispersión salarial para el caso femenino se encuentra en aquellas que ocupan puestos de cualificación media, donde la dispersión salarial en Andalucía es un 29% mayor respecto de los de cualificación baja, 20 puntos porcentuales por encima de lo obtenido en España (9%).

En cuanto al tamaño de la empresa, los efectos son similares para ambos géneros aunque la magnitud aumenta en la submuestra andaluza, principalmente para el género femenino. En el caso de los hombres, las mayores diferencias observadas se sitúan en los empleados en empresas de entre 101 y 250 trabajadores, donde el efecto es el contrario. En este caso, la diferencia observada es de un -10% respecto al grupo de referencia, mientras que en el caso de España es de 0.9%.

#### **4.2.- Resultados de la descomposición Salarial.**

Los resultados de la descomposición salarial en base a las ecuaciones estimadas se presentan en la Tabla 7. Recordemos que podemos descomponer la diferencia salarial media observada entre hombres y mujeres en diferencias en características y en rendimientos, y éstos últimos tanto para la media como para la varianza. Además, cada uno de estos componentes contiene variables que tienden tanto a aumentar como a disminuir la diferencia salarial. La combinación de estos efectos positivos y negativos da como resultado la diferencia salarial observada.

Tanto en el modelo de regresión lineal que sabemos incorrecto pues no controla adecuadamente el problema de la censura, como en el modelo censurado estándar, esto es, con varianza constante, del 17% de diferencias observadas entre hombres y mujeres casi el 77% es debido a las diferencias en el retorno a la media, mientras que un 23% es debido a las diferencias en las características observables. Por tanto, las diferencias que se pueden explicar por diferencias en los retornos, es decir por discriminación, son de un 13% respecto al salario medio de los hombres. Cuando usamos el modelo en el que estimamos la varianza, en la descomposición de Oaxaca-Blinder, obtenemos que aumenta algo más, a un 83%, la parte que nos mide la discriminación salarial en la media. Por otra parte, obtenemos que las diferencias en la varianza contribuyen negativamente a explicar las diferencias entre hombres y mujeres. En otras palabras, si las características medias de los hombres fueran las mismas que las de las mujeres, la diferencia salarial entre hombres y mujeres sería de un 14%, es decir, menor a la observada (17%). Con respecto a los rendimientos (retorno a la media), los hombres tienen mayores rendimientos salariales que las mujeres. Si estos tuvieran unos rendimientos iguales a las mujeres, debiéramos observar unas diferencias salariales inferiores en un 83 por ciento a las observadas. En lo relativo a los retornos a la varianza, son las mujeres las que tienen mayores retornos. Esto es, mayor varianza salarial y esto disminuye las diferencias observadas. Si los retornos a la varianza fuesen iguales, observaríamos unas diferencias salariales un 2.52 por ciento superiores.

La interpretación de los resultados para el resto de modelos y las distintas submuestras es análoga. Varios aspectos nos parecen interesantes destacar. En primer lugar y con respecto a la submuestra de Andalucía, las

diferencias en el retorno a la medias bajan un 5%, aproximadamente, respecto al caso de España en los modelos MCO y censurado estándar, siendo esta diferencia aún mayor en el modelo censurado con estimación de la varianza. En este último modelo, la parte que nos mide la discriminación baja en 11 puntos porcentuales respecto a lo que mide el caso de España. Por tanto, obtenemos que, neto de diferencias en las características observables, la discriminación salarial media en Andalucía es del 12.6%.

Por último, también nos interesa estudiar si esta descomposición es muy distinta para puestos de trabajo que requieren alta o baja cualificación. Hemos estimado nuestro modelo para las dos submuestras que recogen trabajadores en puestos de alta y baja cualificación, y los resultados obtenidos nos permiten obtener la descomposición mostrada en los dos últimos paneles de la Tabla 7. En el caso de la submuestra de personas con cualificación alta, la descomposición estudiada nos dice que del 16 por ciento observado en diferencias tan sólo un 27 por ciento, aproximadamente (según el modelo usado para la estimación), es debido a las diferencias en los retornos a la media. Lo que se ajusta a la idea de que a medida que sube el nivel de cualificación la discriminación es menor. En el caso de las personas en puestos de baja cualificación ocurre exactamente lo contrario, la parte de las diferencias observadas correspondiente a las diferencias en las características gira en torno al 17%. Por tanto, podemos concluir que las diferencias salariales debidas a discriminación son del 4.3% para cualificados y del 15.6% para no cualificados.

## **5.- Conclusiones**

El objetivo de este trabajo es analizar los factores explicativos de las diferencias salariales por género en España y en Andalucía en particular, con la finalidad de obtener una medida ajustada de discriminación salarial por género para ambos ámbitos territoriales. Para ello se han estimado ecuaciones de salarios (suponiendo que la varianza no es constante sino dependiente de distintas características individuales) teniendo en cuenta que los datos de los que disponíamos están censurados por las bases de cotización máxima y mínima establecidas por el Régimen General de la Seguridad Social. Los datos utilizados en este estudio provienen de una muestra del Fichero Técnico de



Afiliados y Empresas del Régimen General de la Seguridad Social para el período 1998-2003. Por tanto, la principal novedad de este estudio es la consideración de una medida muy ajustada a la realidad del salario de una muestra muy amplia de trabajadores, más de 75,000 hombres y de 44,000 mujeres asalariadas en 10,663 empresas diferentes. Además, se trata de controlar las diferencias observadas entre hombres y mujeres no solo en su retribución media sino también en una medida de dispersión salarial, en su varianza salarial.

Una vez estimadas nuestras ecuaciones de salarios, procedemos a la típica descomposición de las diferencias mediante una generalización para modelos censurados de la Descomposición de Oaxaca-Blinder. Este método aplicado a los datos comentados nos indica que las diferencias salariales debidas a discriminación entre hombres y mujeres son del 14.39% para el conjunto de España y del 12.84% en la comunidad autónoma de Andalucía. Esto es, a pesar de que las diferencias observadas en media (ver Tablas 1 y 2) son algo mayores en Andalucía, 18.06%, que en el conjunto del Estado Español, 17.87%, una vez que controlamos adecuadamente por los problemas de censura en los datos y por las diferencias no solo en las características individuales entre hombres y mujeres sino también en las diferencias en sus varianzas salariales, emerge un problema de discriminación importante pero de una entidad algo menor a la tradicionalmente citada, las diferencias brutas entre salarios observados.

Otro resultado interesante de nuestro trabajo aparece cuando dividimos la muestra completa para España entre trabajadores en puestos de alta y de baja cualificación. En concreto, se observa una clara evidencia de que la discriminación salarial por género está presente básicamente en estos últimos, en los puestos de trabajo de baja cualificación donde, controlando por las diferencias en características individuales y en retornos a la varianza, la discriminación por género es de 15.6 puntos porcentuales (solo 4.3 puntos porcentuales en los puestos de alta cualificación). Esto nos indica que si, como se demuestra en Dolado *et al.* (2004), la mujer también está sujeta a discriminación ocupacional, la evidencia de discriminación por género será aun más intensa que la encontrada en este trabajo.

## Apéndice

### 1.- Variables utilizadas

La construcción y definición de las variables que hemos utilizado en el análisis empírico son las siguientes:

- Salarios mensuales: Están basados en la base de cotización mensual de cada individuo en euros de 2003 deflactados por el IPC de cada comunidad autónoma. Pueden estar censurados, lo cual se determina teniendo en cuenta las bases de cotización mínima y máxima para cada grupo de cotización establecidos por el régimen general de la Seguridad Social. Sólo se consideran los salarios de contratos a tiempo completo.
- Edad: Consideramos trabajadores con edades comprendidas entre 16 y 65 años.
- Inmigrante: Con esta variable están registrados los individuos inmigrantes de fuera de la Unión Europea, excluyendo además los provenientes de otros países industrializados como EEUU, Canadá, Noruega, Suiza y Japón.
- Cualificación: Tomando como base los once grupos de cotización establecidos por la Seguridad Social definimos cinco grupos, atendiendo a la cualificación requerida para el puesto de trabajo. Los grupos son los siguientes: Grupo de tarifa Alta (ingenieros, licenciados, ingenieros técnicos, peritos, ayudantes titulados y asimilados), grupo de tarifa media – alta (jefes administrativos y de taller, ayudantes no titulados), grupo de tarifa media (oficiales administrativos y subalternos), grupo de tarifa media baja (auxiliares administrativos, oficiales de 1ª y 2ª) y baja (oficiales de tercera y especialistas, peones y trabajadores menores de dieciocho años).
- Sector productivo: En la estimación empírica distinguimos once sectores reagrupados a partir de la clasificación a dos códigos de la CNAE.

Hemos excluido el sector “*agrícola*” porque los salarios de este sector no son comparables con el resto teniendo en cuenta que muchos de los trabajadores en este sector son trabajadores autónomos o de temporada. La variable “*sector público*” incluye sólo administrativos, personal de seguridad y defensa.

- Tamaño de la empresa: La muestra de estimación cubre empresas de hasta mil empleados, dado que para tamaños mayores la base de datos no es representativa. Se distinguen por el tamaño cinco tipos de empresas: de hasta diez trabajadores, de once a cincuenta, de cincuenta y uno a cien, de ciento uno a doscientos cincuenta, de doscientos cincuenta y uno a quinientos y de quinientos uno a mil trabajadores.
- Antigüedad: Esta variable se ha generado a partir del mes y año de alta del individuo en el contrato de trabajo estudiado, así como del mes y año en el momento en que se extrae la base de datos. Por tanto, estamos hablando de antigüedad en el trabajo actual.

**Tabla 1. Salarios mensuales por género: media y desviación típica (España)**

		HOMBRES			MUJERES			Diferencia en la media	Diferencia en la desviación típica
		Observaciones	Media	Desviación típica	Observaciones	Media	Desviación típica		
muestra completa		100%	1,372.8	599.35	100%	1,164.7	541.79	17.87%	10.62%
edad	16 - 29	25.72%	1,088.7	434.36	32.47%	996.7	414.17	9.23%	4.88%
	30 - 45	48.27%	1,426.3	605.14	48.44%	1,256.5	579.18	13.51%	4.48%
	46 - 65	26.01%	1,554.4	629.96	19.09%	1,217.3	567.87	27.68%	10.93%
inmigrante		2.06%	1,027.8	394.38	1.30%	904.4	380.67	13.64%	3.60%
cualificación	alta	8.94%	2,084.9	657.09	13.85%	1,768.7	594.38	17.88%	10.55%
	media - alta	9.25%	1,945.9	646.96	5.85%	1,678.8	677.31	15.91%	-4.48%
	media	12.52%	1,440.3	572.50	18.16%	1,253.4	503.24	14.91%	13.76%
	media - baja	40.10%	1,282.0	478.87	28.38%	1,042.6	389.62	22.96%	22.91%
	baja	29.19%	1,068.7	380.82	33.77%	882.9	299.54	21.05%	27.14%
sectores	comercio	18.34%	1,329.0	585.26	20.81%	1,042.3	475.16	27.51%	23.17%
	mina e industria	27.89%	1,481.1	589.70	17.79%	1,165.0	494.44	27.13%	19.27%
	construcción	20.91%	1,178.2	463.69	2.26%	1,207.2	505.41	-2.40%	-8.25%
	hostelería	4.40%	1,089.3	440.22	7.15%	950.1	330.22	14.65%	33.31%
	transporte y telecomunicaciones	7.25%	1,471.5	645.90	2.76%	1,380.1	620.67	6.62%	4.06%
	finanzas, inmobiliaria e investigación	10.75%	1,559.8	744.56	19.23%	1,170.5	601.03	33.26%	23.88%
	sector público	2.09%	1,376.0	476.16	3.96%	1,392.2	535.66	-1.16%	-11.11%
	educación	2.92%	1,563.7	589.38	8.03%	1,530.0	583.66	2.20%	0.98%
	sanidad	1.77%	1,505.5	618.52	11.57%	1,218.4	518.45	23.56%	19.30%
	servicios	3.68%	1,256.3	595.12	6.44%	980.9	507.45	28.07%	17.28%
tamaño de la empresa	1 - 10	24.45%	1,132.9	484.57	24.47%	976.2	437.25	16.05%	10.82%
	11 - 50	34.83%	1,287.5	539.45	27.86%	1,169.9	533.27	10.05%	1.16%
	51 - 100	13.24%	1,492.8	611.34	12.83%	1,247.8	542.55	19.63%	12.68%
	101 - 250	16.46%	1,526.3	615.27	15.32%	1,251.1	591.62	22.00%	4.00%
	251 - 500	5.50%	1,789.7	682.22	10.93%	1,293.3	592.31	38.38%	15.18%
	500 - 1000	5.52%	1,811.2	609.28	8.60%	1,242.3	536.71	45.80%	13.52%
antigüedad en el puesto (contrato actual)	1 - 6 meses	24.30%	1,105.0	505.69	26.64%	964.7	437.44	14.54%	15.60%
	6 - 12 meses	11.59%	1,228.8	529.05	13.75%	1,068.2	497.38	15.03%	6.37%
	12 - 18 meses	10.17%	1,375.6	586.28	9.27%	1,159.7	515.90	18.61%	13.64%
	18 - 24 meses	5.87%	1,361.4	595.37	6.22%	1,184.9	554.07	14.90%	7.45%
	24 - 30 meses	5.54%	1,399.1	594.61	5.44%	1,179.1	523.70	18.66%	13.54%
	30 - 36 meses	4.12%	1,415.3	602.24	4.28%	1,209.4	557.33	17.03%	8.06%
	3 - 4 años	6.60%	1,469.6	606.39	6.94%	1,218.6	542.95	20.60%	11.68%
	4 - 5 años	5.09%	1,515.5	607.18	4.98%	1,270.0	556.40	19.33%	9.13%
	5 - 6 años	4.06%	1,567.5	615.99	3.64%	1,343.1	578.98	16.71%	6.39%
	más 6 años	22.67%	1,625.8	587.70	18.83%	1,417.1	576.14	14.73%	2.01%
comunidad autónoma	Andalucía	14.12%	1,257.5	566.07	9.61%	1,065.1	504.06	18.06%	12.30%
	Aragón	3.03%	1,411.2	538.71	1.82%	1,103.1	465.69	27.94%	15.68%
	Asturias	4.03%	1,784.1	615.73	2.29%	1,370.3	628.75	30.20%	-2.07%
	Baleares	2.64%	1,497.0	632.66	2.26%	1,149.9	479.92	30.18%	31.82%
	Canarias	5.57%	1,151.9	522.94	6.37%	1,044.7	539.86	10.26%	-3.13%
	Cantabria	1.42%	1,293.0	503.07	0.93%	1,088.7	509.15	18.77%	-1.19%
	Castilla-León	3.08%	1,099.4	395.07	3.02%	1,016.1	433.42	8.20%	-8.85%
	Castilla-La Mancha	5.29%	1,192.6	436.11	6.14%	1,147.9	473.11	3.89%	-7.82%
	Cataluña	18.41%	1,543.0	630.15	25.13%	1,243.9	561.95	24.05%	12.14%
	Comunidad Valenciana	9.52%	1,193.1	497.97	9.70%	1,005.0	420.79	18.72%	18.34%
	Extremadura	1.39%	1,081.7	457.76	1.10%	1,069.4	483.02	1.15%	-5.23%
	Galicia	7.29%	1,221.5	522.17	8.44%	1,089.2	514.12	12.14%	1.57%
	Madrid	15.69%	1,487.2	648.81	14.15%	1,297.4	604.19	14.62%	7.39%
	Murcia	2.38%	1,246.2	536.27	1.84%	1,005.3	470.28	23.96%	14.03%
	Navarra	1.25%	1,654.6	598.27	1.93%	1,292.9	549.31	27.97%	8.91%
	P. Vasco	4.00%	1,580.1	598.79	4.66%	1,259.4	553.94	25.46%	8.10%
	Rioja	0.90%	1,451.5	478.10	0.61%	1,232.7	460.31	17.75%	3.86%
trabajando en una ETT		7.24%	1,531.2	606.49	16.16%	1,509.0	578.64	1.47%	4.81%
contrato indefinido		67.72%	1,513.3	612.89	64.47%	1,274.4	549.71	18.75%	11.49%

Nota: La muestra de estimación contiene 32,322 salarios para hombres y 11,828 para mujeres. En total, cuenta con información sobre 10,663 empresas y 352,038 trabajadores.

Fuente: Muestra del Fichero de Afiliados y Empresas del Régimen General de la Seguridad Social. Elaboración Propia.

**Tabla 2. Salarios mensuales por género: media y desviación típica (Andalucía)**

	HOMBRES			MUJERES			Diferencia en la media	Diferencia en la desviación típica	
	Observaciones	Media	Desviación típica	Observaciones	Media	Desviación típica			
muestra completa	100%	1,257.5	566.07	100%	1,065.1	504.06	18.06%	12.30%	
edad	16 - 29	28.26%	1,010.6	397.96	35.56%	914.2	381.25	10.55%	4.38%
	30 - 45	50.05%	1,320.1	581.78	46.68%	1,127.2	522.09	17.11%	11.43%
	46 - 65	21.70%	1,434.8	608.42	17.76%	1,204.1	590.14	19.15%	3.10%
inmigrante	0.62%	914.1	407.48	0.41%	873.4	252.13	4.66%	61.62%	
cualificación	alta	6.48%	1,983.2	654.75	11.80%	1,674.3	545.08	18.45%	20.12%
	media - alta	8.07%	1,986.5	663.02	4.35%	1,603.1	694.16	23.92%	-4.49%
	media	12.32%	1,422.8	559.24	17.47%	1,197.5	527.93	18.81%	5.93%
	media - baja	40.74%	1,135.0	399.68	31.12%	963.4	345.12	17.81%	15.81%
	baja	32.39%	1,021.9	389.36	35.26%	819.2	283.85	24.75%	37.17%
sectores	comercio	20.72%	1,242.1	537.48	22.91%	941.2	372.54	31.97%	44.27%
	mina e industria	24.63%	1,434.0	619.47	14.29%	1,095.2	565.57	30.93%	9.53%
	construcción	23.11%	1,047.1	354.07	2.07%	1,055.4	382.72	-0.79%	-7.49%
	hostelería	6.85%	1,164.9	502.59	9.93%	1,047.6	397.70	11.19%	26.38%
	transporte y telecomunicaciones	7.60%	1,529.6	777.09	3.53%	1,751.8	762.02	-12.69%	1.98%
	finanzas, inmobiliaria e investigación	8.49%	1,184.6	543.40	20.67%	941.8	389.76	25.78%	39.42%
	sector público	2.37%	1,322.6	481.35	3.27%	1,267.2	573.27	4.37%	-16.03%
	educación	2.27%	1,550.8	582.19	10.15%	1,474.7	551.61	5.16%	5.54%
	sanidad	0.81%	1,192.8	438.21	6.89%	944.3	373.68	26.32%	17.27%
	servicios	3.15%	1,020.2	424.60	6.29%	866.2	390.42	17.78%	8.76%
tamaño de la empresa	1 - 10	29.19%	1,053.5	459.49	30.83%	894.9	399.11	17.73%	15.13%
	11 - 50	35.23%	1,159.4	480.87	33.38%	1,086.4	492.84	6.71%	-2.43%
	51 - 100	11.35%	1,341.8	573.29	10.29%	1,149.9	546.09	16.69%	4.98%
	101 - 250	16.24%	1,558.2	572.40	12.40%	1,329.3	514.75	17.22%	11.20%
	251 - 500	5.98%	1,879.6	667.84	6.03%	1,394.0	661.60	34.84%	0.94%
	500 - 1000	2.01%	1,186.2	544.22	7.08%	840.0	278.45	41.21%	95.45%
antigüedad en el puesto (contrato actual)	1 - 6 meses	33.47%	1,029.1	416.37	28.79%	914.3	390.10	12.56%	6.73%
	6 - 12 meses	12.80%	1,218.8	574.10	16.19%	1,057.1	541.14	15.30%	6.09%
	12 - 18 meses	10.27%	1,253.1	505.88	8.63%	1,053.8	468.48	18.91%	7.98%
	18 - 24 meses	5.71%	1,442.1	694.67	7.74%	1,186.8	614.07	21.51%	13.12%
	24 - 30 meses	4.98%	1,277.9	537.21	4.73%	1,048.8	472.37	21.84%	13.73%
	30 - 36 meses	4.20%	1,523.5	704.61	5.72%	1,233.7	628.75	23.48%	12.06%
	3 - 4 años	6.10%	1,411.6	598.69	7.36%	1,117.5	512.00	26.32%	16.93%
	4 - 5 años	4.09%	1,456.8	606.05	4.77%	1,091.7	485.93	33.44%	24.72%
	5 - 6 años	3.22%	1,526.3	624.78	3.05%	1,090.8	476.51	39.93%	31.12%
más 6 años	15.15%	1,474.8	554.56	13.02%	1,230.6	488.79	19.84%	13.46%	
trabajando en una ETT	9.56%	1,591.1	701.15	15.88%	1,499.4	639.92	6.12%	9.57%	
contrato indefinido	55.48%	1,468.4	614.53	60.59%	1,205.2	528.12	21.84%	16.36%	

Nota: La muestra de estimación contiene 32,322 salarios para hombres y 11,828 para mujeres. En total, cuenta con información sobre 1,657 empresas y 44,150 registros.

Fuente: Muestra del Fichero de Afiliados y Empresas del Régimen General de la Seguridad Social. Elaboración Propia.

**Tabla 3. Distribución de los salarios mensuales por género (España)**

	HOMBRES			MUJERES			diferencia P75-25	diferencia P50-25	diferencia P75-50	
	P75-25	P50-25	P75-50	P75-25	P50-25	P75-50				
muestra completa	747.0	249.4	497.7	599.2	238.5	360.7	24.68%	4.58%	37.96%	
edad	16 - 29	442.1	175.7	266.4	444.4	190.6	253.9	-0.53%	-7.81%	4.93%
	30 - 45	800.8	263.5	537.4	731.2	281.6	449.6	9.52%	-6.44%	19.52%
	46 - 65	986.7	313.9	672.7	667.2	271.2	396.0	47.88%	15.73%	69.90%
inmigrante	363.4	166.7	196.7	378.5	180.8	197.8	-4.00%	-7.79%	-0.53%	
cualificación	alta	1,146.7	773.2	373.4	821.2	464.2	356.9	39.64%	66.56%	4.62%
	media - alta	1,279.0	600.6	678.4	1,179.4	377.5	801.9	8.44%	59.09%	-15.40%
	media	832.4	276.9	555.4	636.0	270.1	365.9	30.87%	2.51%	51.81%
	media - baja	543.1	201.9	341.2	448.4	206.7	241.7	21.13%	-2.34%	41.21%
	baja	407.3	160.3	246.9	419.7	220.2	199.5	-2.95%	-27.18%	23.78%
sectores	comercio	658.5	241.5	417.0	430.2	142.5	287.7	53.06%	69.47%	44.93%
	mina e industria	853.7	298.2	555.5	503.1	201.4	301.8	69.67%	48.06%	84.09%
	construcción	417.0	140.1	277.0	495.1	171.0	324.1	-15.77%	-18.06%	-14.55%
	hostelería	442.9	187.9	255.0	372.1	204.5	167.6	19.02%	-8.12%	52.14%
	transporte y telecomunicaciones	1,023.1	296.9	726.2	791.0	294.3	496.7	29.35%	0.88%	46.22%
	finanzas, inmobiliaria e investigación	1,389.4	388.3	1,001.1	685.7	258.4	427.3	102.62%	50.25%	134.29%
	sector público	354.7	162.5	192.3	793.6	253.7	539.9	-55.30%	-35.95%	-64.39%
	educación	923.3	411.0	512.4	925.5	517.8	407.7	-0.24%	-20.64%	25.68%
	sanidad	776.4	317.0	459.4	617.8	278.5	339.3	25.68%	13.84%	35.39%
	servicios	613.5	293.2	320.3	568.1	252.5	315.7	7.98%	16.12%	1.47%
tamaño de la empresa	1 - 10	415.6	164.5	251.1	483.4	217.4	266.0	-14.03%	-24.36%	-5.59%
	11 - 50	556.2	204.0	352.2	621.0	232.0	389.0	-10.43%	-12.05%	-9.47%
	51 - 100	877.3	327.3	550.0	692.0	283.6	408.4	26.78%	15.43%	34.67%
	101 - 250	901.4	321.4	580.1	627.4	247.4	380.0	43.67%	29.87%	52.66%
	251 - 500	1,337.0	528.3	808.7	724.9	265.8	459.1	84.44%	98.78%	76.13%
	500 - 1000	1,016.9	623.4	393.5	695.1	288.4	406.7	46.30%	116.17%	-3.24%
antigüedad en el puesto (contrato actual)	1 - 6 meses	472.8	195.5	277.3	477.1	204.6	272.6	-0.91%	-4.43%	1.72%
	6 - 12 meses	511.3	177.4	333.9	519.2	184.2	335.0	-1.53%	-3.72%	-0.33%
	12 - 18 meses	727.9	239.0	489.0	552.3	218.5	333.8	31.81%	9.37%	46.50%
	18 - 24 meses	725.7	223.4	502.3	637.1	231.3	405.8	13.91%	-3.40%	23.78%
	24 - 30 meses	746.3	247.0	499.2	548.8	221.8	327.0	35.99%	11.46%	52.69%
	30 - 36 meses	805.9	253.4	552.6	654.3	242.7	411.6	23.17%	4.40%	34.23%
	3 - 4 años	854.4	281.4	573.0	620.5	236.5	383.9	37.71%	18.99%	49.24%
	4 - 5 años	893.0	292.9	600.1	689.0	266.2	422.9	29.60%	10.06%	41.90%
	5 - 6 años	955.2	296.4	658.8	763.3	265.0	498.3	25.15%	11.86%	32.22%
	más 6 años	920.6	303.0	617.6	785.1	270.2	515.0	17.26%	12.15%	19.94%
comunidad autónoma	Andalucía	549.6	191.0	358.6	571.4	234.0	337.3	-3.81%	-18.38%	6.30%
	Aragón	730.9	325.7	405.2	553.6	182.0	371.6	32.02%	78.93%	9.04%
	Asturias	1,074.8	611.8	463.0	969.5	308.2	661.4	10.86%	98.55%	-30.00%
	Baleares	1,085.7	226.1	859.5	439.7	190.0	249.7	146.92%	19.02%	244.23%
	Canarias	550.4	186.7	363.7	539.0	184.8	354.2	2.12%	1.06%	2.67%
	Cantabria	513.8	171.2	342.7	732.1	330.5	401.6	-29.81%	-48.20%	-14.67%
	Castilla-León	342.1	141.8	200.3	432.4	168.4	264.0	-20.89%	-15.80%	-24.13%
	Castilla-La Mancha	411.9	170.7	241.2	534.9	233.4	301.5	-23.00%	-26.87%	-20.00%
	Cataluña	900.1	272.2	627.9	667.7	241.7	426.0	34.80%	12.59%	47.41%
	Comunidad Valenciana	415.8	126.7	289.2	409.4	172.4	236.9	1.58%	-26.55%	22.06%
	Extremadura	360.5	105.5	255.0	606.4	283.6	322.7	-40.54%	-62.80%	-20.98%
	Galicia	504.1	144.1	360.0	520.7	130.3	390.4	-3.18%	10.60%	-7.78%
	Madrid	940.9	313.4	627.6	820.0	300.5	519.5	14.75%	4.28%	20.80%
	Murcia	461.4	124.4	336.9	516.4	222.0	294.5	-10.66%	-43.94%	14.42%
	Navarra	879.3	315.0	564.3	665.5	272.5	392.9	32.13%	15.57%	43.62%
P. Vasco	803.1	266.1	537.1	669.0	292.3	376.7	20.06%	-8.96%	42.57%	
Rioja	634.9	311.1	323.8	682.2	277.9	404.4	-6.93%	11.97%	-19.92%	
trabajando en una ETT	826.5	250.0	576.5	845.8	346.5	499.3	-2.29%	-27.87%	15.46%	
contrato indefinido	906.7	293.5	613.2	675.4	242.5	432.9	34.26%	21.06%	41.65%	

Fuente: Muestra del Fichero de Afiliados y Empresas del Régimen General de la Seguridad Social. Elaboración Propia.

**Tabla 4. Distribución de los salarios mensuales por género (Andalucía)**

	HOMBRES			MUJERES			diferencias P75-25	diferencias P75-50	diferencias P50-25	
	P75-25	P75-50	P50-25	P75-25	P75-50	P50-25				
muestra completa	549.6	358.6	191.0	571.4	337.3	234.0	-3.81%	6.30%	-18.38%	
edad	16 - 29	378.2	210.1	168.0	469.3	240.2	229.1	-19.42%	-12.52%	-26.66%
	30 - 45	620.3	414.8	205.5	609.3	359.9	249.4	1.81%	15.24%	-17.58%
	46 - 65	806.2	534.9	271.3	641.7	460.4	181.3	25.64%	16.18%	49.66%
	inmigrante	253.4	125.5	127.9	413.5	146.2	267.4	-38.73%	-14.17%	-52.15%
cualificación	alta	1,230.7	594.2	636.5	690.3	284.9	405.4	78.29%	108.59%	57.01%
	media - alta	1,285.0	556.1	728.9	1,321.1	974.2	346.9	-2.73%	-42.92%	110.15%
	media	761.7	491.5	270.2	580.2	347.5	232.7	31.28%	41.45%	16.11%
	media - baja	376.6	235.6	141.0	428.2	226.8	201.4	-12.07%	3.86%	-30.00%
	baja	383.7	221.0	162.7	392.4	152.9	239.5	-2.20%	44.52%	-32.04%
sectores	comercio	517.7	317.0	200.7	395.4	208.3	187.1	30.91%	52.17%	7.24%
	mina e industria	847.9	545.7	302.2	738.8	378.3	360.5	14.76%	44.23%	-16.17%
	construcción	244.8	155.4	89.4	351.6	205.5	146.1	-30.37%	-24.36%	-38.82%
	hostelería	477.6	316.0	161.6	403.1	218.4	184.7	18.50%	44.72%	-12.51%
	transporte y telecomunicaciones	1,635.9	1,284.9	351.0	1,524.7	459.0	1,065.8	7.29%	179.96%	-67.07%
	finanzas, inmobiliaria e investigación	525.3	325.0	200.3	409.0	230.3	178.7	28.44%	41.11%	12.10%
	sector público	376.8	158.7	218.1	674.2	332.0	342.2	-44.11%	-52.19%	-36.28%
	educación	990.5	514.2	476.3	966.7	317.7	649.0	2.46%	61.87%	-26.61%
	sanidad	539.5	167.8	371.6	608.3	466.0	142.3	-11.32%	-63.98%	161.08%
	servicios	547.3	270.9	276.4	483.2	309.6	173.6	13.27%	-12.51%	59.25%
	tamaño de la empresa	1 - 10	360.1	196.7	163.4	488.9	231.7	257.2	-26.35%	-15.14%
11 - 50		386.8	236.4	150.3	576.3	368.9	207.4	-32.88%	-35.91%	-27.51%
51 - 100		693.6	444.4	249.2	556.7	400.0	156.7	24.58%	11.10%	59.00%
101 - 250		737.4	490.5	246.9	420.0	237.0	183.0	75.57%	106.99%	34.89%
251 - 500		1,258.6	712.0	546.5	1,033.6	734.9	298.7	21.76%	-3.12%	83.00%
500 - 1000		515.0	395.9	119.1	300.2	78.6	221.5	71.59%	403.60%	-46.23%
antigüedad en el puesto (contrato actual)	1 - 6 meses	413.2	221.6	191.6	568.6	295.0	273.6	-27.33%	-24.89%	-29.96%
	6 - 12 meses	481.1	333.1	148.0	599.0	380.3	218.7	-19.68%	-12.40%	-32.33%
	12 - 18 meses	509.1	317.4	191.7	515.3	313.1	202.2	-1.21%	1.37%	-5.20%
	18 - 24 meses	1,053.3	809.0	244.3	800.0	581.6	218.4	31.66%	39.09%	11.88%
	24 - 30 meses	560.5	376.8	183.7	472.4	297.4	175.0	18.66%	26.73%	4.96%
	30 - 36 meses	1,294.3	1,012.3	282.1	880.5	697.1	183.3	47.00%	45.20%	53.86%
	3 - 4 años	789.4	520.2	269.2	564.0	394.7	169.3	39.95%	31.77%	59.01%
	4 - 5 años	938.5	635.6	302.9	547.6	408.8	138.7	71.39%	55.47%	118.28%
	5 - 6 años	1,033.5	707.5	326.0	520.7	331.7	189.0	98.48%	113.30%	72.48%
	más 6 años	701.1	452.9	248.2	508.4	295.9	212.5	37.92%	53.06%	16.83%
trabajando en una ETT	1,247.7	971.4	276.2	951.1	483.5	467.7	31.17%	100.92%	-40.93%	
contrato indefinido	873.9	590.3	283.6	598.4	381.6	216.8	46.03%	54.69%	30.79%	

Fuente: Muestra del Fichero de Afiliados y Empresas del Régimen General de la Seguridad Social. Elaboración Propia.

**Tabla 5. Regresión censurada con estimación de la varianza: España**

Variable dependiente: logaritmo del salario mensual

	HOMBRES				MUJERES			
	Media		D. típica		Media		D. típica	
	Coefficiente	t	Coefficiente	t	Coefficiente	t	Coefficiente	t
edad	0.0225	49.56	-0.0084	-7.59	0.0188	28.12	0.0093	5.73
edad <sup>2</sup>	-0.0002	-38.60	0.0001	8.70	-0.0002	-24.76	-0.0001	-3.29
inmigrante	-0.0318	-4.79	-0.0266	-1.72	0.0440	3.09	0.0049	0.17
cualificación alta	0.7047	153.73	0.5287	59.09	0.6443	140.48	0.3084	30.19
cualificación media - alta	0.3253	34.08	0.2767	15.44	0.4208	30.63	0.2719	10.64
cualificación media	0.0711	10.22	0.1327	9.62	0.2583	37.83	0.0932	6.48
cualificación media - baja	0.0895	54.23	-0.0004	-0.09	0.1438	54.27	0.0244	3.70
mina e industria	0.0423	19.23	-0.1000	-18.96	0.0740	22.99	0.1057	13.59
construcción	0.0218	9.13	-0.1879	-32.23	0.1078	16.91	-0.0337	-2.14
hostelería	-0.1107	-30.15	-0.1164	-12.99	0.0573	13.42	0.0034	0.32
transporte y telecomunicaciones	0.0505	14.97	-0.0148	-1.86	0.2039	30.78	0.1182	7.75
finanzas, inmobiliaria e investigación	-0.0253	-7.21	0.1526	21.22	0.0131	3.80	0.1929	24.09
sector público	0.0294	2.36	-0.1564	-6.09	0.0972	6.90	-0.2600	-9.44
educación	-0.1621	-11.84	-0.0768	-3.02	0.0791	7.33	0.0370	1.67
sanidad	-0.2186	-28.13	-0.0905	-5.11	-0.1140	-27.62	-0.0656	-6.39
servicios	-0.1336	-27.13	0.1308	12.71	-0.1009	-21.54	0.1080	9.60
tamaño 11 - 50	0.1118	62.61	-0.0157	-3.57	0.1224	42.88	-0.0786	-12.06
tamaño 51 - 100	0.2246	88.98	0.0747	12.65	0.2010	56.15	-0.0960	-11.61
tamaño 101 - 250	0.2307	61.41	0.0090	1.06	0.2707	45.93	-0.1251	-9.88
tamaño 251 - 500	0.2311	29.59	0.0165	1.01	0.2642	39.13	-0.0953	-6.32
tamaño 501 - 1000	0.3446	46.32	-0.0711	-4.40	0.2673	40.19	-0.2190	-15.05
antigüedad entre 6 - 12 meses	0.0803	31.08	-0.1887	-31.58	0.0382	11.00	-0.1040	-12.98
antigüedad entre 12 - 18 meses	0.1069	39.21	-0.1977	-30.79	0.0797	20.87	-0.1235	-13.60
antigüedad entre 18 - 24 meses	0.0893	27.37	-0.1967	-25.10	0.0687	15.13	-0.0885	-8.37
antigüedad entre 24 - 30 meses	0.0972	29.43	-0.2202	-27.38	0.0836	18.96	-0.1760	-16.10
antigüedad entre 30 - 36 meses	0.0838	22.85	-0.2306	-25.57	0.0700	13.80	-0.1224	-10.02
antigüedad entre 3 - 4 años	0.1060	32.51	-0.1840	-23.78	0.0877	21.03	-0.1447	-14.14
antigüedad entre 4 - 5 años	0.1204	34.45	-0.2018	-23.51	0.1121	23.73	-0.1342	-11.60
antigüedad entre 5 - 6 años	0.1351	36.24	-0.2429	-25.94	0.1405	26.82	-0.1412	-10.82
antigüedad entre más 6 años	0.1763	68.30	-0.2579	-42.89	0.1877	53.30	-0.1333	-16.35
trabajando en una ETT	-0.0561	-7.24	0.1143	6.41	0.0715	5.97	0.2270	10.03
cualificación medio-alto * ETT	-0.1002	-10.44	-0.2102	-9.03	-0.1594	-13.64	-0.2541	-8.75
cualificación medio * ETT	0.0280	3.30	-0.0631	-2.95	-0.0086	-1.18	-0.1815	-9.26
cualificación medio-bajo * ETT	0.0214	3.31	-0.0125	-0.69	0.0695	9.56	-0.0726	-4.06
hostelería * ETT	0.2786	14.98	-0.0964	-1.95	-0.0423	-1.47	0.0519	0.83
transporte y telecomunicaciones * ETT	0.1762	13.13	-0.1576	-4.79	0.3243	16.13	-0.6884	-9.02
educación * ETT	0.1154	8.38	-0.1249	-4.56	0.0643	4.58	-0.1908	-6.82
sanidad * ETT	0.0985	7.48	-0.2669	-8.66	0.1040	8.08	-0.2148	-8.29
servicios * ETT	0.4474	21.56	-0.0297	-0.78	0.4505	21.94	-0.0568	-1.45
contrato indefinido	0.1015	44.87	-0.1317	-24.34	0.2290	61.29	-0.2889	-35.33
inmigrante * c. Indefinido	-0.0767	-8.05	-0.0164	-0.71	-0.1001	-5.40	-0.0077	-0.18
cualificación medio - alto * c. Indefinido	0.1537	15.47	0.1047	5.54	0.1415	10.09	0.1779	6.60
cualificación medio * c. Indefinido	0.1371	19.07	0.0759	5.25	0.0205	2.93	0.0554	3.67
aapp * c. Indefinido	-0.1157	-10.23	-0.1504	-5.76	-0.1387	-13.87	0.0208	0.84
educación * c. Indefinido	-0.1403	-10.61	0.1173	4.33	-0.2025	-19.42	0.0192	0.87
tamaño 101 - 250 * c. Indefinido	0.0474	11.22	-0.0086	-0.89	-0.0013	-0.21	0.0260	1.81
tamaño 251 - 500 * c. Indefinido	0.1185	13.93	-0.0742	-4.00	0.0035	0.49	-0.1956	-11.46
tamaño 501 - 1000 * c. Indefinido	0.0339	4.44	-0.2836	-15.74	-0.0024	-0.33	-0.2505	-14.11
Constante	6.1667	678.89	-0.7277	-33.70	5.9974	460.35	-1.0764	-34.41
Observaciones	228,940				123,098			
Log likelihood	-91,673.01				-54,791.58			

**Grupo de referencia:** trabajador de una empresa dedicada al comercio de menos 10 empleados, no inmigrante, con baja cualificación, de menos de 6 meses de antigüedad en el puesto de trabajo, no contratado por una ETT, sin trabajo fijo y residente en la comunidad de Madrid.



**Tabla 6. Regresión censurada con estimación de la varianza: Andalucía**

Variable dependiente: logaritmo del salario mensual

	HOMBRES				MUJERES			
	Media		D. típica		Media		D. típica	
	Coefficiente	t	Coefficiente	t	Coefficiente	t	Coefficiente	t
edad	0.0254	20.77	-0.0227	-7.55	0.0188	9.10	0.0165	2.94
edad <sup>2</sup>	-0.0002	-16.29	0.0003	7.42	-0.0002	-7.76	-0.0002	-2.79
inmigrante	-0.1003	-3.85	-0.1664	-2.18	0.0707	0.89	0.0645	0.39
cualificación alta	0.5910	46.05	0.5294	20.72	0.6093	38.32	0.3658	10.50
cualificación media - alta	0.2962	12.19	0.3094	6.09	0.3944	7.09	0.2046	1.86
cualificación media	0.0767	4.28	0.2582	7.48	0.2182	9.00	0.2874	6.38
cualificación media - baja	0.0550	12.71	-0.0562	-4.97	0.1565	17.84	0.0240	1.07
mina e industria	0.0346	5.90	0.0699	4.77	0.0637	4.78	0.3532	12.29
construcción	0.0164	2.73	-0.1027	-6.68	0.0412	1.79	0.0119	0.22
hostelería	-0.0904	-11.53	-0.0576	-2.81	0.0954	7.92	-0.0561	-1.81
transporte y telecomunicaciones	-0.0091	-1.02	0.0565	2.62	0.1639	6.98	0.0250	0.47
finanzas, inmobiliaria e investigación	-0.1178	-11.37	0.3319	15.47	-0.0387	-3.30	0.1050	3.70
sector público	0.0521	1.69	0.6016	10.22	0.0674	1.07	0.3661	3.63
educación	-0.2297	-4.60	0.1603	1.85	0.0542	1.45	0.1451	2.05
sanidad	-0.0978	-5.44	-0.1340	-2.64	-0.0887	-6.77	-0.0768	-2.08
servicios	-0.1926	-15.30	0.0865	2.93	-0.1187	-7.80	0.0208	0.56
tamaño 11 - 50	0.1037	22.65	-0.0991	-8.71	0.1191	13.50	-0.1236	-5.92
tamaño 51 - 100	0.2441	34.24	0.0530	3.22	0.2596	21.67	-0.2104	-6.90
tamaño 101 - 250	0.3064	36.21	-0.1007	-4.81	0.4725	24.08	-0.2347	-5.43
tamaño 251 - 500	0.5801	26.00	0.0889	1.99	0.4113	15.17	-0.2756	-4.40
tamaño 501 - 1000	-0.0001	0.00	-0.4079	-5.20	0.0051	0.17	-0.0596	-0.87
antigüedad entre 6 - 12 meses	0.0616	10.22	-0.1822	-12.03	0.0517	4.85	-0.0738	-2.85
antigüedad entre 12 - 18 meses	0.0716	11.35	-0.2180	-13.28	0.0490	3.98	-0.0468	-1.51
antigüedad entre 18 - 24 meses	0.0879	10.26	-0.1655	-7.65	0.0626	5.10	-0.1346	-4.04
antigüedad entre 24 - 30 meses	0.0723	8.58	-0.2090	-9.47	0.0536	3.72	-0.1283	-3.30
antigüedad entre 30 - 36 meses	0.0736	7.73	-0.1733	-6.89	0.0371	2.82	-0.1719	-4.57
antigüedad entre 3 - 4 años	0.1101	12.90	-0.1542	-7.10	0.0856	6.69	-0.1034	-3.07
antigüedad entre 4 - 5 años	0.1276	13.07	-0.1870	-7.52	0.0899	6.23	-0.1563	-4.05
antigüedad entre 5 - 6 años	0.1477	14.31	-0.2369	-8.60	0.0916	5.19	-0.0949	-2.04
antigüedad entre más 6 años	0.1469	21.41	-0.2438	-14.14	0.1810	14.67	-0.1009	-3.29
trabajando en una ETT	-0.1096	-8.12	-0.2956	-7.95	-0.0869	-3.56	0.2118	3.81
cualificación media - alta * ETT	-0.0460	-2.03	-0.6102	-8.90	-0.1226	-3.39	-0.0919	-0.80
cualificación media * ETT	0.0286	1.62	-0.0150	-0.29	-0.0049	-0.18	-0.2893	-3.88
cualificación media - baja * ETT	0.0830	5.82	0.1669	4.11	0.0482	1.70	-0.0767	-1.10
transporte y telecomunicaciones * ETT	0.3281	14.40	-0.1430	-2.38	0.5087	12.29	-1.0715	-8.78
educación * ETT	0.0459	1.39	0.3992	5.66	0.2463	7.61	-0.2721	-3.53
sanidad * ETT	-0.1252	-1.05	0.7477	3.38	0.2871	3.02	0.1410	0.72
servicios * ETT	0.3797	9.65	0.3176	3.54	0.4089	8.24	-0.1547	-1.31
contrato indefinido	0.1288	22.09	-0.0523	-3.62	0.2582	23.51	-0.2597	-10.27
inmigrante * c. Indefinido	0.0044	0.08	0.3465	2.80	-0.0612	-0.53	0.0935	0.36
cualificación media - alta * c. Indefinido	0.1691	6.60	0.2063	3.82	0.0358	0.61	0.1507	1.31
cualificación media * c. Indefinido	0.1162	6.18	-0.0326	-0.88	0.0497	1.97	-0.1368	-2.81
aapp * c. Indefinido	-0.0011	-0.04	-0.8028	-12.38	0.1671	2.62	-0.7504	-6.79
educación * c. Indefinido	0.0038	0.07	-0.3549	-3.98	-0.1851	-4.75	-0.2078	-2.75
tamaño 101 - 250 * c. Indefinido	0.0950	9.63	-0.2177	-8.46	-0.0899	-4.35	-0.1621	-3.29
tamaño 251 - 500 * c. Indefinido	-0.0640	-2.67	-0.1638	-3.25	-0.0886	-3.06	-0.1309	-1.79
tamaño 501 - 1000 * c. Indefinido	0.1275	3.97	-0.1562	-1.82	0.1649	5.39	-0.5720	-7.81
Constante	6.0740	255.71	-0.5475	-9.47	5.8878	145.38	-1.2009	-11.24
Observaciones	32,322				11,828			
Log likelihood	-12,434.68				-4,815.01			

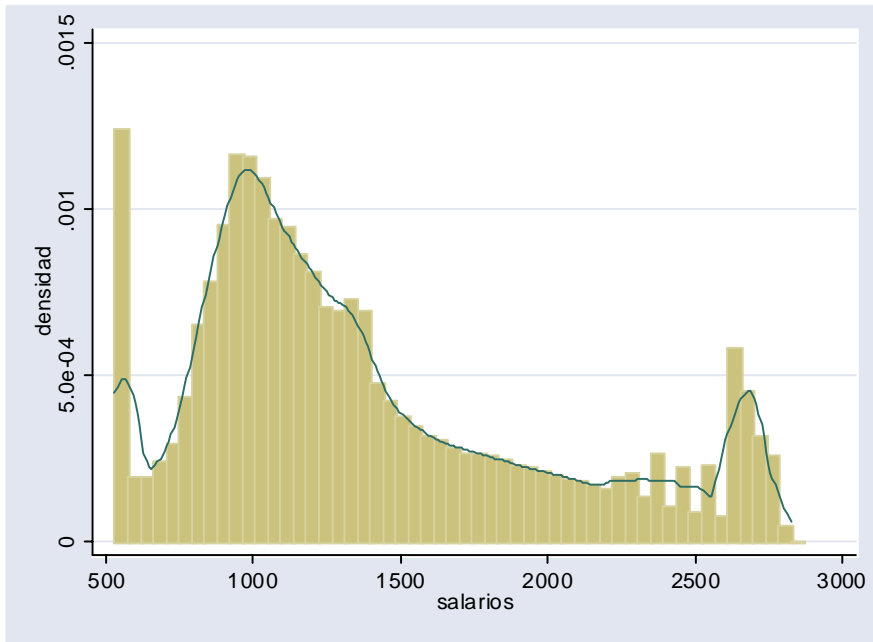
**Grupo de referencia:** trabajador de una empresa dedicada al comercio de menos 10 empleados, no inmigrante, con baja cualificación, de menos de 6 meses de antigüedad en el puesto de trabajo, no contratado por una ETT, sin trabajo fijo.

**Tabla 7. Descomposición de Blinder - Oaxaca**

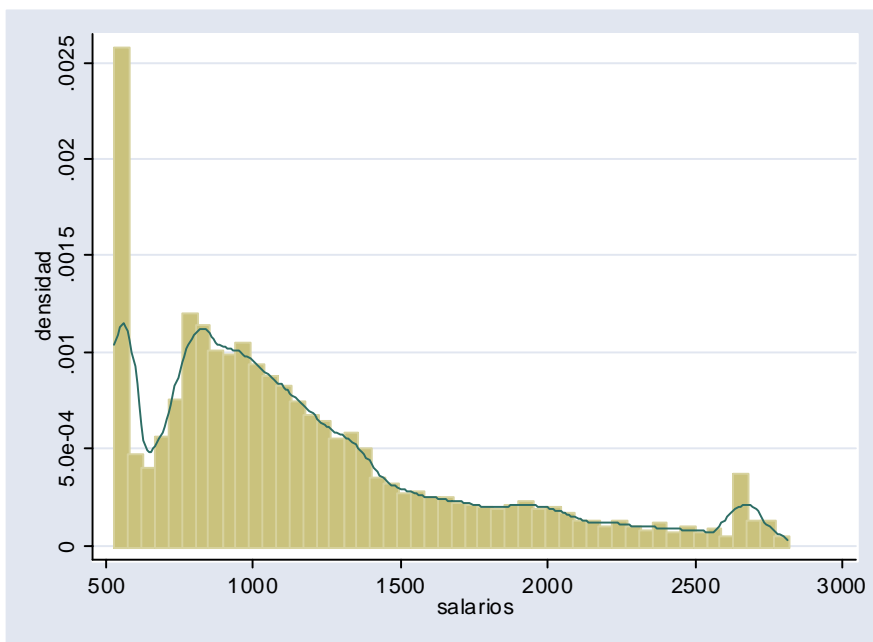
		Diferencias en las características	Diferencias en el retorno a la media	Diferencias en el retorno a la varianza	Total
<b>España</b>					
MCO		0.03982	0.13084		0.17067
	en porcentaje	23.33%	76.67%		100%
Modelo censurado estándar <sup>1</sup>		0.04053	0.13326	0.00012	0.17391
	en porcentaje	23.31%	76.62%	0.07%	100%
Modelo censurado con estimación de la varianza		0.03377	0.14389	-0.00437	0.17329
	en porcentaje	19.49%	83.04%	-2.52%	100%
<b>Andalucía</b>					
MCO		0.04974	0.12196		0.17170
	en porcentaje	28.97%	71.03%		100%
Modelo censurado estándar		0.05228	0.12445	-0.00054	0.17619
	en porcentaje	29.67%	70.63%	-0.30%	100%
Modelo censurado con estimación de la varianza		0.05094	0.12844	-0.00229	0.17710
	en porcentaje	28.77%	72.53%	-1.29%	100%
<b>Cualificación Alta</b>					
MCO		0.11184	0.04138		0.15322
	en porcentaje	72.99%	27.01%		100%
Modelo censurado estándar		0.12228	0.04545	-0.00632	0.16141
	en porcentaje	75.75%	28.16%	-3.91%	100%
Modelo censurado con estimación de la varianza		0.11810	0.04335	-0.00262	0.15884
	en porcentaje	74.35%	27.30%	-1.65%	100%
<b>Cualificación Baja</b>					
MCO		0.03247	0.15174		0.18421
	en porcentaje	17.63%	82.374%		100%
Modelo censurado estándar		0.03340	0.15348	-0.00070	0.18618
	en porcentaje	17.94%	82.44%	-0.38%	100%
Modelo censurado con estimación de la varianza		0.02925	0.15596	0.00049	0.18570
	en porcentaje	15.75%	83.99%	0.26%	100%

<sup>1</sup> Descomposición hecha de acuerdo a la fórmula (3.12). La misma descomposición es usada para el modelo censurado con estimación de la varianza y para cada uno de los subgrupos: Andalucía, Cualificación Alta y Cualificación Baja.

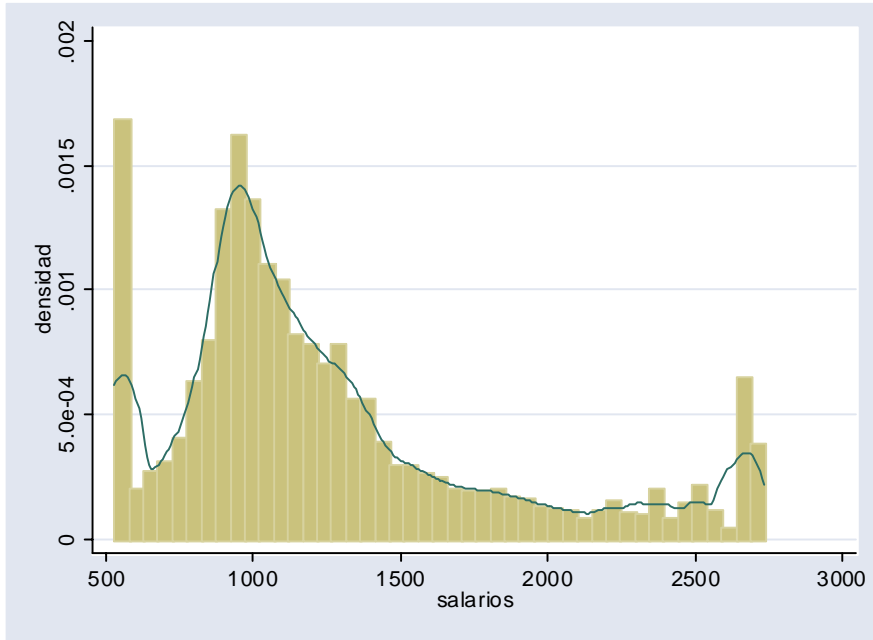
**Figura 1.** Histograma y Función de Densidad (Kernel) de los salarios masculinos en España.



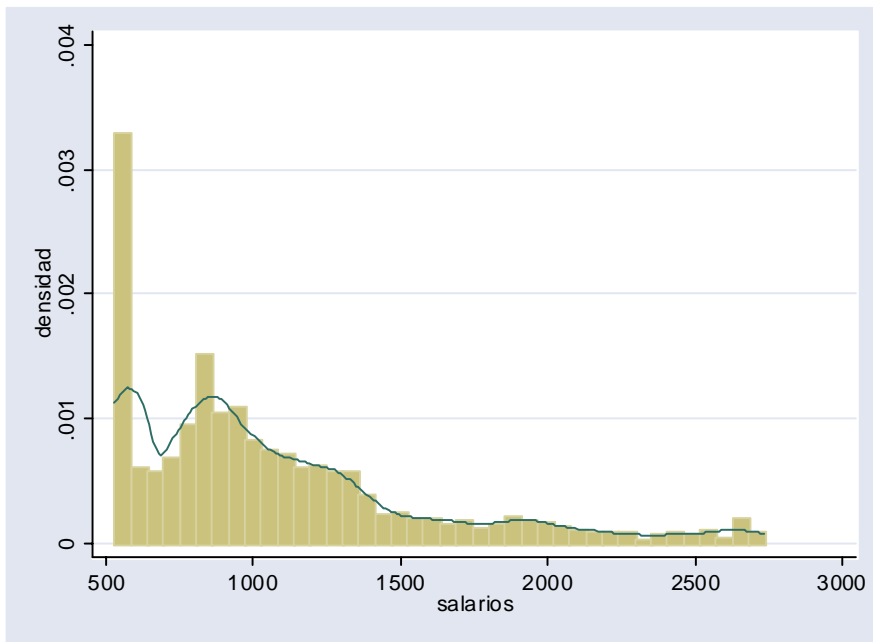
**Figura 2.** Histograma y Función de Densidad (Kernel) de los salarios femeninos en España.



**Figura 3.** Histograma y Función de Densidad (Kernel) de los salarios masculinos en Andalucía.



**Figura 4.** Histograma y Función de Densidad (Kernel) de los salarios femeninos en Andalucía.



## Bibliografía

- ABADIE, A. (1997): “Change in the Spanish Labor Income structure during the 1980’s: A quantile regression approach,” *Investigaciones Económicas* 21, pp. 253 – 272.
- ALÁEZ, R., ULLIBARRI, M. (1999): “Discriminación salarial por sexo en la Comunidad Autónoma Vasca: un análisis del sector privado y sus diferencias con España”. *Ekonomiaz, Revista Vasca de Economía*, 45, pp. 284-303.
- ALÁEZ, R., ULLIBARRI, M. (2000): “Discriminación salarial por sexo: un análisis del sector privado y sus diferencias regionales en España”, *ICE*, 789, pp. 117-138.
- ARELLANO M., BENTOLILA, S., BOVER, O. (2001): “The Distribution of Earnings In Spain During The 1980s: The effects of Skill, Unemployment, and Union Power”. CEPR. Discussion Paper Series. No. 2770.
- ARELLANO, M., BOVER, O. (1995): “Female Labour Force Participation in the 1980’s: The Case of Spain”, *Investigaciones Económicas*, 29, pp. 171–194.
- BAUER, TK., SINNING, M. (2005): “Blinder-Oaxaca Decomposition for Tobit Models”. Discussion Paper Series. Institute for the Study of Labor (IZA DP. 1795).
- BECKER, G.S. (1957): “The Economics of Discrimination, Chicago”. University of Chicago Press (Edición original, 1957).
- BLINDER, A S. (1973): “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Variables”. *Journal of Human Resources*, 8, pp. 436-455.
- BROWN, R. S. (1980): “Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials”, *Journal of Human Resources* 15. pp. 3 – 28.
- DE LA RICA, S., DOLADO, J.J., LLORENT, V. (2005): “Ceiling and Floors: Gender Wage by Education in Spain.” *IZA Discussion Paper* 1483.
- DE LA RICA, S., UGIDOS, A. (1995): “¿Son las diferencias en capital humano determinantes de las diferencias salariales observadas entre

hombres y mujeres?”, *Investigaciones Económicas* XIX(3), pp. 395 – 414.

- DOLADO, J.J., FELGUEROSO, F., y JIMENO, J.F. (2004): “Where do Women Work?: Analyzing Patterns in Occupational Segregation By Gender”, *Annales d’Economie et de Statistique*, 71-72, pp. 293-315.
- GARCÍA, J.R. (2003): “La desigualdad Salarial en España. Efectos de un Diseño Muestral Complejo”. FEDEA Documento de Trabajo 2003-26.
- GARCÍA-CRESPO, M.D. (1996): “Movilidad Profesional y Discriminación Salarial en el Mercado de Trabajo Español”. Tesis Doctoral. Universidad de Málaga.
- GARCÍA-CRESPO, M.D. (2001): “Discriminación Salarial por Sexo en Andalucía”. Mimeo. Universidad de Málaga.
- GARCÍA, J., HERNÁNDEZ, P.J., LÓPEZ-NICOLÁS, A. (2001), “How Wide is the Gap? An investigation of Gender Wage Differences using Quantile Regression”, *Empirical Economics*, 29, pp. 149 – 168.
- GARDEAZABAL, J., UGIDOS, A. (2005): “Gender wages discrimination at quantiles”. *Journal of Population Economics*, Springer, vol. 18(1), pp.165-179, 07.
- HERNÁNDEZ, P.J. (1995): “Análisis Empírico de la Discriminación Salarial de la Mujer en España”. *Investigaciones Económicas*. Volumen XIX (2), pp. 195 – 215.
- KOENKER, R., BASSETT, G. (1978): “Regression Quantiles”, *Econometrica*, Vol. 46, No. 1.
- MANERO, M. (1999): “La discriminación salarial en el mercado de trabajo español”, Tesina CEMFI no. 9906.
- NEUMARK, D. (1988): “Employers Discriminatory behaviour and the estimation of wage discrimination”. *Journal of Human Resources* 23, pp. 279-295.
- OAXACA, R. (1973): “Male-female wage differentials in urban labor markets.” *International Economic Review*, 14(3), pp. 693-709.
- OAXACA, R., RANSOM, M. (1994): “On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials”, *Journal of Econometrics*, 61, pp. 5-21.

- PENA-BOQUETE, Y., FERNÁNDEZ, M. (2006): “A Comparative Análisis of the Evolution of Gender Wage Discrimination: Spain vs. Galicia”. Documento de Trabajo, Universidad de York.
- PRIETO, J. (1995): “Discriminación Salarial de la Mujer y Movilidad Laboral”. Tesis doctoral, Universidad de Oviedo.
- SIMÓN, H. (2006): “Diferencias Salariales entre hombres y mujeres en España: Una comparación Internacional con datos emparejados Empresa-Trabajador”. Investigaciones Económicas XXX(1), pp. 55- 87.
- UGIDOS, A. (1994): “Gender Wage Differentials and Sample Selection: Evidence from Spain”. Documento de Trabajo 94.01. Departamento de Teoría Económica, Economía Aplicada II y III e Instituto de Economía Pública, Universidad del País Vasco.