

ANÁLISIS DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES ENTRE TRABAJADORES INDEFINIDOS*

JESÚS CLEMENTE LÓPEZ
INMACULADA GARCÍA MAINAR
MARCOS SANZO NAVARRO
Universidad de Zaragoza

Resumen: El objetivo de este estudio es analizar las diferencias salariales entre los trabajadores indefinidos en España, dependiendo de si su contrato cuenta con alguna bonificación en la cuota de la Seguridad Social o no. La base de datos utilizada para ello es la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL) del año 2005. Junto a un análisis descriptivo que pone de manifiesto una diferencia salarial a favor de los contratos no bonificados y diferencias en las características de ambos tipos de trabajadores, se lleva a cabo un análisis econométrico y una descomposición de la diferencia, teniendo en cuenta la censura de los datos. Los resultados asignan al menos el 45% de la diferencia media a una superior remuneración de las características de los contratos sin bonificación. El análisis por cuantiles muestra que la diferencia salarial es creciente y se debe tanto a un aumento en la discriminación como en la diferencia en dotaciones. En definitiva, la política de bonificaciones, además de la influencia que haya podido tener en el volumen de contratación estable, ha generado la presencia de dos tipos de trabajadores con características y puestos de trabajo diferentes, apareciendo una discriminación hacia los trabajadores bonificados que tiene una magnitud no despreciable y se da en todos los niveles.

Palabras clave: Discriminación salarial, bonificaciones a la Seguridad Social, datos censurados, estimación cuantílica.

Clasificación JEL: J17, J31, J38.

(*) Los autores agradecen los comentarios de dos evaluadores anónimos y del editor responsable, así como de los participantes en las Jornadas de Usuarios de la Muestra Continua de Vidas Laborales, celebrada en Madrid en octubre de 2007. También agradecen las aclaraciones sobre las características de la muestra a Almudena Durán y Luis Toharia y la ayuda técnica de Scott Merryman y Carlos Pérez. Todos ellos han contribuido a mejorar sustancialmente la versión inicial del artículo, que ha contado con la ayuda financiera del proyecto del Ministerio de Trabajo y la Seguridad Social FIPROS 2006/57. Todos los posibles errores son responsabilidad única de los autores.

Una de las características más sobresalientes de nuestro mercado de trabajo es su alta tasa de contratación temporal. A principios de los años 80 la tasa de paro era de las más altas de los países de la OCDE, lo cual llevó a la reforma del mercado laboral de 1984 en la que se establecían medidas de flexibilización y se potenciaba el uso de los contratos temporales. El resultado fue un incremento excesivo de este tipo de contratación, con lo que en 1997 se diseñaron políticas activas que potenciasen los contratos indefinidos o fijos. Estas medidas fueron de dos tipos. Por un lado, se redujeron los costes de despido y, por otro, se establecieron contratos de fomento de empleo con bonificaciones en la cuota empresarial de la Seguridad Social¹. Ambos tipos de medidas fueron ampliadas en el año 2001, incrementando los grupos de trabajadores a los que iban dirigidas. De esta forma, apareció una nueva categoría contractual, la de los trabajadores fijos bonificados.

Las medidas incluidas en estas últimas reformas han hecho que España sea el país de la OCDE que más porcentaje del PIB dedica a subvencionar el empleo fijo, motivando la aparición de estudios que analizan los efectos de las políticas activas en el mercado de trabajo². Éstos son, fundamentalmente, de naturaleza empírica y se centran en evaluar el efecto sobre la creación de empleo³. Así, Segura (2001), Dolado, García-Serrano y Jimeno (2002), Kugler, Jimeno y Hernanz (2003), Arellano (2005) y García-Pérez y Rebollo (2007) concluyen que los efectos sobre el fomento de la contratación indefinida son positivos, aunque de escasa importancia.

Además del volumen de contratos indefinidos bonificados, también cabe preguntarse acerca de la remuneración que perciben los trabajadores que acceden a dichos contratos, comparados con los que no presentan bonificación. En el mercado de trabajo español se han analizado ampliamente las diferencias salariales entre los trabajadores temporales e indefinidos, pero no entre los dos tipos de trabajadores indefinidos. El motivo fundamental de esta carencia ha sido la ausencia de datos que permitieran realizar la comparación, subsanado actualmente por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, que ha puesto a disposición de los investigadores la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL).

En la MCVL se ofrece información referida a las bases de cotización mensuales de los afiliados a la Seguridad Social, variable que sirve como aproximación al salario. Para ilustrar la esencia de la cuestión central que motiva este trabajo, el gráfico 1 muestra la distribución de dichas bases de cotización de los trabajadores indefinidos distinguiendo si su contrato es bonificado o no. En el mismo queda patente que el salario de los trabajadores bonificados es inferior, por

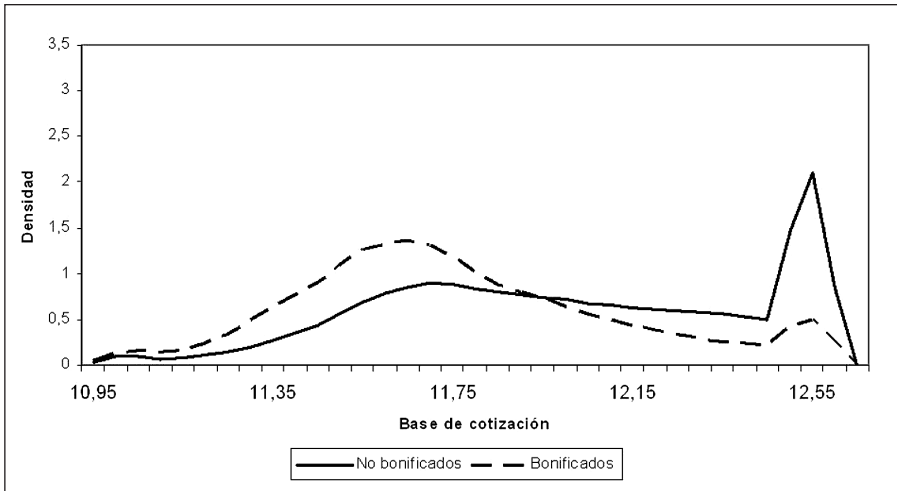
(1) Desde 1985 existían algunas subvenciones y bonificaciones de la cuota empresarial a la Seguridad Social por contingencias comunes, sobre todo dirigidas al empleo en el sector privado. Sin embargo, es a partir del año 1997 cuando éstas se amplían sustancialmente.

(2) El 0,45% del PIB en el período 2000-2002 se destinó a subvencionar el empleo [Cueto (2006)].

(3) Desde un punto de vista teórico no hay muchos trabajos que proporcionen resultados sobre las consecuencias de medidas incentivadoras del empleo. Katz (1986) y, más recientemente, Mortensen y Pissarides (2003) son dos buenos ejemplos de modelos teóricos sobre las consecuencias en los flujos de empleo de diferentes tipos de subsidios.

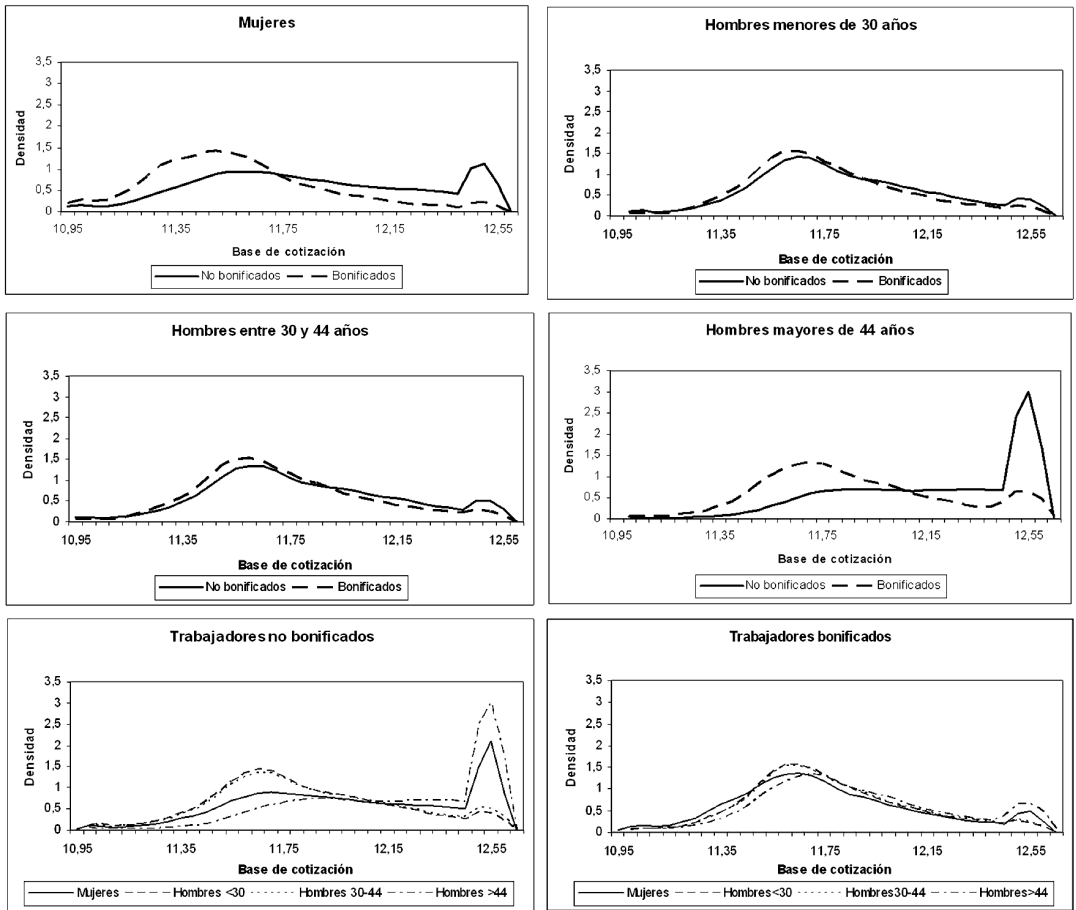
lo que cabe preguntarse el origen de esta diferencia. Resulta interesante plantearse si esta discrepancia viene originada por una diferente dotación de capital humano, dado que en gran medida los beneficiarios de esta política activa pertenecen a colectivos específicos con menor posibilidad de encontrar empleo indefinido o, por el contrario, responde a cierto tipo de discriminación asociada al hecho de que estas bonificaciones impliquen una mayor estabilidad del puesto de trabajo, que podría suponer un *feedback* entre ésta y un menor salario. El gráfico 2 muestra las mismas distribuciones para determinados grupos de trabajadores, distinguiendo por sexo y edad, poniendo de manifiesto que las distribuciones de los trabajadores bonificados presentan más similitudes que las correspondientes a los no bonificados. En ambos casos, el grupo de hombres menores de 30 años y de 30 a 44 muestran distribuciones parecidas, a pesar de que es más fácil que los primeros satisfagan requisitos para que su contratación sea bonificada. Aquellos trabajadores para los que se observan mayores diferencias entre bonificados y no bonificados son los hombres mayores de 44 años. Esto puede ser debido a que la situación de estos trabajadores cuando tienen contrato indefinido no bonificado se corresponde con una posición laboral muy consolidada alcanzando, por ello, el nivel máximo de la base de cotización. Esta situación contrasta en gran medida con la de un trabajador de esta edad que pierde su empleo y, posteriormente, accede a un contrato bonificado. Algo similar ocurre en el caso de las mujeres, aunque las disparidades entre distribuciones no son tan importantes como en el caso anterior.

Gráfico 1: DISTRIBUCIONES DE LAS BASES DE COTIZACIÓN MENSUALES (EN LOGARITMOS NATURALES) SEGÚN EL TIPO DE CONTRATO INDEFINIDO



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2005.

Gráfico 2: COMPARACIÓN DE LAS DISTRIBUCIONES DE LAS BASES DE COTIZACIÓN MENSUALES (EN LOGARITMOS NATURALES)



Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2005.

El análisis planteado a continuación es similar al utilizado en la comparación entre salarios de trabajadores temporales e indefinidos, cuya metodología se basa en la denominada descomposición Oaxaca-Blinder. La conclusión habitualmente establecida a este respecto es que la diferencia salarial se debe más a las características de los dos tipos de trabajadores y de sus ocupaciones que a una distinta remuneración de dichas características por el hecho de tener un tipo u otro de contrato [Jimeno y Toharia (1993), Bentolila y Dolado (1994), De la Rica y Felgueroso (2002), Davía y Hernanz (2004), De la Rica (2004), Motellón y López-Bazo (2006)].

Por tanto, el objetivo de este artículo es analizar la diferencia salarial observada entre los dos tipos de trabajadores indefinidos que surgieron al establecer el sistema de bonificaciones en la cuota de la Seguridad Social, tratando de identificar su origen. Partiendo de una breve descripción del sistema de bonificaciones y la estructura de la MCVL, se detalla cómo se ha construido la muestra a partir de la que se ha desarrollado el análisis y se presenta una descripción de la misma. Tras ello se justifica la elección de las técnicas aplicadas y se explica su implementación. Éstas tratan de abordar dos aspectos fundamentales. Por un lado, la naturaleza censurada de la información salarial mensual contenida en la MCVL. Por otro, la posibilidad de realizar el análisis para toda la distribución salarial. Para terminar, se presentan los resultados obtenidos y recopilan las principales conclusiones que pueden extraerse de los mismos.

1. LAS BONIFICACIONES A LA SEGURIDAD SOCIAL Y LA MCVL

1.1. Bonificaciones a la Seguridad Social vigentes en el período de la muestra

Las bonificaciones en la cuota de la Seguridad Social se dirigen fundamentalmente a los nuevos contratos indefinidos y a la transformación en indefinidos de contratos temporales vigentes. Estas medidas persiguen mejorar la integración laboral de colectivos que tienen un acceso más restringido a un contrato de trabajo (mayores de 45 años, mujeres, parados de larga duración, etc.) e incrementar la estabilidad de los trabajadores.

En el cuadro 1 se muestran las características del sistema de bonificaciones vigente en el año 2005, al cual se refiere el análisis, resultante de la reforma del año 2001. Una descripción detallada de todos los cambios en el sistema de subvenciones y bonificaciones a la Seguridad Social en nuestro país aparece en Alujas (2004). En dicho trabajo se precisa que la reforma laboral del año 2001, que entró en vigor en 2002, incrementa la bonificación en los trabajadores mayores de 55 años y en la conversión a indefinidos de contratos formativos y contratos de relevo y sustitución. Por otro lado, se redujo la bonificación a la contratación fija de parados de larga duración y el tiempo de bonificación en las mujeres de 16 a 45 años. Por último, los incentivos asociados a la contratación indefinida de jóvenes se mantuvieron inalterados. Así, en el año 2005 todas las bonificaciones tienen una duración de dos años, salvo las destinadas a la contratación indefinida de mayores de 45 años que permanecen todo el período del contrato. Por ello, la base de datos contiene trabajadores que gozan de la bonificación porque se encuentran en los dos primeros años de contrato y otros con más de 45 años con una antigüedad mayor. Los contratos de fomento de contratación indefinida con los que se selecciona a los trabajadores bonificados objeto de estudio son los que tienen códigos 109 y 150. El código 109 corresponde a las transformaciones de un contrato temporal y el 150 a la contratación inicial⁴.

(4) En el anexo se describen las características de los diferentes tipos de contratos utilizados, con algunas aclaraciones sobre cómo se recopila la información en el INEM y en la Seguridad Social.

**Cuadro 1: BONIFICACIONES EN LA CUOTA EMPRESARIAL A LA SEGURIDAD SOCIAL
POR CONTINGENCIAS COMUNES VIGENTES EN EL AÑO 2005**

Contratos indefinidos (incluida la contratación de trabajadores fijos discontinuos, a tiempo completo o parcial) suscritos por:	1 ^{er} año	2 ^o año	Resto años
1. Mujeres desempleadas, entre 16 y 45 años.	25%	25%	-
2. Mujeres desempleadas en profesiones u ocupaciones con menor índice de empleo femenino. Contrato indefinido inicial a tiempo completo o parcial con mujeres inscritas ininterrumpidamente, al menos, durante seis meses en la oficina de empleo, o mayores de 45 años.	70%	60%	-
Si no reuniera alguno de estos requisitos	35%	35%	-
3. Mujeres desempleadas inscritas en la oficina de empleo y que sean contratados en los veinticuatro meses siguientes a la fecha del parto.	100%	-	-
4. Desempleados inscritos ininterrumpidamente, al menos, seis meses.*	20%	20%	-
5. Desempleados mayores de 45 y hasta los 55 años.*	50%	45%	45%
6. Desempleados mayores de 55 y hasta los 65 años.*	55%	50%	50%
7. Mayores de 60 años con antigüedad mínima de 5 años en la empresa.	50% para los que reúnan los requisitos por primera vez en 2005. Estos porcentajes se incrementarán en un 10% en cada ejercicio hasta alcanzar el máximo del 100%.		

Cuadro 1: BONIFICACIONES EN LA CUOTA EMPRESARIAL A LA SEGURIDAD SOCIAL POR CONTINGENCIAS COMUNES VIGENTES EN EL AÑO 2005 (continuación)

Contratos indefinidos (incluida la contratación de trabajadores fijos discontinuos, a tiempo completo o parcial) suscritos por:	1 ^{er} año	2 ^o año	Resto años
8. Desempleados perceptores de prestaciones o subsidios por desempleo, a los que les reste un año o más de percepción en el momento de su contratación.*	50%	45%	—
9. Desempleados perceptores de la ayuda específica denominada renta activa de inserción. Contrato indefinido inicial a tiempo completo o parcial.*	65%	65%	45% (si tiene entre 45 y 55 años) o 50% (si tiene entre 55 y 60 años)
10. Desempleados en situación de exclusión social. Contrato indefinido o temporal, a tiempo completo o parcial.*	65%	65%	—
Transformación de contratos vigentes	1^{er} año	2^o año	Resto años
1. Transformación en indefinidos que se realicen hasta el 31 diciembre de 2005, de contratos de duración determinada o temporales celebrados antes del 1 de enero de 2005.	25%	25%	—
2. Transformación en indefinidos de los contratos formativos, de relevo y de sustitución por anticipación de la edad de jubilación, cualquiera que sea la fecha de su celebración.	25%	25%	—
3. Transformación de contratos en prácticas y de relevo celebrados inicialmente a tiempo parcial, en indefinidos a tiempo parcial.	25%	25%	—
Contratación de víctimas de violencia doméstica	1^{er} año	2^o año	Resto años
1. Contratación (o incorporación a cooperativas o sociedades laborales) indefinida o temporal, incluidos fijos discontinuos, celebrados durante el año 2005.	65%	65%	—
2. Si se trata de mujeres desempleadas y se realiza el contrato a tiempo completo.	75%	75%	—

Nota: También existen bonificaciones a los contratos realizados por trabajadores autónomos y a la contratación de trabajadores en situación de exclusión social. * Cuando estos contratos sean a tiempo completo y para mujeres desempleadas, los porcentajes indicados se incrementarán en un 10%.

Fuente: Elaboración propia a partir de la información de la página web de la Seguridad Social (www.seg-social.es).

1.2. La MCVL y extracción de los datos

Los datos utilizados para la realización de este estudio han sido extraídos de la versión del año 2005 de la MCVL. Ésta contiene microdatos anónimos de la Seguridad Social y el Padrón Municipal de 1.143.829 individuos, que son una muestra representativa de los trabajadores españoles en el año de referencia. Para cada uno de ellos, se recoge su historial laboral y características personales incluyendo información hasta un total de 85 variables. Aquéllas relevantes para el objetivo que nos ocupa las clasificamos en los tres grupos siguientes:

- a) Variables personales: fecha y país de nacimiento, sexo y grado de minusvalía.
- b) Relacionadas con el puesto de trabajo: fechas de alta y baja, coeficiente de tiempo parcial, tipo de contrato, modificaciones del contrato y régimen, grupo y base de cotización mensual por contingencias comunes.
- c) Relacionadas con el empleador: sector de actividad económica, tamaño de la empresa, domicilio, sector público o privado.

La muestra que se selecciona para nuestro análisis es la de los trabajadores fijos asalariados a tiempo completo en el mes de octubre de 2005, que cotizan por el Régimen General y que han tenido una relación laboral de, al menos, un mes de duración⁵. Éstos los distinguimos según su contrato esté sujeto a bonificación o no. Debido a que la clasificación de contratos vigente en la actualidad se establece en el año 2000, no se han tenido en cuenta tres individuos para quienes el código contractual estaba obsoleto. Por tanto, el establecimiento de este filtro no es relevante para la aleatoriedad de la muestra utilizada. Además, dada su escasa importancia, se ha optado por no considerar 1.695 trabajadores del sector agrícola. Un filtro adicional aplicado ha sido la no consideración de los contratos bonificados para los minusválidos y personas en situación de exclusión social, puesto que se trata de colectivos con condiciones laborales específicas que no corresponden a la situación habitual y que deberían ser analizados de forma independiente^{6,7}.

La principal característica de la MCVL en cuanto a la información salarial es que ésta se basa en las bases de cotización mensuales⁸. Como el Régimen General de la Seguridad Social establece un mínimo y un máximo en las bases de cotización, los datos de que disponemos están censurados y sólo conocemos el salario de los trabajadores que se encuentran dentro de los límites de la base de cotización. Del total de la muestra seleccionada después de los filtros que se han descrito anteriormente, que consta de 245.625 individuos, dicha censura afecta a 1.645 trabajadores en el mínimo de la base de cotización (309 bonificados y 1.336 no bonificados) y a 38.305 en el máximo (1.781 bonificados y 36.524 no bonificados).

(5) De este modo, se pueden establecer comparaciones con aquellos estudios realizados a partir de la Encuesta de Estructura Salarial.

(6) Los minusválidos se han deducido a partir de la variable de minusvalía, y han aparecido 3.741 casos. Las personas en situación de exclusión social se han determinado a partir de los códigos contractuales 450 y 550. Sólo han aparecido 30 casos en el primero de ellos.

(7) Malo y Muñoz-Bullón (2006) evalúan el efecto de las medidas de promoción del empleo dirigidas a los minusválidos.

(8) Actualmente también la MCVL proporciona información fiscal, que permitirá inferir el salario de una fuente alternativa a la base de cotización.

A continuación, se realiza un análisis descriptivo de la muestra con la que se va a trabajar. En el cuadro 2 se presentan las características de los individuos que componen la muestra total, así como las de cada una de las dos submuestras de trabajadores bonificados y no bonificados y las diferencias entre ellas. Las variables que aparecen son el salario, género, edad, si es inmigrante, nivel de cualificación, antigüedad en la empresa, sector de actividad, si la empresa pertenece o no al sector público, tamaño de la empresa (medido por el número de trabajadores) y Comunidad Autónoma⁹. Adicionalmente se ha realizado un contraste de medias que confirma que todas las variables, excepto algunas regionales y la pertenencia al sector servicios, presentan diferencias significativas.

Cuadro 2: DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA. TRABAJADORES
CON CONTRATO INDEFINIDO, OCTUBRE 2005

Variable	Total	Bonificados	No bonificados	Diferencia
Número de individuos	245.625	40.018	205.607	
Porcentaje (%)		16,29	83,71	
Salario (Euros al mes)	1.710,57	1.371,11	1.776,64	-29,58%*
Varones (%)	65,04	59,62	66,10	-6,48*
Distribución por edad (%)				
Menores de 30 años	18,95	33,15	16,19	16,96*
Entre 30 y 44 años	47,49	33,02	50,30	-17,28*
Entre 45 y 54 años	22,47	19,05	23,13	-4,08*
Mayores de 55 años	11,09	14,77	10,37	4,40*
Inmigrantes (%)	12,24	15,08	11,69	3,39*
Distribución por cualificación (%)				
Alta	12,20	7,60	13,09	-5,49*
Alta-media	11,72	6,97	12,65	-5,68*
Media	19,90	16,92	20,48	-3,56*
Media-baja	35,14	41,96	33,82	8,15*
Baja	21,03	26,54	19,96	6,58*

(9) Basándonos en García-Pérez y Morales-López (2006), hemos considerado como trabajadores inmigrantes aquéllos que no hayan nacido en un país miembro de la Unión Europea, Estados Unidos o Canadá. No consideramos el nivel educativo porque, tal y como se indica en la documentación que acompaña a la base de datos, esta información procede del Padrón Continuo del Instituto Nacional de Estadística y no es fiable porque en muchos casos está obsoleta. No obstante, dada la importancia del nivel de educación en la remuneración tomaremos como variable indicadora del nivel de cualificación el grupo de cotización. Siguiendo nuevamente lo realizado en la referencia anteriormente citada, construimos la variable de cualificación en cinco categorías: alta corresponde a los grupos de cotización 1 y 2; alta-media a los grupos 3 y 4; media a los grupos 5 y 6; media-baja a los grupos 7 y 8; y baja a los grupos 9, 10 y 11.

**Cuadro 2: DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA. TRABAJADORES
CON CONTRATO INDEFINIDO, OCTUBRE 2005 (continuación)**

Variable	Total	Bonificados	No bonificados	Diferencia
Distribución por antigüedad (%)				
Menos de un año	19,20	39,68	15,21	24,47*
De 1 a 5 años	55,94	51,54	56,80	-5,26*
De 5 a 10 años	10,51	6,27	11,34	-5,06*
Más de 10 años	14,35	2,51	16,65	-14,14*
Distribución por sector (%)				
Industria	25,87	21,78	26,66	-4,88*
Construcción	7,58	11,91	6,73	5,17*
Servicios	66,56	66,31	66,61	-0,30
Sector público (%)	6,44	1,34	7,43	-6,09*
Distribución por tamaño empresa (%)				
Menos de 51 trabajadores	53,77	69,02	50,80	18,22*
Entre 51 y 100 trabajadores	10,06	9,34	10,20	-0,86*
Entre 101 y 500 trabajadores	19,60	13,36	20,81	-7,45*
Más de 500 trabajadores	16,57	8,27	18,18	-9,91*
Distribución por CC.AA. (%)				
Andalucía	10,79	10,28	10,89	-0,61*
Aragón	3,05	3,21	3,01	0,19
Asturias	2,00	2,03	2,00	0,04
Baleares	1,94	2,00	1,93	0,07
Canarias	4,34	3,69	4,46	-0,77*
Cantabria	1,20	1,09	1,22	-0,13
Castilla y León	4,84	4,77	4,85	-0,09
Castilla-La Mancha	3,13	3,46	3,07	0,39*
Cataluña	21,45	22,39	21,27	1,12*
Comunidad Valenciana	10,23	12,28	9,83	2,45*
Extremadura	1,27	1,04	1,32	-0,27*
Galicia	5,10	5,49	5,03	0,46*
Madrid	20,01	16,95	20,60	-3,66*
Murcia	2,40	3,38	2,21	1,17*
Navarra	1,63	1,60	1,63	-0,04
País Vasco	5,75	5,56	5,78	-0,22
La Rioja	0,72	0,64	0,74	-0,09
Ceuta y Melilla	0,15	0,14	0,16	-0,02

Notas: La variable salario es la base de cotización mensual por contingencias comunes.

* diferencia significativa al 1%.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2005.

Del total de los trabajadores de la muestra, casi el 84% tiene un contrato indefinido no bonificado y el restante 16% bonificado. Es necesario tener en cuenta que los datos presentados nos muestran la proporción de contratos que tienen los trabajadores en un momento concreto, es decir, que no son las cifras de los contratos firmados en el período sino el *stock* de los contratos vigentes. Si atendiéramos al flujo, los datos del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales muestran que la proporción de nuevos contratos indefinidos bonificados sobre el total de indefinidos supera el 64% para el año 2005. Con respecto al salario, aparece una brecha inicial cercana al 30%, que podemos afirmar que está infraestimada debido a que la proporción de trabajadores que alcanzan la base de cotización máxima es mayor en la submuestra de trabajadores no bonificados (casi el 18% frente al 4,5% en los bonificados). En lo que respecta al género, algo más de un tercio de la muestra está compuesto por mujeres, siendo mayor su presencia en los contratos bonificados. Si analizamos la muestra de acuerdo a la edad de los individuos, se observa que los menores de 30 años y los mayores de 55 tienen más presencia en los contratos bonificados. Los datos también indican que los inmigrantes participan más en la contratación bonificada y, respecto al nivel de cualificación, es en las categorías inferiores en las que se aplica la contratación bonificada con mayor intensidad. En cuanto a la antigüedad, resulta evidente que la incidencia de la contratación bonificada se reduce cuando se lleva más tiempo en la empresa debido a que las bonificaciones tienen una limitación temporal, salvo para los mayores de 45 años. Por sectores de actividad, la construcción tiende a utilizar de forma más intensiva la contratación bonificada y la industria menos. El sector servicios, posiblemente por su preferencia por la contratación temporal, no presenta una diferencia significativa entre los dos tipos de contratos indefinidos. Respecto a la pertenencia al sector público o privado, la proporción de trabajadores del sector público en la muestra es reducida porque la mayor parte del empleo indefinido público corresponde a funcionarios no adscritos a la Seguridad Social y, por tanto, no incluidos en la MCVL. En esta línea, la proporción de trabajadores públicos bonificados es mucho menor. En cuanto al tamaño de las empresas, se observa una relación inversa con la contratación bonificada ya que son las de menos de 50 trabajadores las que más optan por contratos bonificados, reduciéndose su empleo conforme aumenta el número de empleados. Por último, resulta interesante constatar las diferencias por CC.AA., puesto que los distintos gobiernos autonómicos tienen transferidas algunas competencias que podrían hacer que alguno de ellos intensificase la promoción de un tipo de contrato u otro [García-Pérez y Rebollo (2007)]. En este sentido, destaca una mayor preferencia por la contratación bonificada en la Comunidad Valenciana, Murcia y Cataluña, frente a Madrid, Andalucía y Canarias donde se utiliza menos esta opción. En el resto de CC.AA. la diferencia entre los distintos tipos de contratos no supera el 0,5%.

Aunque los datos aportados anteriormente son bastante informativos, cabe preguntarse si las diferencias observadas se mantienen a lo largo de las distribuciones salariales. Para analizar esta cuestión en el cuadro 3 se ofrece la misma información para 6 rangos intercuantílicos de la distribución salarial. Esta información complementa aquella reflejada en los gráficos 1 y 2 al detallar el resto de variables socioeconómicas a lo largo de la distribución de salarios para los dos

tipos de trabajadores indefinidos. De nuevo se presenta el contraste de medias para cada rango encontrando que, en líneas generales, aparecen diferencias para cada uno de ellos. Únicamente hay similitudes en algunas CC.AA. y otras variables, como la formación al considerar la cola inferior de la distribución.

En el cuadro 3 se aprecia que las diferencias salariales crecen de forma notable al situarnos en tramos salariales superiores, debido al hecho de que los trabajadores con contrato bonificado presentan una media inferior. Este hecho había quedado ya patente en el gráfico 1 y el cuadro 2. En cuanto al género y la edad, tal y como es previsible debido a los trabajadores objetivo en el sistema de bonificaciones, la contratación bonificada afecta en términos relativos más a las mujeres, y por tramos de edades a los más jóvenes y a los de mayor edad. El efecto del tamaño de la empresa y de la condición de inmigrante se mantiene, aunque se hace más intenso para los rangos salariales medios. También se mantiene el efecto de la antigüedad, así como la mayor propensión por la contratación bonificada en el sector de construcción para rangos salariales altos. Al contrario ocurre para el sector servicios. En cuanto a la distribución geográfica, de nuevo Cataluña y Valencia presentan una mayor tendencia a la contratación bonificada, situándose Andalucía y Madrid en el extremo contrario.

Del análisis descriptivo anterior podemos concluir que existen diferencias significativas en la distribución salarial entre trabajadores bonificados y no bonificados. A su vez, se observa que éstas dependen de características socioeconómicas y de los puestos de trabajo desempeñados. Esto sugiere la conveniencia de estimar ecuaciones salariales distinguiendo entre diferentes puntos de dicha distribución. Además, debido a que las bonificaciones van especialmente dirigidas a determinados grupos de población, resultará interesante analizar cada uno de ellos por separado. En la siguiente sección vamos a motivar y describir las metodologías aplicadas para determinar el origen de estas diferencias.

2. DESCOMPOSICIONES SALARIALES EN PRESENCIA DE INFORMACIÓN CENSURADA

Las técnicas habitualmente utilizadas para analizar las diferencias salariales entre distintos colectivos se basan en la propuesta de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), así como generalizaciones de la misma [como, por ejemplo, las de Brown (1980) y Neumark (1988)]. Partiendo de la estimación de ecuaciones salariales para cada uno de los grupos considerados, las diferencias salariales medias entre ambos se descomponen en un término asociado con las distintas características de los individuos que conforman cada uno de los grupos y otro debido a la diferente remuneración de dichas características según se pertenezca a uno u otro colectivo. Este último se relaciona con la presencia de discriminación en el mercado de trabajo.

Con el fin de analizar el origen de las diferencias salariales encontradas a partir de los datos individuales extraídos de la MCVL vamos a aplicar técnicas de descomposición salarial en línea con las anteriores. Éstas van a tener en cuenta dos aspectos relevantes. El primero de ellos es el hecho de que la información salarial con la que contamos está censurada. El segundo está relacionado con una limitación común a los métodos de descomposición más tradicionales y es que éstos toman como referencia al “trabajador medio” de cada uno de los colectivos analizados.

Cuadro 3: DESCRIPCIÓN DE LAS SUBMUESTRAS DE TRABAJADORES BONIFICADOS Y NO BONIFICADOS POR RANGOS SALARIALES

Rango (%)	Bonificados										No bonificados				
	0 - 10	10 - 25	25 - 50	50 - 75	75 - 90	90 - 100	0 - 10	10 - 25	25 - 50	50 - 75	75 - 90	90 - 100	0 - 10	10 - 25	25 - 50
Número de individuos	4.001	6.003	10.004	10.005	6.003	4.002	20.560	30.841	51.402				30.841	1.089,5	1.386,3
Salario (Euros al mes)	746,7	935,3	1.110,7	1.372,1	1.826,8	2.613,4	831,1	1.089,5	1.386,3				831,1	1.089,5	1.386,3
Varones (%)	30,0	41,2	58,9	68,5	72,0	78,1	43,0	59,3	65,6				43,0	59,3	65,6
Distribución por edad (%)															
Menores de 30 años	43,7	38,6	35,4	31,7	29,3	18,4	32,9	27,0	19,2				32,9	27,0	19,2
Entre 30 y 44 años	27,6	28,5	32,5	33,6	35,8	40,8	48,8	51,3	50,7				48,8	51,3	50,7
Entre 45 y 54 años	17,2	20,0	18,5	18,7	18,8	22,1	13,3	15,5	20,8				13,3	15,5	20,8
Mayores de 55 años	11,5	13,0	13,6	16,0	16,1	18,7	5,1	6,2	9,2				5,1	6,2	9,2
Inmigrantes (%)	19,2	17,4	16,1	14,7	12,3	10,2	17,2	13,7	12,1				17,2	13,7	12,1
Distribución por cualificación (%)															
Alta	1,5	1,1	1,5	5,0	16,4	32,0	1,7	1,2	3,1				1,7	1,2	3,1
Alta-media	2,9	2,4	2,7	5,5	11,6	25,4	3,0	3,2	6,3				3,0	3,2	6,3
Media	14,7	16,4	16,3	18,2	18,0	16,8	16,7	18,7	22,7				16,7	18,7	22,7
Media-baja	43,2	43,2	46,6	47,1	38,4	19,9	41,9	44,0	43,9				41,9	44,0	43,9
Baja	37,7	36,9	32,9	24,3	15,6	5,8	36,8	33,0	24,1				36,8	33,0	24,1
Distribución por antigüedad (%)															
Menos de un año	48,0	44,7	42,2	37,5	35,5	29,4	25,8	20,9	15,4				25,8	20,9	15,4
De 1 a 5 años	48,0	50,1	51,1	53,0	53,3	52,1	60,9	61,2	58,4				60,9	61,2	58,4
De 5 a 10 años	3,4	4,6	5,5	7,0	7,4	10,1	7,5	8,5	10,2				7,5	8,5	10,2
Más de 10 años	0,6	0,7	1,2	2,5	3,8	8,4	5,7	9,4	16,0				5,7	9,4	16,0
Distribución por sector (%)															
Industria	7,4	16,1	20,4	25,4	27,9	29,9	13,3	21,3	25,7				13,3	21,3	25,7
Construcción	2,2	5,5	15,1	15,2	13,6	12,5	3,7	10,6	9,1				3,7	10,6	9,1
Servicios	90,4	78,4	64,5	59,4	58,5	57,7	82,9	68,1	65,2				82,9	68,1	65,2
Sector público (%)	1,1	1,1	0,8	1,2	2,2	2,5	1,9	3,3	8,8				1,9	3,3	8,8

Cuadro 3: DESCRIPCIÓN DE LAS SUBMUESTRAS DE TRABAJADORES BONIFICADOS Y NO BONIFICADOS POR RANGOS SALARIALES (continuación)

Rango (%)	Bonificados					No bonificados				
	0 - 10	10 - 25	25 - 50	50 - 75	75 - 90	90 - 100	0 - 10	10 - 25	25 - 50	
Distribución por tamaño empresa (%)										
Menos de 51 trabajadores	84,2	80,0	74,1	68,1	56,3	46,1	81,9	72,23	58,8	
Entre 51 y 100 trabajadores	5,2	6,9	8,4	10,6	12,5	11,7	5,7	7,8	10,6	
Entre 101 y 500 trabajadores	6,7	8,0	10,2	14,4	20,5	22,4	7,5	11,9	18,0	
Más de 500 trabajadores	3,9	5,1	7,3	6,9	10,7	19,7	4,9	8,0	12,6	
Distribución por CC.AA. (%)										
Andalucía	12,4	11,0	12,2	9,1	8,0	8,8	12,6	13,6	11,4	
Aragón	2,0	3,0	3,2	3,6	4,1	2,6	2,0	2,8	3,4	
Asturias	2,2	2,1	2,0	2,3	1,7	1,8	1,9	1,8	2,1	
Baleares	1,6	1,9	2,5	2,2	1,6	1,6	1,6	2,5	2,4	
Canarias	9,3	4,5	3,6	2,8	2,2	1,8	10,9	5,9	4,3	
Cantabria	1,3	1,5	1,1	1,0	1,0	0,8	1,4	1,2	1,4	
Castilla y León	4,6	6,3	6,0	3,9	3,7	3,4	5,0	6,3	5,3	
Castilla-La Mancha	2,9	0,1	4,6	3,0	2,3	1,7	4,0	0,1	3,7	
Cataluña	15,2	16,8	17,1	29,1	28,0	26,1	14,6	14,5	22,2	
Comunidad Valenciana	11,8	12,5	15,7	11,5	10,4	8,7	9,7	13,5	10,9	
Extremadura	2,1	2,2	1,0	0,6	0,5	0,4	2,6	2,3	1,4	
Galicia	8,1	9,2	6,4	3,7	3,2	3,0	8,2	7,7	5,2	
Madrid	21,0	16,9	14,4	14,2	18,2	24,4	19,7	15,6	16,3	
Murcia	3,1	4,2	4,5	2,9	2,8	1,9	3,0	3,5	2,4	
Navarra	0,3	0,4	1,0	2,4	2,6	2,5	0,4	0,6	1,6	
País Vasco	1,8	1,9	3,8	7,0	9,3	9,9	1,6	2,2	4,5	
La Rioja	0,3	0,5	0,8	0,8	0,5	0,7	0,4	0,8	1,0	
Ceuta y Melilla	0,2	0,1	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	0,2	

Notas: La variable salario es la base de cotización mensual por contingencias comunes. * diferencia significativa al 1%.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2005.

Cuadro 3: DESCRIPCIÓN DE LAS SUBMUESTRAS DE TRABAJADORES BONIFICADOS Y NO BONIFICADOS POR RANGOS SALARIALES (continuación)

	No bonificados										Diferencia
	50 - 75	75 - 90	90 - 100	0 - 10	10 - 25	25 - 50	50 - 75	75 - 90	90 - 100		
Rango (%)	50 - 75	75 - 90	90 - 100	0 - 10	10 - 25	25 - 50	50 - 75	75 - 90	90 - 100		
Número de individuos	51.402	30.841	20.561								
Salario (Euros al mes)	1.979,4	2.715,2	2.813,0	-11,3%*	-15,5%*	-24,8%*	-44,3%*	-48,6%*	-7,6%*		
Varones (%)	69,4	75,5	78,5	-13,0*	-18,1*	-6,7*	-0,9	-3,4*	-0,4		
Distribución por edad (%)											
Menores de 30 años	12,0	4,8	3,1	10,8*	11,6*	16,2*	19,7*	24,5*	15,2*		
Entre 30 y 44 años	51,4	49,3	48,1	-21,2*	-22,8*	-18,3*	-17,7*	-13,5*	-7,3*		
Entre 45 y 54 años	25,0	31,4	33,2	3,9*	4,4*	-2,3*	-6,4*	-12,5*	-11,1*		
Mayores de 55 años	11,6	14,6	15,6	6,4*	6,8*	4,4*	4,4*	1,5*	3,1*		
Inmigrantes (%)	9,8	9,8	9,6	2,0*	3,7*	3,9*	4,8*	2,5*	-0,6		
Distribución por cualificación (%)											
Alta	13,2	31,6	34,5	-0,2	-0,2	-1,5*	-8,1*	-15,2*	-7,4*		
Alta-media	13,1	26,1	31,3	-0,1	-0,8*	-3,5*	-7,6*	-14,4*	-5,9*		
Media	22,8	19,8	16,7	-2,0	-2,2*	-6,5*	-4,6*	-1,8*	0,1		
Media-baja	34,4	16,6	9,9	1,4	-0,7	2,7*	12,7*	21,8*	9,9*		
Baja	16,6	6,0	2,6	0,9	3,9*	8,8*	7,7*	9,7*	3,2*		
Distribución por antigüedad (%)											
Menos de un año	12,4	10,7	9,5	22,2*	23,8*	26,8*	25,1*	24,8*	19,9*		
De 1 a 5 años	56,9	51,7	49,6	-12,9*	-11,1*	-7,3*	-3,9*	1,7	2,4*		
De 5 a 10 años	11,7	14,7	16,3	-4,2*	-3,9*	-4,7*	-4,7*	-7,3*	-6,2*		
Más de 10 años	19,1	22,9	24,6	-5,1*	-8,7*	-14,9*	-16,5*	-19,1*	-16,2*		
Distribución por sector (%)											
Industria	32,0	31,8	29,4	-5,9*	-2,2*	-5,3*	-6,6*	-3,9*	0,5		
Construcción	5,8	4,3	4,3	-1,5*	-5,2*	6,0*	9,5*	9,4*	8,2*		
Servicios	62,3	64,0	66,3	7,4*	-5,2*	-0,7	-2,9*	-5,5*	-8,6*		
Sector público (%)	11,8	7,3	5,1	-7,4*	10,3*	8,0*	-10,6*	-5,1*	-2,7*		

Cuadro 3: DESCRIPCIÓN DE LAS SUBMUESTRAS DE TRABAJADORES BONIFICADOS Y NO BONIFICADOS POR RANGOS SALARIALES (continuación)

Rango (%)	No bonificados										Diferencia									
	50 - 75	75 - 90	90 - 100	0 - 10	10 - 25	25 - 50	50 - 75	75 - 90	90 - 100		50 - 75	75 - 90	90 - 100		50 - 75	75 - 90	90 - 100			
Distribución por tamaño empresa (%)																				
Menos de 51 trabajadores	41,0	27,8	26,6	2,3*	7,7*	15,3*	27,2*	28,5*	19,4*											
Entre 51 y 100 trabajadores	12,6	11,1	10,2	-0,5	-0,9	-2,2*	-2,0*	1,4*	1,6*											
Entre 101 y 500 trabajadores	26,4	28,4	29,0	-0,8	-3,9*	-7,8*	-12,0*	-7,9*	-6,5*											
Más de 500 trabajadores	20,1	32,8	34,2	-1,0*	-2,9*	-5,3*	-13,2*	-22,1*	-14,5*											
Distribución por CC.AA. (%)																				
Andalucía	9,8	8,8	9,8	-2,5	-2,6*	0,8*	-0,7*	-0,8*	-1,0											
Aragón	3,6	2,8	2,1	8,6 E-03	0,2	-0,3	0,3 E-2	1,2*	0,5											
Asturias	2,0	2,0	2,2	0,3	0,3	-0,1	0,3	-0,3	-0,4											
Baleares	1,7	1,4	1,7	0,1	-0,6*	0,1	0,5*	0,1	-0,2											
Canarias	3,2	2,4	2,6	-1,7*	-1,4*	-0,8*	-0,4	-0,2	-0,1*											
Cantabria	1,2	1,0	1,0	-0,1	0,3	-0,3*	-0,2	0,02	-0,2											
Castilla y León	4,7	3,9	3,4	-0,5	-0,3 E-2	0,8*	-0,8*	-0,2	-0,1											
Castilla-La Mancha	2,3	1,7	1,9	-1,1*	0,1 E-2	0,9*	0,8*	0,6*	-0,1*											
Cataluña	24,5	24,0	23,6	5,0	2,3*	-5,1*	4,6*	4,0*	2,5*											
Comunidad Valenciana	9,4	7,4	6,5	2,0*	-1,0*	4,8*	2,1*	3,0*	2,2*											
Extremadura	0,9	0,6	0,7	-0,5	-0,1	-0,3*	-0,3	-0,1	-0,3											
Galicia	3,7	3,2	3,4	-0,2	1,6*	1,2*	-0,1	-0,0	-0,3											
Madrid	20,1	27,9	30,3	1,3	1,3*	-1,9*	-5,9*	-9,7*	-5,9*											
Murcia	1,8	1,2	1,5	0,1	0,7*	2,0*	1,1*	1,5*	0,4											
Navarra	2,6	1,9	1,8	-0,1	-0,2	-0,6*	-0,1	0,8*	0,7*											
País Vasco	8,0	9,2	7,3	0,2	-0,3	-1,0	-0,9*	0,1	2,6*											
La Rioja	0,7	0,5	0,5	-0,1	-0,3	-0,2	6,4 E-03	-0,1	0,2*											
Ceuta y Melilla	0,2	0,1	0,1	0,3 E-2	-0,3 E-2	-0,1	9,3 E-06	0,1 E-2	0,3 E-2											

Notas: La variable salario es la base de cotización mensual por contingencias comunes. * diferencia significativa al 1%.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2005.

Por un lado, la información salarial mensual disponible en la MCVL se infiere a partir de las bases de cotización a la Seguridad Social. Ésta se encuentra censurada al existir una base de cotización mínima y otra máxima. Además, la censura afecta desigualmente a las dos distribuciones ya que en el caso de los trabajadores no bonificados el porcentaje que supera la base de cotización máxima es más alto que en el caso de los bonificados¹⁰. Este hecho condiciona la metodología de estimación de las ecuaciones salariales, porque la no consideración de esta característica de los datos puede llevar a estimaciones sesgadas de los parámetros de interés [Wooldridge (2002), págs. 519 y 575-577]. Una solución a este problema pasa por la especificación de un modelo Tobit con dos censuras. Algebraicamente, el salario (en logaritmos) observado de un individuo i perteneciente al grupo g (W_{ig}) puede expresarse como:

$$\begin{aligned} W_{ig} &= a_1 && \text{si } X_{ig}\beta_g + \varepsilon_{ig} \leq a_1 \\ W_{ig} &= a_2 && \text{si } X_{ig}\beta_g + \varepsilon_{ig} \geq a_2 \\ W_{ig} &= X_{ig}\beta_g + \varepsilon_{ig} && \text{en caso contrario} \\ g &= nb, b \end{aligned} \quad [1]$$

a_1 y a_2 son los límites mínimo y máximo, respectivamente, de las bases de cotización. X_{ig} es un vector de características individuales relativas al trabajador y al puesto desempeñado. β_g recoge los rendimientos de cada una de estas características dependiendo de si el trabajador pertenece a un grupo a o otro (en adelante, $g = nb$ para los no bonificados y $g = b$ para aquellos trabajadores cuyo contrato está bonificado). ε es el término de error.

Por otro lado, abordando la segunda cuestión planteada, trataremos de superar el supuesto restrictivo inherente a aquellos métodos de descomposición salarial más tradicionales. Éste consiste en suponer que tanto la diferencia como sus causas se distribuyen homogéneamente a lo largo de toda la distribución salarial. Para ello, analizaremos las diferencias salariales en distintos puntos de la distribución a partir de estimaciones de las ecuaciones salariales mediante regresiones de tipo cuantílico que, a su vez, tengan en cuenta la naturaleza censurada de la información salarial de que disponemos.

Por tanto, el análisis econométrico se va a realizar en dos etapas. En primer lugar, estimaremos un modelo Tobit con doble censura por máxima verosimilitud y realizaremos su correspondiente descomposición salarial en términos medios. En segundo lugar, realizaremos descomposiciones similares en distintos puntos de la distribución muestral utilizando regresiones cuantílicas censuradas. Al llevar a cabo el análisis en dos pasos podremos comprobar si, efectivamente, hay diferencias a lo largo de los diferentes niveles salariales o, por el contrario, la pauta observada en la media se mantiene para todo el conjunto de la distribución.

(10) La censura inferior no se espera que tenga efectos significativos ya que afecta a menos del 1% de los trabajadores de cada tipo.

2.1. Descomposición salarial en términos medios para un modelo Tobit

Una extensión del método de Oaxaca-Blinder para datos censurados ha sido propuesta recientemente por Bauer y Sinning (2007). Ésta pasa por suponer que el término de error en el modelo Tobit expresado en [1] se distribuye de acuerdo con una distribución normal de media cero. Además, se permite que la varianza sea distinta para cada uno de los grupos $\varepsilon_g \sim N(0, \sigma_g^2)$. La estimación de las ecuaciones salariales se lleva a cabo mediante máxima verosimilitud y la descomposición salarial puede expresarse como:

$$\begin{aligned} \overline{W}_{nb} - \overline{W}_b &= \left[E_{\beta_b, \sigma_b} (W_{ib} | X_{ib}) - E_{\beta_b, \sigma_b} (W_{ib} | X_{ib}) \right] + \\ &+ \left[E_{\beta_{nb}, \sigma_{nb}} (W_{inb} | X_{inb}) - E_{\beta_{nb}, \sigma_{nb}} (W_{ib} | X_{ib}) \right] \end{aligned} \tag{2}$$

El término delimitado por el primero de los corchetes en la parte derecha de la igualdad en la expresión [2] es la parte de la diferencia salarial media observada como consecuencia de unos distintos rendimientos de las características de los individuos y sus ocupaciones. Este término suele relacionarse con la presencia de discriminación. Por otro lado, el segundo componente es el relativo a las distintas características de los individuos y sus ocupaciones en cada uno de los grupos.

$\overline{W}_g = N_g^{-1} \sum_{i=1}^{N_g} W_{ig}$ es el salario medio de los individuos del grupo g . $E_{\beta_j, \sigma_k} (W_{ig} | X_{ig})$ es la correspondiente esperanza del salario para dicho grupo, evaluada en su matriz de características y condicionada al vector de rendimientos del grupo j . Por tanto, esta esperanza puede estar calculada para las remuneraciones del grupo analizado ($g = j$) o de aquél con el que lo estamos comparando ($g \neq j$). Del mismo modo, la esperanza también depende de considerar la varianza (σ_k) de uno u otro grupo de trabajadores. Además, a la hora de calcularla se tiene en cuenta la probabilidad de poder encontrarse en una de las dos censuras:

$$\begin{aligned} E_{\beta_j, \sigma_k} (W_{ig} | X_{ig}) &= a_1 \Phi_1(\beta_j, X_g, \sigma_k) + a_2 \left[1 - \Phi_2(\beta_j, X_g, \sigma_k) \right] + \\ &+ \Lambda(\beta_j, X_g, \sigma_k) \left[X_{ig} \beta_j + \sigma_k \frac{\lambda(\beta_j, X_g, \sigma_k)}{\Lambda(\beta_j, X_g, \sigma_k)} \right] \end{aligned} \tag{3}$$

donde $\Phi(\cdot)$ es la función de densidad acumulada de una normal estándar. Por tanto, siendo $\phi(\cdot)$ la correspondiente función de densidad, los términos anteriores se obtienen del siguiente modo:

$$\begin{aligned} \Phi_1(\beta_j, X_g, \sigma_k) &= \Phi[\sigma_k^{-1}(a_1 - X_{ig} \beta_j)] \\ \Phi_2(\beta_j, X_g, \sigma_k) &= \Phi[\sigma_k^{-1}(a_2 - X_{ig} \beta_j)] \\ \Lambda(\cdot) &= \Phi_2(\cdot) - \Phi_1(\cdot) \\ \lambda(\beta_j, X_g, \sigma_k) &= \phi[\sigma_k^{-1}(a_1 - X_{ig} \beta_j)] - \phi[\sigma_k^{-1}(a_2 - X_{ig} \beta_j)] \end{aligned} \tag{4}$$

En nuestro caso, hemos utilizado la varianza de aquel grupo para el que se calcula la esperanza condicionada ($k = g$). Con el fin de analizar si este hecho puede afectar a los resultados obtenidos y, por tanto, evaluar la robustez de los mismos a dicha elección, hemos calculado la correspondiente descomposición salarial considerando que ambos grupos pueden ser la estructura salarial no discriminatoria de forma alternativa.

2.2. Descomposición salarial cuantílica censurada

DiNardo, Fortin y Lemieux (1996) fueron los primeros en proponer un método de descomposición salarial que tuviera en cuenta el conjunto de la distribución a partir de su estimación mediante métodos no paramétricos para cada uno de los grupos considerados. Más recientemente han aparecido alternativas basadas en la comparación de distribuciones contrafactuales, siendo la más utilizada la propuesta por Machado y Mata (2005). Ésta se basa en una estimación paramétrica de los cuantiles condicionales y la obtención de las distribuciones marginales a partir de técnicas de remuestreo. El hecho de que la distribución salarial con la que trabajamos tenga un carácter censurado hace que no sea apropiada la aplicación de este tipo de descomposiciones.

Otra opción que permite analizar cómo evolucionan las diferencias salariales y sus componentes a lo largo de la distribución es calcular medidas de discriminación basadas en las descomposiciones más tradicionales para distintos puntos de la distribución. En este sentido, García, Hernández y López-Nicolas (2001) analizaron las diferencias salariales entre hombres y mujeres en distintos cuantiles condicionales evaluados en la media incondicional de los vectores de características de los individuos. Sin embargo, Gardeazábal y Ugidos (2005) plantearon que era más correcto hacerlo para los cuantiles incondicionales ya que, en este caso, se trata de salarios observados y no predichos. A su vez, hay que tener en cuenta que el método anterior considera siempre las características medias, independientemente del cuantil analizado.

En este trabajo vamos a seguir la propuesta de Gardeazábal y Ugidos teniendo en cuenta la censura presente en los datos a la hora de estimar las ecuaciones salariales. Por ello, partiremos de una especificación lineal de un determinado cuantil q de la distribución salarial del grupo g en función de las características de los individuos:

$$Q_{\theta}(W_g | X_g) = X_g \beta_{g\theta}; \quad \theta \in (0,1) \quad [5]$$

Esto nos lleva al siguiente modelo de regresión [Koenker y Bassett (1978)]:

$$W_g = X_g \beta_{g\theta} + u_{g\theta}; \quad Q_{\theta}(u_{g\theta} | X_g) = 0 \quad [6]$$

Del mismo modo que ocurría con la técnica anteriormente descrita, los componentes del vector $\beta_{g\theta}$ se refieren a los rendimientos de las distintas características de los trabajadores y el trabajo desempeñado para los individuos del grupo g en el cuantil θ . Tomando la esperanza condicionada a que el salario sea igual al correspondiente cuantil:

$$W_{g\theta} = E\left(X_g \mid W_g = W_{g\theta}\right)\beta_{g\theta} + E\left(u_{g\theta} \mid W_g = W_{g\theta}\right) \quad [7]$$

se puede expresar la diferencia salarial en dicho punto de la distribución, en términos incondicionados, como la suma de tres elementos:

$$W_{nb\theta} - W_{b\theta} = A_\theta + B_\theta + C_\theta \quad [8]$$

donde:

$$\begin{aligned} A_\theta &= E\left(X_b \mid W_b = W_{b\theta}\right)\left(\beta_{nb\theta} - \beta_{b\theta}\right) \\ B_\theta &= \left[E\left(X_{nb} \mid W_{nb} = W_{nb\theta}\right) - E\left(X_b \mid W_b = W_{b\theta}\right)\right]\beta_{nb\theta} \\ C_\theta &= E\left(u_{nb\theta} \mid W_{nb} = W_{nb\theta}\right) - E\left(u_{b\theta} \mid W_b = W_{b\theta}\right) \end{aligned} \quad [9]$$

También por similitud con la descomposición en la media, los dos primeros componentes a la derecha de la igualdad de la expresión [8] se corresponden con las diferencias debidas a las distintas remuneraciones y características, respectivamente. El término adicional que aparece en esta descomposición está relacionado con el hecho de que no tiene por qué cumplirse que la media condicional del error en [6] sea igual a cero y, por tanto, se refiere a diferencias no explicadas. A partir de los dos primeros componentes pueden calcularse medidas de discriminación absolutas (D_θ) y relativas (G_θ) para cada cuantil.

$$\begin{aligned} D_\theta &= \exp(A_\theta) - 1 \\ G_\theta &= \frac{A_\theta}{A_\theta + B_\theta} \end{aligned} \quad [10]$$

Gardeazábal y Ugidos proponen una descomposición exacta de forma que la magnitud del componente no explicado se distribuye entre los otros dos. Sin embargo, esta aproximación se basa en regresiones tanto lineales como discretas de cada una de las características en función de los salarios. En la medida que la presencia de una censura en las variables explicativas también genera sesgos en las estimaciones de los parámetros [Rigobon y Stoker (2007)¹¹], hemos optado por trabajar con descomposiciones salariales que consideren este tercer término. Tal y como se verá en la exposición de los resultados de la siguiente sección, su magnitud no es relevante, salvo en el cuantil superior donde los efectos de la censura son más acusados.

La presencia de la censura en los datos ha sido introducida a la hora de estimar las distintas ecuaciones salariales mediante regresiones cuantílicas censuradas [véase Powell (1986) y Chay y Powell (2001) a este respecto]. Para ello, se ha aplicado el algoritmo ILPA (*Iterative Linear Programming Algorithm*) propuesto en Buchinsky (1994) y que consiste en¹²:

(11) Estos autores dejan patente el hecho de que, así como parece existir cierto consenso acerca de las alternativas para trabajar con una variable dependiente censurada, no es éste el caso cuando la censura afecta a la(s) variable(s) explicativa(s).

(12) La implementación de este algoritmo y el cálculo de la descomposición salarial se han llevado a cabo en GAUSS. Para ello, se han tomando como punto de partida los códigos de Bo Honoré para la

- 1) Estimar el modelo de regresión cuantílica en [6] para todos los individuos pertenecientes al grupo g mediante la minimización de los residuos en valores absolutos ponderados, tal y como propusieron Koenker y Bassett (1978):

$$\min_{\beta_{g\theta}} \sum_{i=1}^{N_g} \rho(u_{g\theta i}) \quad [11]$$

donde:

$$\rho(a) = [\theta \cdot 1(a \geq 0) + (1 - \theta) \cdot 1(a < 0)] \cdot |a|$$

$1(\cdot)$ es la función indicador.

- 2) Obtener los valores de los salarios predichos a partir de la estimación de $\beta_{g\theta}$ y eliminar aquellas observaciones que estén por debajo o por encima de los umbrales mínimo y máximo, respectivamente.
- 3) Repetir los pasos anteriores para las nuevas muestras resultantes hasta que no se obtengan valores predichos fuera de la doble censura.

Una vez que se dispone de las estimaciones definitivas de $\beta_{g\theta}$, es inmediato calcular los dos primeros componentes de la descomposición salarial para un determinado cuantil θ a partir de las expresiones en [9] y, por tanto, las medidas de discriminación en [10].

Esta alternativa, además de permitirnos una descomposición salarial más detallada, presenta dos ventajas adicionales con respecto a la anteriormente descrita al principio de esta sección. Por un lado, no se establece ningún supuesto acerca de la distribución que siguen los errores a la hora de realizar la estimación censurada. Además, la descomposición no depende de la elección de la varianza a tener en cuenta. Es por ello por lo que no se verá afectada por la posible presencia de heteroscedasticidad.

3. RESULTADOS

A continuación se presentan los resultados obtenidos de las descomposiciones salariales descritas en la sección anterior aplicadas a la muestra extraída de la MCVL de trabajadores indefinidos, distinguiendo entre contratos bonificados y no bonificados. En línea con la misma, se aborda en primer lugar aquella referida a la media para, posteriormente, centrarse en los diferentes puntos de la distribución. En ambos casos se interpretan tanto los coeficientes estimados de las ecuaciones salariales como los resultados de la descomposición salarial. Además, se analiza su robustez sobre la base de comparaciones de los resultados de diferentes especificaciones.

En el cuadro 4 aparecen los resultados de las estimaciones del modelo Tobit censurado correspondientes a dos especificaciones alternativas de las ecuaciones

estimación de regresiones cuantílicas y la estimación de modelos de regresión semiparamétricos censurados, los cuales se pueden descargar de su página web: <http://www.princeton.edu/~honore/programs/>

Cuadro 4: ESTIMACIÓN DE LAS ECUACIONES SALARIALES DE LOS TRABAJADORES INDEFINIDOS BONIFICADOS Y NO BONIFICADOS. MODELO TOBIT CON DOBLE CENSURA

Variables	Especificación 1: sin variables de cualificación			Especificación 2: con variables de cualificación		
	No Bonificados	Bonificados	D.T.	No bonificados	Bonificados	D.T.
Constante	10,452*	10,954*	0,015	11,493*	11,562*	0,013
Varón	0,174*	0,180*	0,002	0,165*	0,177*	0,002
Edad	0,054*	0,032*	0,001	0,034*	0,023*	0,001
Edad ² /100	-0,053*	-0,039*	0,001	-0,031*	-0,028*	0,001
Inmigrante	-0,098*	-0,076*	0,003	-0,056*	-0,036*	0,002
Cualificación alta-media				-0,186*	-0,152*	0,003
Cualificación media				-0,497*	-0,420*	0,003
Cualificación media-baja				-0,652*	-0,509*	0,003
Cualificación baja				-0,761*	-0,601*	0,003
Antigüedad	0,010*	0,025*	0,000	0,008*	0,019*	0,000
Antigüedad ² /100	-0,011*	-0,049*	0,002	-0,008*	-0,029*	0,001
Construcción	0,071*	0,092*	0,002	0,151*	0,130*	0,002
Servicios	-0,070*	0,069*	0,004	0,004	0,095*	0,003
Sector público	0,064*	0,165*	0,004	-0,007	0,047*	0,004
Tamaño empresa	3,4E-05*	2,3E-05*	0,000	3,3E-05*	2,2E-05**	0,000
Aragón	0,038*	0,062*	0,006	0,048*	0,068*	0,005
Asturias	0,030*	0,024	0,007	0,025*	0,030*	0,013
Baleares	0,031*	0,048*	0,007	0,034*	0,052*	0,006
Canarias	-0,121*	-0,073*	0,005	-0,089*	-0,064*	0,004

Cuadro 4: ESTIMACIÓN DE LAS ECUACIONES SALARIALES DE LOS TRABAJADORES INDEFINIDOS BONIFICADOS Y NO BONIFICADOS. MODELO TOBIT CON DOBLE CENSURA (continuación)

Variables	Especificación 1: sin variables de cualificación				Especificación 2: con variables de cualificación			
	No Bonificados	Bonificados	No bonificados	Bonificados	No bonificados	Bonificados	No bonificados	Bonificados
	Coef.	D.T.	Coef.	D.T.	Coef.	D.T.	Coef.	D.T.
Cantabria	-0,021*	0,009	-0,021	0,017	0,007	0,007	0,013	0,015
Castilla y León	-0,033*	0,005	-0,016	0,009	-0,015*	0,004	0,001	0,008
Castilla-La Mancha	-0,084*	0,006	-0,045*	0,010	-0,048*	0,005	-0,021*	0,009
Cataluña	0,133*	0,004	0,119*	0,006	0,113*	0,003	0,122*	0,006
C. Valenciana	-0,017*	0,004	-0,004	0,007	-0,009*	0,003	0,004	0,006
Extremadura	-0,167*	0,009	-0,129*	0,017	-0,139*	0,007	-0,122*	0,015
Galicia	-0,106*	0,005	-0,087*	0,009	-0,094*	0,004	-0,082*	0,008
Madrid	0,152*	0,004	0,092*	0,007	0,070*	0,003	0,050*	0,006
Murcia	-0,060*	0,007	-0,018	0,010	-0,048*	0,006	-0,006	0,009
Navarra	0,181*	0,008	0,216*	0,014	0,184*	0,007	0,217*	0,012
País Vasco	0,224*	0,005	0,213*	0,009	0,206*	0,004	0,194*	0,008
La Rioja	0,023*	0,011	0,073*	0,021	0,033*	0,009	0,085*	0,019
Ceuta y Melilla	0,006	0,024	0,044	0,045	0,063*	0,020	0,078	0,039
LR	49,667		8,559		129,136		19,855	
Prob>chi ²	0,000		0,000		0,000		0,000	
Pseudo R ²	0,158		0,222		0,411		0,514	
Log verosimilitud	-132,220		-15,034		-92,486		-9,386	
Número de observaciones	205,607		40,018		205,607		40,018	

Notas: Se han tomado como referencia en las variables categóricas las correspondientes a Mujer, No inmigrante, Cualificación alta, Industria, Sector privado y Andalucía. * significativo al 1%.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2005.

salariales para ambos tipos de contratos. La diferencia entre ambas es la inclusión de las variables relativas al nivel de cualificación del trabajador. Como ya se ha explicado anteriormente, la información relativa al nivel educativo de los individuos incluida en la MCVL tiene escasa fiabilidad. Debido a que esta variable puede aproximarse por la cualificación, obtenida a partir del grupo de cotización, nos hemos planteado su inclusión, a pesar de que es posible que de esta forma estemos introduciendo un elemento de endogeneidad en el análisis.

Los coeficientes estimados son, en su gran mayoría, significativos al 1% y, como era de esperar, el grado de explicación aumenta claramente cuando se incorporan variables asociadas a la cualificación. Los resultados obtenidos coinciden con los habitualmente encontrados en la literatura. Esto es, las remuneraciones son superiores para los varones, existe una prima positiva por trabajar en el sector público o en empresas grandes y negativa si el trabajador es inmigrante. En cuanto a la edad, en los dos tipos de trabajadores se alcanza un máximo alrededor de los 50 años, y la mayor remuneración por antigüedad se sitúa en los 25 años cuando se trata de contratos no bonificados. Por último, en los sectores de actividad hay diferentes resultados para el sector servicios dependiendo del tipo de contrato. Así, mientras que en los no bonificados la remuneración es mayor en la industria que en los servicios, entre los bonificados ocurre lo contrario, siendo el sector de la construcción el mejor remunerado en ambos tipos de contratos. Respecto a las variables regionales, el País Vasco, Navarra, Cataluña y Madrid presentan las remuneraciones más altas frente a las menores de Extremadura, Canarias y Galicia. Las variables de la segunda especificación indican, además, que la remuneración es mayor cuando aumenta la cualificación.

En el cuadro 5 se muestran las descomposiciones salariales medias correspondientes a las dos especificaciones utilizadas. En ambos casos se considera como estructura salarial no discriminatoria la de los dos tipos de contrato, de forma alternativa¹³. Los resultados muestran diferentes proporciones en la diferencia salarial media total de los componentes de las dotaciones y remuneración. Así, de la especificación que no incluye las variables de cualificación y tomando cualquiera de las dos distribuciones salariales como no discriminatoria, obtenemos que alrededor del 40% de la diferencia es debida a las dotaciones y características del empleo de los no bonificados y el 60% restante debido a la discriminación. Cuando se incluye la cualificación los porcentajes cambian al 55% y 45%, respectivamente¹⁴. Por tanto, puede concluirse que los trabajadores no bonificados están mejor dotados y ocupan puestos con mejores características, a la vez que existe cierta discriminación que perjudica a los bonificados. Ésta representa, al menos, el 45% de la diferencia salarial media.

(13) Existe una amplia literatura que analiza el efecto sobre el resultado de la discriminación de tomar una u otra estructura salarial como la que no es discriminatoria [Neumark (1988) y Barsky, Bound, Charles y Lupton (2002), entre otros muchos]. Hemos optado por una solución sencilla aplicable a los dos tipos de estimación que realizamos, la cual consiste en tomar en primer lugar como estructura no discriminatoria la de los trabajadores sin bonificación y después la de los trabajadores con bonificación. Consideraremos que los resultados obtenidos son robustos en la medida en que coincidan.

(14) De nuevo, debemos tener en cuenta que en este caso las variables de cualificación pueden estar causando problemas de endogeneidad.

Cuadro 5: DESCOMPOSICIÓN SALARIAL DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO TOBIT CON DOBLE CENSURA

a) Especificación 1: sin variables de cualificación

Estructura salarial no discriminatoria

	Total	Porcentaje	D.T.	Intervalo de confianza
No bonificados				
Dotaciones	0,095	38,14%	0,001	0,092-0,097
Remuneración	0,154	61,85%	0,002	0,150-0,158
Total	0,248	100%	0,002	0,244-0,253
Bonificados				
Dotaciones	-0,108	43,49%	0,003	0,103-0,113
Remuneración	-0,141	56,50%	0,004	0,133-0,148
Total	-0,248	100%	0,002	0,244-0,253

b) Especificación 2: con variables de cualificación

Estructura salarial no discriminatoria

	Total	Porcentaje	D.T.	Intervalo de confianza
No bonificados				
Dotaciones	0,136	54,84%	0,002	0,132-0,139
Remuneración	0,112	45,16%	0,002	0,108-0,115
Total	0,248	100%	0,002	0,243-0,251
Bonificados				
Dotaciones	-0,138	55,65%	0,002	0,133-0,142
Remuneración	-0,110	44,35%	0,003	0,104-0,115
Total	-0,248	100%	0,002	0,243-0,251

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2005.

Una vez presentados los resultados acerca de la diferencia salarial media, analizamos las diferencias existentes en distintos puntos de la distribución de los salarios. Ello nos permitirá determinar si existe diferente comportamiento en los salarios bajos y en los altos o si, por el contrario, la estructura salarial obtenida se mantiene en todos los niveles salariales. Los coeficientes estimados en las regresiones cuantílicas censuradas se presentan en los cuadros A1a, A1b y A1c incluidos en el anexo¹⁵.

Los resultados correspondientes a la descomposición salarial en distintos puntos de la distribución se recogen en el cuadro 6 y en la parte superior del gráfico 3. Al interpretar los resultados es conveniente excluir el cuantil superior, ya que es aquél en el que se encuentra la mayor parte de la censura de los datos. El primer resultado destacable es que la diferencia salarial entre ambos tipos de trabajadores aumenta con el salario. Este incremento es debido tanto a una mayor diferencia en dotaciones como en remuneración y se observa en las cuatro descomposiciones que se presentan, resultado de combinar las dos especificaciones de la ecuación salarial y las dos estructuras no discriminatorias alternativas. Si comparamos la magnitud de la diferencia salarial debida a las características de los trabajadores y de sus empleos y la debida a la remuneración, el resultado no es unánime. Esto es debido a que el peso de la diferencia salarial debida a las dotaciones se reduce al introducir las variables de cualificación a partir del cuantil correspondiente al 30% de la distribución. Este componente de dotaciones también tiene un mayor peso si se toma la estructura salarial de los no bonificados como no discriminatoria. Si comparamos los resultados de la descomposición en la media con aquéllos a lo largo de la distribución podemos ver que las mayores similitudes, como era de esperar, se obtienen para los cuantiles en torno a la mitad de la distribución.

La parte inferior del gráfico 3 representa, para los distintos cuantiles, las medidas de discriminación absoluta y relativa en las cuatro estimaciones realizadas. Las medidas absolutas reflejan un aumento del componente de discriminación con el nivel salarial. Esto concuerda con el hecho de que la diferencia debida a los rendimientos aumenta a lo largo de la distribución. Las medidas relativas aportan otro punto de vista en tanto en cuanto relacionan los dos componentes de la diferencia salarial. Hemos comprobado que ambos aumentan con el nivel salarial, por lo que es interesante analizar cuál de ellos lo hace en mayor proporción. Los resultados obtenidos a este respecto no son muy reveladores, ya que cuando no se incluyen las variables de cualificación aparece una disminución de la discriminación relativa a partir del 60% de la distribución, mientras que al hacerlo la discriminación sigue aumentando. Además, en ambos casos la discriminación es mayor cuando se toma a los no bonificados como grupo no discriminado. De todos modos, podemos afirmar que existe una diferencia salarial debida al componente de remuneraciones en torno a un 30-60%. Pese a que este intervalo es amplio, se está poniendo de manifiesto la relevancia del componente de discriminación en la diferencia salarial entre los dos grupos de trabajadores indefinidos analizados.

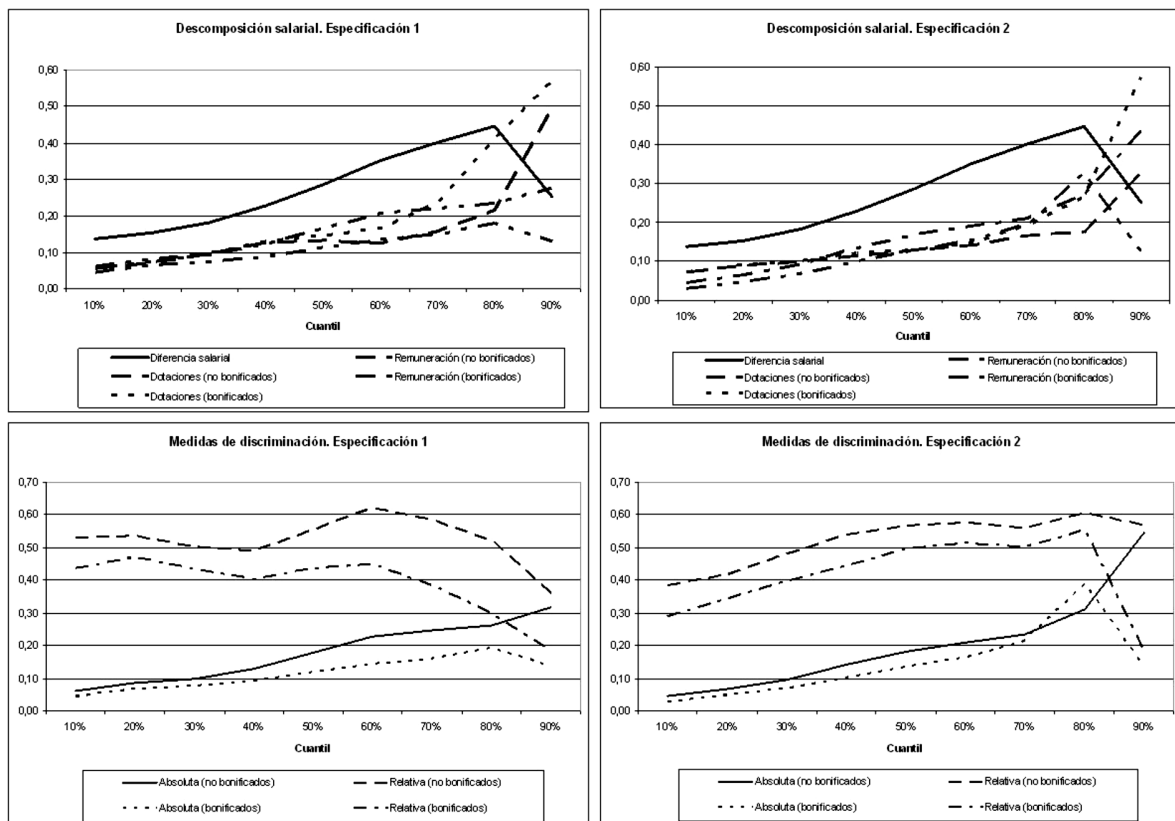
(15) Estas regresiones incluyen las variables de cualificación. Los resultados correspondientes a la especificación alternativa son similares y están a disposición de los lectores, tras la solicitud a los autores.

Cuadro 6: DESCOMPOSICIÓN SALARIAL DE LA ESTIMACIÓN CUANTÍLICA

Especificación 1: sin variables de cualificación		10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%
Estructura salarial no discriminatoria										
No bonificados	Dotaciones	0,05	0,07	0,09	0,13	0,13	0,12	0,16	0,21	0,49
	Remuneración	0,06	0,08	0,09	0,12	0,16	0,21	0,22	0,23	0,28
	No explicado	0,02	0,00	-0,01	-0,02	-0,01	0,02	0,03	0,00	-0,51
	Total	0,14	0,15	0,18	0,23	0,29	0,35	0,40	0,45	0,25
Bonificados										
	Dotaciones	0,06	0,07	0,10	0,13	0,14	0,17	0,24	0,41	0,57
	Remuneración	0,04	0,07	0,07	0,09	0,11	0,13	0,15	0,18	0,13
	No explicado	0,04	0,01	0,01	0,01	0,03	0,05	0,01	-0,14	-0,45
	Total	0,14	0,15	0,18	0,23	0,29	0,35	0,40	0,45	0,25
Especificación 2: con variables de cualificación										
Estructura salarial no discriminatoria										
No bonificados	Dotaciones	0,07	0,09	0,10	0,11	0,13	0,14	0,16	0,18	0,33
	Remuneración	0,04	0,06	0,09	0,13	0,17	0,19	0,21	0,27	0,44
	No explicado	0,02	0,00	-0,01	-0,02	-0,01	0,02	0,03	0,00	-0,51
	Total	0,14	0,15	0,18	0,23	0,29	0,35	0,40	0,45	0,25
Bonificados										
	Dotaciones	0,07	0,09	0,10	0,12	0,13	0,15	0,19	0,26	0,57
	Remuneración	0,03	0,05	0,07	0,10	0,13	0,15	0,19	0,33	0,13
	No explicado	0,04	0,01	0,01	0,01	0,03	0,05	0,01	-0,14	-0,45
	Total	0,14	0,15	0,18	0,23	0,29	0,35	0,40	0,45	0,25

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2005.

Gráfico 3: DESCOMPOSICIÓN SALARIAL CUANTÍLICA.
COMPONENTES Y MEDIDAS DE DISCRIMINACIÓN



Nota: Estructura salarial no discriminatoria entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2005.

El análisis presentado en el cuadro anterior puede completarse teniendo en cuenta que los trabajadores que pertenecen a la muestra no tienen la misma probabilidad de acceder a un contrato bonificado debido a sus características personales. Por ejemplo, los varones de 30 a 44 años no pueden tener un contrato bonificado salvo que procedan del desempleo con una antigüedad en el mismo de al menos seis meses, mientras que los varones jóvenes o mayores y las mujeres no necesitan cumplir este requisito. Debido a que se experimenta una reducción en el salario después de un tiempo de desempleo por la pérdida de capital humano que sufre el trabajador en esta situación, es posible que, a igualdad de características observables del empleo, la remuneración sea diferente para un contrato indefinido bonificado frente a

uno no bonificado. Para analizar la importancia de la posible existencia de un problema de selección en los trabajadores con contratos bonificados, en el cuadro 7 se presenta la descomposición salarial de algunos grupos de trabajadores con diferentes posibilidades de acceder a un contrato de fomento de empleo. Así, se presenta el caso de la muestra total excepto los hombres entre 30 y 44 años, el de las mujeres, los trabajadores varones menores de 30 años y los varones mayores de 44.

De la comparación entre los resultados de los cuadros 6 y 7 pueden extraerse algunas conclusiones interesantes. En primer lugar, señalar que se observan ciertas variaciones en las diferencias salariales entre los trabajadores con contratos bonificados y no bonificados de cada uno de los subgrupos considerados. En la descomposición que excluye los hombres entre 30 y 44 años, apreciamos que la especificación que no incluye las variables de cualificación mantiene la relevancia del efecto remuneración. Sin embargo, en la especificación con variables de cualificación ésta disminuye, aunque los resultados son similares en términos cualitativos con aquéllos obtenidos al considerar toda la muestra. Al analizar sólo las mujeres se observa que la importancia del efecto remuneración es similar al caso general cuando los salarios son bajos, mientras que en los cuantiles superiores el efecto tiende a ser menor en ambos tipos de especificación. Con respecto a los hombres menores de 30 años, el resultado más interesante es que desaparece el efecto remuneración. Esto puede ser debido a que este subgrupo es aquél con un menor salario y una mayor homogeneidad en cuanto a las características socioeconómicas de sus componentes. Por último, al considerar el grupo de trabajadores varones de mayor edad, el tamaño del efecto remuneración se incrementa considerablemente en todos los casos. Por tanto, encontramos una diferente remuneración a las características de los individuos dependiendo de que su contrato esté o no bonificado para todos los subgrupos, excepto para trabajadores jóvenes. En líneas generales, esta diferencia suele ser menor para las mujeres y mayor para los trabajadores de mayor edad¹⁶.

En resumen, el conjunto de resultados aportados en este estudio muestra un mayor componente de discriminación salarial entre los dos grupos de trabajadores indefinidos en relación a aquéllos obtenidos en análisis previos que comparaban los salarios de los trabajadores temporales e indefinidos. Esto nos permite añadir al conjunto de la literatura sobre discriminación salarial en España una fuente de discriminación diferente a las ya estudiadas.

(16) En las estimaciones no se ha controlado por la experiencia laboral, y puede tener algún efecto en los resultados, sobre todo en los trabajadores de más edad.

Cuadro 7: DESCOMPOSICIÓN SALARIAL EN DISTINTOS PUNTOS DE LA DISTRIBUCIÓN PARA DIFERENTES GRUPOS DE TRABAJADORES

Toda la muestra excepto los hombres entre 30 y 44 años

Cuantil	Especificación 1					Especificación 2				
	Dotaciones	Remuneración	No explicado	Dotaciones	Remuneración	No explicado	Dotaciones	Remuneración	No explicado	Total
10%	0,04	0,06	0,03	0,04	0,05	0,04	0,05	0,04	0,12	
20%	0,05	0,09	0,02	0,06	0,07	0,03	0,07	0,03	0,15	
30%	0,08	0,10	0,00	0,08	0,08	0,02	0,08	0,02	0,18	
40%	0,12	0,13	-0,02	0,12	0,10	0,01	0,10	0,01	0,23	
50%	0,14	0,17	-0,02	0,14	0,12	0,02	0,12	0,02	0,29	
60%	0,13	0,21	0,02	0,16	0,15	0,05	0,15	0,05	0,36	
70%	0,17	0,23	0,02	0,23	0,16	0,03	0,16	0,03	0,42	
80%	0,23	0,23	0,00	0,30	0,17	-0,01	0,17	-0,01	0,46	
90%	0,50	0,25	-0,45	0,53	0,16	-0,39	0,16	-0,39	0,30	

Hombres menores de 30 años

Cuantil	Especificación 1					Especificación 2				
	Dotaciones	Remuneración	No explicado	Dotaciones	Remuneración	No explicado	Dotaciones	Remuneración	No explicado	Total
10%	0,01	-0,02	0,02	0,01	-0,01	0,01	-0,01	0,01	0,01	
20%	0,02	-0,01	0,01	0,02	-0,01	0,01	-0,01	0,01	0,02	
30%	0,04	0,00	0,00	0,04	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	
40%	0,04	0,00	0,00	0,04	0,00	0,00	0,00	0,00	0,04	
50%	0,05	0,00	-0,01	0,05	0,01	-0,01	0,01	-0,01	0,05	
60%	0,04	0,01	0,01	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,07	
70%	0,06	0,01	0,02	0,06	0,02	0,01	0,02	0,01	0,09	
80%	0,08	-0,06	0,08	0,06	-0,04	0,07	-0,04	0,07	0,10	
90%	0,08	-0,20	0,22	0,27	0,10	-0,27	0,10	-0,27	0,10	

Cuadro 7: DESCOMPOSICIÓN SALARIAL EN DISTINTOS PUNTOS DE LA DISTRIBUCIÓN PARA DIFERENTES GRUPOS DE TRABAJADORES (continuación)

Mujeres						
Cuantil	Especificación 1			Especificación 2		
	Dotaciones	Remuneración	No explicado	Dotaciones	Remuneración	No explicado
10%	0,05	0,06	0,02	0,05	0,04	0,03
20%	0,06	0,07	0,03	0,05	0,06	0,05
30%	0,08	0,09	0,00	0,08	0,08	0,03
40%	0,11	0,11	-0,01	0,10	0,09	0,02
50%	0,15	0,13	-0,02	0,15	0,10	0,01
60%	0,16	0,18	-0,01	0,17	0,12	0,02
70%	0,17	0,22	0,01	0,22	0,14	0,03
80%	0,23	0,23	-0,02	0,31	0,16	-0,03
90%	0,73	0,38	-0,68	0,39	0,16	-0,12
Hombres mayores de 44 años						
Cuantil	Especificación 1			Especificación 2		
	Dotaciones	Remuneración	No explicado	Dotaciones	Remuneración	No explicado
10%	0,03	0,18	0,03	0,04	0,16	0,00
20%	0,06	0,19	0,06	0,07	0,16	0,03
30%	0,08	0,22	0,08	0,10	0,17	0,03
40%	0,09	0,27	0,09	0,12	0,19	0,06
50%	0,09	0,34	0,09	0,14	0,23	0,08
60%	1,90	0,33	1,90	0,60	0,21	-0,31
70%	3,82	0,52	3,82	1,47	0,21	-1,15
80%	5,54	0,43	5,54	1,84	0,20	-1,68
90%	—	—	—	—	—	—

Nota: La estructura salarial que se ha considerado como no discriminatoria es la de los trabajadores no bonificados. En la muestra de hombres mayores de 44 años no se puede obtener la estimación cuantifica censurada para el último cuantil. A medida que el algoritmo elimina las observaciones para las cuales los valores predichos del salario están fuera de los umbrales, al final se alcanza un número insuficiente de observaciones como para realizar la estimación en el caso de los trabajadores no bonificados. Este hecho viene agravado porque los dos cuantiles superiores de esta distribución están en la censura, lo que hace que la variable endógena no tenga suficiente variabilidad como para realizar una estimación.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2005.

4. CONCLUSIONES

El objetivo planteado en este artículo ha sido analizar la diferencia salarial entre los trabajadores indefinidos en España según sus contratos gocen o no de una bonificación a la Seguridad Social. La MCVL permite realizar dicho análisis, con la peculiaridad de que la información salarial mensual contenida en la misma está en términos de bases de cotización, las cuales presentan un límite mínimo y otro máximo. En primer lugar, se ha realizado un análisis descriptivo de la muestra extraída, tanto en términos medios como en distintos puntos de la distribución salarial, distinguiendo dos submuestras correspondientes a los dos tipos de contrato. Se aprecia un salario más alto para los trabajadores no bonificados así como diferencias en las características de ambos tipos de trabajadores y de los empleos que ocupan. Además, se observa que la diferencia aumenta con el nivel salarial. A continuación, se ha realizado un análisis de descomposición salarial. Para ello, las técnicas econométricas aplicadas tienen en cuenta la presencia de una censura en la información salarial. Concretamente, se han estimado ecuaciones salariales de tipo Tobit para cada submuestra de trabajadores y se ha descompuesto la diferencia debida a las distintas características de los trabajadores y de sus empleos y la debida a las distintas remuneraciones de dichas características. Este análisis se ha llevado a cabo en diferentes cuantiles, con el objeto de analizar la evolución de las diferencias y sus componentes a lo largo de la distribución salarial.

Los resultados muestran que las características de los trabajadores y de sus empleos que condicionan el salario lo hacen con diferente intensidad dependiendo del tipo de contrato. La descomposición salarial atribuye una proporción importante de la diferencia a las características y a la remuneración, siendo ambas favorables a los trabajadores no bonificados. La diferencia salarial aumenta con el salario, lo que es debido tanto a una mayor diferencia en la dotación de capital humano y de las características del empleo como a una mayor discriminación. La contribución relativa de uno y otro no puede establecerse de forma clara. Las conclusiones más importantes que se extraen son las siguientes: (i) los trabajadores indefinidos con contrato bonificado tienen ingresos inferiores al resto de contratados indefinidos, diferencia que se incrementa al ascender en la distribución salarial; (ii) en dicha diferencia tienen un peso significativo dos elementos: sus dotaciones de capital humano y las características de los puestos que ocupan, así como la menor remuneración de las mismas; y (iii) los dos elementos anteriores contribuyen a incrementar la diferencia salarial al ascender en la distribución.

A lo largo del artículo hemos puesto de manifiesto que, además de las fuentes de discriminación salarial habitualmente estudiadas, tales como el género o si el contrato es temporal o indefinido, existe otra que merece un análisis detallado, cuyo origen proviene del sistema de bonificaciones a la Seguridad Social que se estableció con el objetivo de reducir la temporalidad en el mercado de trabajo. En esta línea, la comparación de los salarios de los trabajadores considerados en este artículo con los de los trabajadores temporales es una extensión natural, así como la introducción del posible papel que juegan los sesgos de selección. Ambas extensiones permitirán arrojar más luz acerca de la problemática planteada y pueden abordarse a partir de la información proporcionada en la MCVL.

ANEXO: CÓDIGOS CONTRACTUALES Y CARACTERÍSTICAS DE LOS CONTRATOS EN LA SEGURIDAD SOCIAL Y EL INEM

La selección de los trabajadores indefinidos incluidos en la muestra con la que hemos trabajado y su posterior clasificación como bonificados o no bonificados se ha realizado basándose en la información relativa al tipo de contrato incluida en la MCVL. En este anexo se incluyen detalles adicionales de esta selección, debido a que trabajadores cuyo contrato tenga el mismo código pueden estar sujetos a distinto coste de despido. Además, debido al carácter temporal de las bonificaciones en la cuota de cotización a la Seguridad Social, el código cambia cuando el derecho a la misma termina, por lo que es necesario utilizar la información incluida en la MCVL acerca de los cambios en el tipo de contrato.

La información relativa a los contratos está recogida tanto en los registros de la Seguridad Social como en los del Servicio Público de Empleo Estatal (SPEE) del INEM, siendo diferentes los formularios y detalles recopilados en una y otra institución. De este modo, a partir de los datos del INEM podemos conocer el coste de despido, que aparece en la cláusula correspondiente del contrato. Éste no es el caso de la información en poder de la Seguridad Social al no recoger datos del coste de despido. Más bien, esta institución registra, entre otros datos y a partir del documento de alta, la reducción en la cuota de cotización de la que se puede beneficiar. Esta información no se proporciona explícitamente en la MCVL pero puede deducirse la cuantía de deducción a partir de las características personales del trabajador y de la relación laboral correspondiente. No obstante, sí puede saberse si el contrato está bonificado o no a partir del código contractual.

Por tanto, la clave recopilada por el SPEE / INEM indica el tipo de contrato. Esto va directamente ligado al formulario utilizado para formalizarlo. La clasificación de los contratos vigente en la actualidad se estableció en 2001, año a partir del cual se utiliza el mismo código en el alta de una relación laboral en la Seguridad Social y en el tipo de contrato registrado en el INEM. Sin embargo, el resto de información solicitada en dicho momento de alta no coincide con la incorporada en el contrato registrado en el INEM.

Los distintos modelos de contrato y sus correspondientes códigos se distinguen según tengan una naturaleza temporal o indefinida, sean a tiempo completo o parcial, y si está previsto o no que se acojan a una bonificación en la cotización. La información relativa al coste de despido asociado a cada uno de ellos no guarda relación con la clave del contrato, sino que la determina el contenido de una cláusula. Por tanto, para un mismo código contractual, podemos encontrarnos con distintas indemnizaciones por despido. Tal y como se ha apuntado anteriormente, esta información no puede determinarse a partir de la MCVL al contener información proveniente de la Tesorería General de la Seguridad Social. En los primeros años después de la reforma de 2001 no se grababa la respuesta a esta casilla en el registro de contratos del INEM, pero ahora hace bastantes años que se graba y se publica en las estadísticas. Esto sólo permite estimar el flujo de nuevos contratos y no el *stock* de existentes.

Las cuatro modalidades de contrato indefinido a tiempo completo con las que hemos trabajado a lo largo de este artículo son las que quedan una vez elimi-

nadas las correspondientes a los minusválidos y personas en situación de exclusión social. Por tanto, hemos limitado nuestra muestra a aquellos trabajadores cuyo código contractual era 100, 109, 150 ó 189.

El modelo 100 se corresponde con contratos indefinidos iniciales ordinarios a tiempo completo no bonificados. El modelo 150 es para un contrato indefinido inicial a tiempo completo que puede acogerse a bonificación distinta de las dirigidas a trabajadores discapacitados y en situaciones de exclusión. Por otro lado, el código 109 se asigna a contratos indefinidos bonificados como resultado de una conversión de un contrato temporal. La clave correspondiente a las conversiones que no pueden acogerse a la bonificación es la 189. Resumiendo, los contratos con códigos 100 y 189 no tienen bonificación en la cuota de cotización a la Seguridad Social, mientras que los que tienen códigos 109 y 150 sí están bonificados. La Seguridad Social actualiza automáticamente la clave del contrato cuando ha pasado el tiempo en el que se puede acoger a la bonificación, de manera que los contratos del tipo 150 pasan a ser del tipo 100 en la MCVL. La manera de determinar cuál de ellos estaba vigente en un determinado momento del tiempo es a partir de la información relativa a las fechas de modificación en el tipo de contrato, así como el código que se le asignaba hasta dicho momento.

Por último, señalar dos aspectos adicionales que pueden resultar de utilidad a la hora de trabajar con la información contractual de la MCVL. En primer lugar, notar que, a pesar de que los datos de la MCVL no permiten determinar el coste de despido de un contrato, existe una elevada correlación entre estar bonificado y conllevar un coste de despido reducido. Esto es debido, en gran medida, a la normativa vigente, ya que aquéllos que pueden acogerse a una de estas ventajas también pueden hacerlo a la otra. En segundo lugar, señalar que, como en toda recogida de información, pueden existir errores de recopilación. Por tanto, es necesario tener en cuenta que el código relativo al tipo de contrato indica lo que la persona que responde ha entendido, y no siempre coincide con la interpretación de quien ha diseñado el formulario.

Variables	10%		25%		50%		75%		90%	
	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.
Constante	11,252*	0,016	11,509*	0,012	11,603*	0,011	11,668*	0,014	11,710*	0,023
Varón	0,157*	0,002	0,156*	0,002	0,172*	0,002	0,190*	0,002	0,209*	0,004
Edad	0,024*	0,001	0,023*	0,001	0,027*	0,001	0,028*	0,001	0,035*	0,001
Edad ² /100	-0,026*	0,001	-0,023*	0,001	-0,027*	0,001	-0,029*	0,001	-0,035*	0,001
Inmigrante	-0,049*	0,003	-0,045*	0,002	-0,050*	0,003	-0,041*	0,003	-0,038*	0,004
Cualificación alta-media	-0,251*	0,006	-0,229*	0,004	-0,134*	0,004	-0,055*	0,010	-0,031	0,024
Cualificación media	-0,470*	0,006	-0,537*	0,003	-0,508*	0,004	-0,409*	0,007	-0,325*	0,010
Cualificación media-baja	-0,533*	0,005	-0,629*	0,003	-0,654*	0,003	-0,622	0,006	-0,604*	0,010
Cualificación baja	-0,609*	0,005	-0,703*	0,003	-0,747*	0,003	-0,758*	0,006	-0,782*	0,010
Antigüedad	0,010*	0,000	0,011*	0,000	0,013*	0,000	0,015*	0,001	0,017*	0,001
Antigüedad ² /100	-0,007*	0,002	-0,009*	0,001	-0,016*	0,001	-0,023*	0,002	-0,025*	0,004
Construcción	0,159*	0,003	0,143*	0,002	0,150*	0,002	0,109*	0,003	0,089*	0,004
Servicios	0,122*	0,003	0,070*	0,003	0,019*	0,003	-2,6E-04	0,003	-0,025*	0,005
Sector público	0,164*	0,004	0,096*	0,003	0,046*	0,003	-0,005	0,004	-0,019*	0,007
Tamaño empresa	3,0 E-05*	0,000	4,0 E-05*	0,000	6,5 E-05*	0,000	0,001*	0,000	0,001*	0,000
Aragón	0,075*	0,005	0,071*	0,006	0,060*	0,005	0,056*	0,007	0,043*	0,011
Asturias	0,049*	0,007	0,034*	0,006	0,027*	0,005	0,022*	0,008	-0,002	0,013
Baleares	0,064*	0,007	0,052*	0,005	0,032*	0,005	0,024*	0,007	0,026	0,014

Cuadro A1a: ESTIMACIÓN CUANTÍLICA CENSURADA DE LA ECUACIÓN SALARIAL DEL TOTAL DE TRABAJADORES (continuación)

Variables	10%		25%		50%		75%		90%	
	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.
Canarias	-0,113*	0,005	-0,089*	0,004	-0,065*	0,005	-0,070*	0,005	-0,081*	0,010
Cantabria	0,019	0,010	0,018*	0,006	0,013	0,007	0,026*	0,008	-0,015	0,012
Castilla y León	0,006	0,005	-0,004	0,004	-0,011*	0,004	-0,013	0,006	-0,028*	0,009
Castilla-La Mancha	-0,011	0,005	-0,027*	0,004	-0,042*	0,005	-0,036*	0,006	-0,060*	0,010
Cataluña	0,108*	0,004	0,116*	0,003	0,134*	0,003	0,142*	0,003	0,124*	0,007
C. Valenciana	0,020*	0,004	-0,002	0,003	-0,013*	0,003	0,004	0,005	-0,002	0,007
Extremadura	-0,091*	0,007	-0,111*	0,006	-0,143*	0,006	-0,128*	0,007	-0,139*	0,016
Galicia	-0,055*	0,005	-0,075*	0,004	-0,098*	0,004	-0,093*	0,005	-0,126*	0,008
Madrid	0,021*	0,004	0,041*	0,003	0,071*	0,003	0,089*	0,004	0,097*	0,007
Murcia	-0,005	0,007	-0,020*	0,004	-0,049*	0,005	-0,042*	0,008	-0,044*	0,010
Navarra	0,241*	0,009	0,239*	0,006	0,235*	0,006	0,214*	0,008	0,167*	0,012
País Vasco	0,226*	0,005	0,236*	0,004	0,250*	0,004	0,239*	0,004	0,211*	0,008
La Rioja	0,097*	0,009	0,072*	0,007	0,051*	0,008	0,069*	0,009	0,046	0,019
Ceuta y Melilla	0,097*	0,032	0,095*	0,021	0,099*	0,014	0,077*	0,023	0,054	0,038
Pseudo R ²	0,222		0,264		0,270		0,227		0,164	
Var (error)	0,096		0,095		0,102		2,252		4,916	
Observaciones	245.189		242.478		224.687		174.611		137.926	

Notas: Se han tomado como referencia en las variables categóricas las correspondientes a Mujer, No inmigrante, Cualificación alta, Industria, Sector privado y Andalucía. * significativo al 1%. Errores estándar calculados por *bootstrap*.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2005.

Cuadro A1b: ESTIMACIÓN CUANTÍLICA CENSURADA DE LA ECUACIÓN SALARIAL DEL TOTAL DE TRABAJADORES NO BONIFICADOS

Variables	10%		25%		50%		75%		90%	
	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.
Constante	11,316*	0,018	11,534*	0,013	11,605*	0,013	11,695*	0,017	11,778*	0,036
Varón	0,151*	0,003	0,151*	0,002	0,168*	0,002	0,185*	0,003	0,206*	0,004
Edad	0,022*	0,001	0,022*	0,001	0,026*	0,001	0,027*	0,001	0,034*	0,001
Edad ² /100	-0,020*	0,001	-0,019*	0,001	-0,023*	0,001	-0,025*	0,001	-0,033*	0,002
Inmigrante	-0,057*	0,004	-0,051*	0,002	-0,053*	0,003	-0,043*	0,004	-0,042*	0,005
Cualificación alta-media	-0,271*	0,005	-0,228*	0,005	-0,130*	0,004	-0,054*	0,011	-0,076	0,037
Cualificación media	-0,496*	0,005	-0,544*	0,003	-0,498*	0,004	-0,409*	0,007	-0,370*	0,021
Cualificación media-baja	-0,565*	0,005	-0,643*	0,002	-0,652*	0,003	-0,631*	0,007	-0,653*	0,021
Cualificación baja	-0,644*	0,005	-0,721*	0,003	-0,754*	0,004	-0,773*	0,007	-0,839*	0,021
Antigüedad	0,007*	0,000	0,007*	0,000	0,008*	0,000	0,010*	0,001	0,012*	0,001
Antigüedad ² /100	-0,003	0,002	-0,003	0,001	-0,005*	0,001	-0,014*	0,002	-0,015*	0,004
Construcción	0,158*	0,003	0,145*	0,002	0,153*	0,002	0,103*	0,003	0,084*	0,005
Servicios	0,102*	0,004	0,053*	0,003	0,005	0,003	-0,013*	0,004	-0,036*	0,006
Sector público	0,140*	0,004	0,068**	0,003	0,025*	0,003	-0,021*	0,004	-0,040*	0,007
Tamaño empresa	3,1 E-05*	0,000	4,1 E-05*	0,000	6,0 E-05*	0,000	0,001*	0,000	0,001*	0,000
Aragón	0,077*	0,007	0,074*	0,005	0,055*	0,006	0,055*	0,007	0,040*	0,011
Asturias	0,053*	0,008	0,031*	0,007	0,026*	0,005	0,018	0,010	-0,020	0,014
Baleares	0,065*	0,008	0,047*	0,005	0,031*	0,006	0,021	0,008	0,023	0,015
Canarias	-0,117*	0,007	-0,096*	0,005	-0,069*	0,004	-0,076*	0,006	-0,093*	0,013
Cantabria	0,023	0,011	0,012	0,008	0,006	0,009	0,019	0,008	-0,031	0,014
Castilla y León	0,006	0,005	-0,008	0,003	-0,017*	0,005	-0,015*	0,005	-0,032*	0,009

Cuadro A1b: ESTIMACIÓN CUANTÍLICA CENSURADA DE LA ECUACIÓN SALARIAL DEL TOTAL DE TRABAJADORES NO BONIFICADOS (continuación)

Variables	10%		25%		50%		75%		90%	
	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.
Castilla-La Mancha	-0,014	0,006	-0,029*	0,005	-0,045*	0,005	-0,042*	0,007	-0,065*	0,012
Cataluña	0,111*	0,004	0,117*	0,003	0,136*	0,003	0,143*	0,004	0,122*	0,008
C. Valenciana	0,018*	0,005	-0,001	0,004	-0,011*	0,004	0,007*	0,005	-0,002	0,008
Extremadura	-0,093*	0,009	-0,115*	0,007	-0,150*	0,007	-0,134*	0,008	-0,138*	0,017
Galicia	-0,052*	0,006	-0,076*	0,005	-0,099*	0,004	-0,099*	0,006	-0,130*	0,010
Madrid	0,024*	0,005	0,047*	0,003	0,077*	0,003	0,095*	0,004	0,101*	0,009
Murcia	-0,019*	0,007	-0,032*	0,005	-0,050*	0,005	-0,052*	0,009	-0,055*	0,013
Navarra	0,235*	0,009	0,242*	0,006	0,228*	0,006	0,211*	0,008	0,164*	0,012
País Vasco	0,237*	0,005	0,244*	0,004	0,255*	0,004	0,241*	0,005	0,219*	0,010
La Rioja	0,088*	0,009	0,066*	0,009	0,048*	0,007	0,060*	0,010	0,007	0,023
Ceuta y Melilla	0,099	0,040	0,092*	0,024	0,087*	0,018	0,064	0,025	0,052	0,043
Pseudo R ²	0,228		0,268		0,263		0,214		0,149	
Var (error)	0,096		0,096		0,102		2,601		5,422	
Observaciones	205.146		201.433		183.722		136.649		104.102	

Notas: Se han tomado como referencia en las variables categóricas las correspondientes a Mujer, No inmigrante, Cualificación alta, Industria, Sector privado y Andalucía. * significativo al 1%. Errores estándar calculados por *bootstrap*.
Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2005.

Cuadro A1c: ESTIMACIÓN CUANTÍLICA CENSURADA DE LA ECUACIÓN SALARIAL DEL TOTAL DE TRABAJADORES BONIFICADOS

Variables	10%		25%		50%		75%		90%	
	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.
Constante	11,181*	0,059	11,499*	0,021	11,678*	0,019	11,743*	0,026	11,789*	0,041
Varón	0,152*	0,010	0,160*	0,003	0,170*	0,003	0,196*	0,004	0,219*	0,008
Edad	0,020*	0,001	0,017*	0,001	0,018*	0,001	0,022*	0,001	0,027*	0,002
Edad ² /100	-0,025*	0,002	-0,021*	0,001	-0,022*	0,001	-0,026*	0,001	-0,032*	0,003
Inmigrante	-0,027*	0,006	-0,025*	0,004	-0,034*	0,003	-0,034*	0,006	-0,022	0,009
Cualificación alta-media	-0,180*	0,017	-0,207*	0,012	-0,158*	0,012	-0,091*	0,016	-0,029	0,024
Cualificación media	-0,319*	0,024	-0,416*	0,009	-0,463*	0,008	-0,437*	0,011	-0,349*	0,020
Cualificación media-baja	-0,364*	0,020	-0,467*	0,009	-0,541*	0,006	-0,567*	0,010	-0,558*	0,018
Cualificación baja	-0,431*	0,014	-0,536*	0,009	-0,622*	0,006	-0,678*	0,011	-0,711*	0,016
Antigüedad	0,016*	0,002	0,012*	0,001	0,015*	0,001	0,015*	0,002	0,021*	0,003
Antigüedad ² /100	-0,036	0,015	-0,004	0,010	-0,016	0,009	-0,013	0,015	-0,047*	0,022
Construcción	0,147*	0,010	0,123*	0,003	0,107*	0,004	0,110*	0,005	0,103*	0,008
Servicios	0,182*	0,006	0,126*	0,004	0,069*	0,004	0,049*	0,007	0,033*	0,010
Sector público	0,076*	0,020	0,080*	0,014	0,051*	0,018	0,010	0,013	-0,076*	0,022
Tamaño empresa	1,8 E-05*	0,000	1,7 E-05*	0,000	2,2 E-05*	0,000	3,0 E-05*	0,000	0,001*	0,000
Aragón	0,093	0,056	0,066*	0,011	0,082*	0,009	0,077*	0,013	0,055*	0,017
Asturias	0,050	0,034	0,036	0,014	0,044*	0,010	0,027	0,017	0,040	0,024
Baleares	0,068	0,054	0,056*	0,010	0,050*	0,009	0,044*	0,015	0,033	0,021
Canarias	-0,095*	0,035	-0,083*	0,011	-0,056*	0,009	-0,043*	0,015	-0,061*	0,014
Cantabria	0,026	0,057	0,026	0,015	0,028	0,011	0,025	0,019	-0,007	0,021

Cuadro A1c: ESTIMACIÓN CUANTÍLICA CENSURADA DE LA ECUACIÓN SALARIAL DEL TOTAL DE TRABAJADORES BONIFICADOS (continuación)

Variables	10%		25%		50%		75%		90%	
	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.	Coef.	D. T.
Castilla y León	0,019	0,060	0,013	0,008	0,004	0,007	-0,003	0,015	-0,022	0,015
Castilla-La Mancha	0,015	0,055	-0,002	0,009	-0,019	0,009	-0,022	0,010	-0,041	0,018
Cataluña	0,102	0,053	0,116*	0,006	0,142*	0,006	0,144*	0,010	0,139*	0,012
C. Valenciana	0,033	0,044	0,009	0,006	0,003	0,006	0,005	0,009	0,004	0,014
Extremadura	-0,077	0,048	-0,107*	0,012	-0,109*	0,012	-0,116*	0,016	-0,147*	0,023
Galicia	-0,043	0,036	-0,060*	0,007	-0,082*	0,008	-0,092*	0,011	-0,115*	0,013
Madrid	0,012	0,044	0,021*	0,006	0,039*	0,006	0,067*	0,012	0,083*	0,013
Murcia	0,038	0,037	0,015	0,008	-0,017*	0,006	-0,025	0,014	-0,002	0,024
Navarra	0,269*	0,058	0,241*	0,012	0,226*	0,010	0,236*	0,018	0,224*	0,030
País Vasco	0,197*	0,039	0,209*	0,009	0,222*	0,010	0,229*	0,011	0,204*	0,015
La Rioja	0,125	0,054	0,099*	0,020	0,073*	0,015	0,077*	0,024	0,097*	0,027
Ceuta y Melilla	-0,033	0,115	0,132*	0,043	0,100	0,055	0,126	0,049	0,129	0,095
Pseudo R ²	0,176		0,200		0,233		0,238		0,190	
Var (error)	0,081		0,178		0,078		0,207		0,619	
Observaciones	39.989		40.016		39.940		37.726		34.158	

Notas: Se han tomado como referencia en las variables categóricas las correspondientes a Mujer, No inmigrante, Cualificación alta, Industria, Sector privado y Andalucía. * significativo al 1%. Errores estándar calculados por *bootstrap*.

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL 2005.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alujas, J.A. (2004): “La política de fomento del empleo: Eje fundamental de las políticas activas de mercado de trabajo en España”, *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, vol. 51, págs. 15-30.
- Arellano, A. (2005): “Evaluating the Effects of Labor Market Reforms “At the Margin” on Unemployment and Employment Stability: The Spanish Case” Working Paper 05-12, Economic Series, Departamento de Economía, Universidad Carlos III de Madrid.
- Barsky, R., J. Bound, K.C. Kerwin y J.P. Lupton (2002): “Accounting for the Black-White Wealth Gap: A Nonparametric Approach”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 52, págs. 663-673.
- Bauer, T.K. y M. Sinning (2008): “Blinder-Oaxaca Decomposition for Tobit Models”, *Applied Economics*, en prensa.
- Bentolila, S. y J.J. Dolado (1994): “Labour flexibility and wages: Lessons from Spain”, *Economic Policy*, vol. 18, págs. 54-99.
- Blinder, A.S. (1973): “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *Journal of Human Resources*, vol. 8, págs. 436-455.
- Brown, R.S. (1980): “Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male-Female Earnings Differentials”, *Journal of Human Resources*, vol. 15, págs. 3-28.
- Buchinsky, M. (1994): “Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression”, *Econometrica*, vol. 62, n.º 2, págs. 405-458.
- Chay, K.Y. y J.L. Powell (2001): “Semiparametric Censored Regression Models”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, n.º 4, págs. 29-42.
- Cueto, B. (2006): “El gasto en políticas activas de mercado de trabajo en la Unión Europea: evolución y distribución según medidas” *Boletín ICE Económico: Información Comercial Española*, abril 17-23, 55-67.
- Daviá, M.A. y V. Hernanz (2004): “Temporary employment and segmentation in the Spanish labour market: an empirical analysis through the study of wage differentials”, *Spanish Economic Review*, vol. 6, págs. 291-318.
- De la Rica, S. (2004): “Wage gaps between workers with indefinite and fixed-term contracts: The impact of firm and occupational segregation”, *Moneda y Crédito*, vol. 219, págs. 43-69.
- De la Rica, S., J.J. Dolado y V. Llorens (2008): “Ceilings or floors? Gender wage gaps by education in Spain”, *Journal of Population Economics*, vol. 21, n.º 3, págs. 1432-1475.
- De la Rica, S. y F. Felgueroso (2002): “Wage differentials between permanent and temporal workers: Further evidence” Mimeo.
- DiNardo, J., N.M. Fortin y T. Lemieux (1996): “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach”, *Econometrica*, vol. 64, n.º 5, págs. 1001-1044.
- Dolado, J.J., C. García-Serrano y J. Jimeno (2002): “Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain”, *The Economic Journal*, vol. 112, págs. 270-295.
- García, J., P.J. Hernández y A. López (1997): “Diferencias salariales entre sector público y sector privado en España”, *Papeles de Economía Española*, vol. 72, págs. 261-274.
- García, J., P.J. Hernández y A. López-Nicolás (2001): “How wide is the gap? an investigation of gender wage differences using quantile regression”, *Empirical Economics*, vol. 26, págs. 149-167.
- García, J., P.J. Hernández y A. López-Nicolás (1997): “Diferencias salariales entre sector público y sector privado en España”, *Papeles de Economía Española*, vol. 72, págs. 261-274.

- García-Pérez, J.I. y M.D. Morales-López (2006): “Discriminación salarial en el mercado de trabajo español con especial referencia al caso de Andalucía” Documento de Trabajo centrA E2006/18.
- García-Pérez, J.I. y Y. Rebollo (2007): “The use of permanent contracts across Spanish regions: do regional wage subsidies work?” Documento de Trabajo FEDEA 2007/07.
- Gardeazábal, J. y A. Ugidos (2004): “More on identification in detailed wage decompositions”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 86, n.º 4, págs. 1034-1036.
- Gardeazábal, J. y A. Ugidos (2005): “Gender wage discrimination at quantiles”, *Journal of Population Economics*, vol.18, págs. 165-179.
- Jimeno, J.F. y L. Toharia (1993): “The effects on fixed-term employment on wages: theory and evidence from Spain”, *Investigaciones Económicas*, vol. XVII, n.º 3, págs. 475-494.
- Katz, L.F. (1986): “Layoffs, Recall and the Duration of Unemployment” NBER Working Paper No 1825.
- Koenker, R. y G. Bassett (1978): “Regression quantiles”, *Econometrica*, vol. 46, págs. 33-50.
- Kugler, A., J.F. Jimeno y V. Hernanz (2003): “Employment Consequences of Restrictive Permanent Contracts: Evidence from Spanish Labor Market Reforms” CEPR Discussion Paper No. 3724.
- Machado, J.A. y J. Mata (2005): “Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, págs. 445-465.
- Malo, M.A. y F. Muñoz-Bullón (2006): “Employment promotion measures and the quality of the job match for persons with disabilities”, *Hacienda Pública Española*, vol. 179, n.º 4, págs. 79-111.
- Mortensen, D.T. y C. Pissarides (2003): “Taxes, Subsidies and Equilibrium Labor Market Outcomes” in *Designing Inclusion: Tools to Raise low-end Pay and Employment in Private Enterprise*, edited by Edmund S. Phelps. Cambridge University Press.
- Motellón, E. y E. López-Bazo (2006): “Discriminación salarial por tipo de contrato. Efectos en el conjunto de la distribución”. IX Encuentro de Economía Aplicada.
- Neumark, D. (1988): “Employers’ Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination”, *Journal of Human Resources*, vol. 23, págs. 279-295.
- Oaxaca, R. (1973): “Male-female wage differentials in urban labor markets”, *Internacional Economic Review*, vol. 14, n.º 3, págs. 693-710.
- Powell, J.L. (1986): “Censored Regresión Cuantiles”, *Journal of Econometrics*, vol. 32, págs. 143-155.
- Rigobon, R. y T.M. Stoker (2007): “Estimation with censored regressors: Basic Issues”, *Internacional Economic Review*, vol. 48, n.º 4, págs. 1441-1467.
- Segura, J. (2001): “La reforma del Mercado de trabajo español: un panorama”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. 25, págs. 157-190.
- Wooldridge, J. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge MA: MIT Press.

Fecha de recepción del original: noviembre, 2007

Versión final: noviembre, 2008

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyse the wage differences among permanent workers in Spain, depending on whether their contracts benefit from reductions in payroll taxes. Data has been extracted from the 2005 version of the Continuous Sample of Working Histories (MCVL). Together with a descriptive analysis that reflects a wage differential in favour of non-benefitted contracts and differences between the wage determinants of the two types of workers, we carry out an econometric analysis and a decomposition of the difference that takes into account the censorship present in the data. Results assign at least 45% of the average difference to a greater return to the worker characteristics of those workers without a benefit in their contract. Quantile analysis shows that the wage differential increases and is due both to a higher discrimination and to the differences in wage determinants. As well as its possible influence on the volume of permanent contracts, the policy of subsidising payroll taxes has generated the presence of two types of workers with different characteristics and job types. A non-trivial discrimination towards benefitted workers appears at all wage levels.

Key words: Wage discrimination, benefitted contracts, censored data, quantile estimation.

JEL classification: J7, J31, J38.