

# Diferencias salariales entre sector público y privado según tipo de contrato: evidencia para España\*

Raúl Ramos  
AQR-IREA, Universitat de Barcelona  
Dep. d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola  
Av. Diagonal 690, 08034 Barcelona  
[rros@ub.edu](mailto:rros@ub.edu)

Esteban Sanromá  
IEB, Universitat de Barcelona  
Departament d'Economia Pública, Economia Política i Economia Espanyola  
Av. Diagonal 690, 08034 Barcelona  
[esanroma@ub.edu](mailto:esanroma@ub.edu)

Hipólito Simón  
Universidad de Alicante - IEI-IEB  
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales  
Carretera San Vicente del Raspeig s/n - 03690 San Vicente del Raspeig (Alicante)  
Tfno.: 965903400 ext. 2707; e-mail: [hsimon@ua.es](mailto:hsimon@ua.es)

## Resumen

El objetivo del artículo es analizar las diferencias salariales entre el sector público y el privado en España a partir de los microdatos de la *Encuesta de Estructura Salarial*. Con carácter novedoso en la literatura, el análisis se desarrolla de forma separada para trabajadores temporales y permanentes. La evidencia obtenida aplicando diversas metodologías econométricas de descomposición muestra que, tras controlar las dotaciones de características observadas, existe una prima salarial en favor del sector público. Dicha prima es mayor para las mujeres, tiene un perfil decreciente a través de la distribución salarial y presenta diferencias reseñables entre trabajadores temporales y permanentes.

**Palabras clave:** Brecha salarial entre sector público y privado; distribución salarial; datos emparejados empresa-trabajador.

**Códigos JEL:** C21, J31, J45.

---

\* Este trabajo se ha beneficiado de la financiación de los proyectos de investigación ECO2010-16006, ECO2010-16934 y CSO2011-29943-C03-02.

## 1. Introducción

A partir de la Gran Recesión, la aparición de elevados déficits públicos y la posterior crisis de la deuda soberana han centrado en España el interés en las cuentas públicas y el necesario proceso de consolidación presupuestaria para reequilibrarlas. La política de austeridad aplicada a tal fin se ha apoyado en tres ejes principales: la reducción de la inversión pública, la reestructuración de diversos servicios públicos y el ajuste en los gastos de personal, combinando para ello reducciones de plantillas -mediante la no reposición de los empleados jubilados y los despidos de eventuales- y rebajas salariales, tanto en términos reales -congelaciones salariales en 2011 y 2013- como nominales -descensos salariales en 2010 y 2012-. Las razones aducidas para ello, más allá de las macroeconómicas, han destacado los elevados salarios abonados por el sector público, los pagos no salariales -como menor jornada anual- y la mayor estabilidad del empleo en el sector público.

La existencia de un diferencial salarial en favor de los trabajadores del sector público es un resultado ampliamente identificado en la literatura internacional sobre el tema (véanse, por ejemplo, Dustmann y van Soest, 1998, Hartog y Oosterberck, 1993, Rees y Shah, 1995 y Zweimuller y Winter-Ebmer, 1994 ó, entre las aportaciones más recientes, Lucifora y Meurs, 2006, Cai y Liu, 2011, Chaterji et al., 2011 y Mizala et al., 2011). Los escasos trabajos realizados para el caso español también confirman este hallazgo (Lassibille, 1998, Albert et al., 1999, García-Pérez y Jimeno, 2007 y Hospido y Moral, 2013). Si bien la gama de ventajas sociales en favor de los trabajadores públicos es de difícil identificación y cuantificación, el análisis de las diferencias salariales en términos de salario por hora cuanto menos contempla las distintas jornadas laborales en ambos sectores. En cambio, los estudios que han abordado el análisis de la estabilidad de las plantillas son muy limitados, lo cual parece indicar la aceptación implícita de que en el sector público el empleo es más estable que en el privado.

La investigación trata de analizar estos temas, centrándose para ello en las diferencias salariales entre los asalariados del sector público y del sector privado en el mercado de trabajo español en 2010. Además de analizar tales diferencias por separado para hombres y mujeres y a la largo de toda la distribución salarial, siguiendo en ello el consenso de la literatura, este papel también analiza, por primera vez en la literatura internacional sobre el tema -hasta donde alcanza nuestro conocimiento-, las diferencias salariales entre ambos sectores de los trabajadores permanentes y los temporales. El objetivo es avanzar en el conocimiento de las diferencias salariales intersectoriales y, a su vez, examinar en qué medida varían las diferencias salariales entre sectores en función del tipo de contrato.

El caso español constituye un marco especialmente apropiado para realizar este tipo de análisis, puesto que presenta una muy elevada tasa de temporalidad simultáneamente en el sector privado y en el sector público. Así, según datos de Eurostat, en 2010 la tasa de temporalidad del sector privado (25,1%) prácticamente doblaba la media europea (13,9%) y era la segunda mayor, tras Polonia. Al mismo tiempo, España presentaba la mayor tasa de temporalidad europea en el sector público (24,5%), también muy por encima del promedio de la UE (13,9%). La elevada temporalidad en el sector privado se explica básicamente por una brecha de costes de despido muy alta y persistente en el tiempo entre ambos tipos de contrato, que ha acabado habituando a los agentes económicos a la contratación temporal (Dolado et al. 2002). Ello se ha visto facilitado por un tejido empresarial orientado hacia producciones de bajo contenido tecnológico y, por ello, con limitada importancia del capital humano específico (Toharia et al. 2005). En el caso del sector público, los factores impulsores de la amplia temporalidad han sido diversos, incluyendo aspectos como las restricciones presupuestarias que se han dado en diversos momentos de las últimas décadas; la disponibilidad de recursos procedentes de fondos europeos para aplicar políticas activas de mercado de trabajo, que han permitido contratar temporalmente a personal laboral, especialmente en la administración local; las insuficiencias estructurales en la financiación de las administraciones locales o una inadecuada programación de puestos de trabajo que genera desajustes manifestados en carencias de personal en determinadas áreas cubiertas de forma temporal, entre otros (Consejo Económico y Social, 2005).

La investigación se desarrolla a partir de los microdatos emparejados empresa-trabajador de la ola de 2010 de la *Encuesta de Estructura Salarial*. Este tipo de datos ha tenido un impacto significativo en el análisis de la determinación de los salarios y su utilización en el análisis de las diferencias salariales entre el sector público y privado es muy poco frecuente<sup>1</sup>. Así, entre otras circunstancias, los mismos permiten examinar la contribución al diferencial salarial entre sectores de las características de las empresas, atributos que habitualmente no se pueden tener en cuenta en este tipo de análisis. Asimismo, el análisis empírico se desarrolla a partir de diversas metodologías econométricas de descomposición que abarca, además de la metodología estándar de Oaxaca-Blinder, la técnica desarrollada recientemente por Fortin, Lemieux y Firpo (2011), la cual permite cuantificar detalladamente el impacto de las dotaciones y de los rendimientos de cada una de las variables explicativas sobre la brecha salarial en los diferentes puntos de la distribución salarial. A continuación, y como prueba de robustez, se aplica la metodología propuesta por Nopo (2008), la cual permite comparar trabajadores del sector público y privado

---

<sup>1</sup> Entre los trabajos recientes, tan solo Chatterji, Mumford y Smith (2011) utilizan datos emparejados.

que están en el soporte común y que, en consecuencia, tienen estrictamente características observables similares.

Así pues, las aportaciones del presente trabajo son diversas. Por primera vez en la literatura se analizan las diferencias salariales entre sector público y privado de forma separada para trabajadores permanentes y temporales. Para ello se estudia el mercado de trabajo español, que presenta la mayor tasa de temporalidad de Europa en el sector público y la segunda mayor en el privado. Asimismo, a diferencia de la gran mayoría de estudios, utiliza datos emparejados empresa-trabajador y aplica de forma complementaria la metodología del *propensity score matching* y realiza, a partir de ella, la descomposición propuesta por Nopo (2008).

Los resultados obtenidos ponen de manifiesto que el grueso del significativo diferencial salarial observado en favor de los trabajadores del sector público tiende a explicarse por las diferentes dotaciones de características observadas, mientras que la prima salarial es más bien reducida, particularmente para los varones con contrato temporal. Por el contrario, la mayor prima salarial corresponde a las mujeres con contrato temporal. Asimismo, las características de las empresas tienden a presentar una mayor contribución al diferencial que las características individuales o de los puestos de trabajo. Por otra parte, se constata que la brecha salarial entre ambos sectores no explicada por las características no es similar a lo largo de toda la distribución salarial, sino que presenta un perfil decreciente a lo largo de la distribución, con la principal excepción de las mujeres con contrato temporal, para las que la prima es relativamente homogénea. Por último, los menores niveles de desigualdad salarial presentes en el sector público no se explican por las diferencias en características entre sus trabajadores y los del sector privado, por lo que parecen un fenómeno atribuible exclusivamente a las diferencias existentes en los mecanismos de determinación salarial de ambos sectores.

En adelante el texto se estructura de la siguiente forma. En el apartado segundo se revisa la literatura internacional sobre diferencias salariales, tanto entre sector público y privado como entre tipos de contrato y se condensan las principales conclusiones obtenidas en la misma. En el tercero, se presenta la base de datos utilizada en el estudio, centrando el cuarto apartado en la metodología econométrica que se emplea en el análisis empírico. En el apartado quinto se presenta la evidencia obtenida. Por último, la investigación se cierra con unas breves conclusiones.

## **2. Revisión de la literatura**

El análisis que se realiza en este trabajo reúne dos vertientes de la literatura empírica sobre diferencias salariales. Por un lado, la que desde hace varias décadas analiza las diferencias

salariales en función del sector privado o público donde el individuo trabaja. Por otro, la relativamente más reciente que aborda el estudio de las diferencias salariales en función del tipo de contrato, la cual se ha centrado especialmente en unos pocos países europeos por la importancia en sus mercados laborales de la contratación temporal.

### *2.1 Diferencias salariales entre trabajadores del sector público y del sector privado*

La literatura internacional ha analizado las diferencias salariales entre el sector público y el sector privado de forma amplia, tanto en el tiempo como en términos geográficos. Cronológicamente, el primer estudio es el de Smith (1976a, 1976b), que analiza las diferencias salariales entre ambos sectores en Estados Unidos mediante una ecuación de salarios minceriana incorporando una variable ficticia que toma valor 1 si el trabajador está empleado en el sector público. Sus resultados señalan la existencia de una prima salarial –bajo el supuesto de similares características e idénticos rendimientos- para los empleados federales entre el 10% y el 20% en función del género y la raza, siendo superior para las mujeres y para las minorías étnicas. Pese a sus limitaciones, esta misma metodología fue aplicada en múltiples estudios durante dos décadas para analizar tales diferencias intersectoriales en un amplio grupo de países e incluso se sigue utilizando en algunos trabajos recientes, sea como primera aproximación al tema, o incluso como la principal estrategia empírica<sup>2</sup>. Los estudios que han empleado esta metodología coinciden en estimar una prima salarial positiva para los trabajadores del sector público, con algunas excepciones, como Noruega (con prima negativa) o Israel y Suiza, donde no surgen diferencias estadísticamente significativas. Las primas salariales en favor del sector público tienden a ser mayores en los países de menor desarrollo relativo –como los del sur de Europa- y para las mujeres (Giordano et al., 2011 y Depalo et al., 2013).

Siguiendo a Oaxaca y Blinder, otra línea de análisis ha relajado el supuesto de igualdad de rendimientos en ambos sectores. Para ello se estiman dos ecuaciones salariales diferentes, una para cada sector, y su descompone a continuación la diferencia salarial observada en diferencias en características y diferencias en rendimientos a tales características, siendo éstos los que reflejan con precisión la prima salarial pagada por el sector público a trabajadores con las mismas características. Diversos autores han aplicado esta metodología, primero para Estados Unidos (Smith, 1977; Belman y Heywood, 1988) y más tarde para Canadá (Gunderson, 1979; Shapiro y Stelchner, 1989), Reino Unido (Rees y Shah, 1995), Italia (Lucifora, 1999) y otros países. Los resultados de este enfoque subrayan que las diferencias en características explican normalmente la mayor parte de las diferencias salariales observadas ente ambos sectores y confirman los

---

<sup>2</sup> Tal es el caso, por ejemplo, de Giordano et al. (2011).

anteriores resultados en relación a la presencia de una prima salarial positiva, mayor siempre para las mujeres.

La presencia de un posible sesgo de selección en la medida en que los individuos que eligen trabajar en el sector público tengan características (principalmente inobservables) distintas a las de aquéllos que se emplean en el sector privado, ha conducido a estimar modelos de *switching regression*. Entre los primeros trabajos cabe mencionar Gyourko y Tracy (1988) y Choudhury (1994) para los Estados Unidos, Bender y Elliot (1996) para Reino Unido, Borland et al. (1998) para Australia y Hartog y Oosterbeck (1993) para Holanda. Posteriores artículos han aplicado esta metodología para países como Alemania (Dustman y van Soest, 1998), Austria (Zweimuller y Winter-Ebmer, 1994), Escocia (Heitmueller, 2004), Polonia (Adamchick y Bedi, 2000), Rusia (Gimpelson y Lukyanova, 2009) o Grecia (Christopoulou y Monastiriotis, 2013). Los resultados de este tipo de estudios no son coincidentes. Mientras que para algunos países se observa que al controlar el sesgo de selección la prima salarial se reduce, para otros –probablemente una mayoría- la prima más bien se amplía. Además, la magnitud del efecto selección es muy diferente entre estudios. Así pues, pese a las ventajas de este enfoque metodológico, la diversidad de resultados –incluso para un mismo país- puede estar relacionada con la dificultad existente para disponer de variables que corrijan completamente dicho sesgo. Siminski (2013) expone las dificultades para corregir el sesgo de selección a causa de la ausencia de restricciones de exclusión válidas. En efecto, algunas de las utilizadas en la literatura están correlacionadas con las características que se quieren controlar (empleo de los padres) o pueden ser endógenas (actitudes hacia los sindicatos, ideología política, número y edad de los hijos) o están correlacionadas con otras variables (edad)<sup>3</sup>. Todo parece indicar que las limitaciones de información de las bases de datos disponibles no permiten corregir de forma convincente el sesgo de selección.

Para superar estas dificultades, algunos artículos presentan evidencia a partir de bases de datos longitudinales que permiten controlar mediante efectos fijos las características –observables o inobservables de cada trabajador que son invariantes a lo largo del período muestral. Con todo, la principal ventaja de disponer de datos longitudinales es trabajar con la submuestra de trabajadores que cambian de sector, de forma que puede estimarse la diferencia salarial entre sectores para un mismo individuo, en lugar de hacerlo para individuos distintos de características similares. Krueger (1988) concluye que los trabajadores, sean hombres o mujeres, que abandonan el sector público para trabajar en la empresa privada no muestran ninguna pérdida salarial significativa, lo que permitiría concluir que la prima salarial observada en estimaciones de corte transversal sería el resultado de un incompleto control de las características de los empleados

---

<sup>3</sup> Budría (2010) coincide en alguna de estas críticas a las restricciones de exclusión utilizadas comúnmente.

públicos. Algunos trabajos recientes con información longitudinal que permite controlar todas las características coinciden en estimar primas salariales prácticamente nulas, tanto para hombres como para mujeres en Francia (Bargain y Melly, 2008), en el Reino Unido en el caso de las enfermeras (Disney y Gosling, 2007) y en Australia (Siminski, 2013). Por otra parte, Campos y Centeno (2012) trabajan con un panel de 1993-2000 para diez países europeos; al controlar todas las características, la magnitud de las primas salariales se reduce considerablemente en relación a las obtenidas con ecuaciones mincerianas que incluyen una dummy para el sector público. Pese a ello, continúan obteniendo primas salariales positivas en favor de los empleados públicos relativamente importantes en los países del sur de Europa. Gimpelson y Lukiyanova (2009) trabajan con datos de un panel de hogares rusos entre 2000 y 2004 y estiman una prima salarial del 20% favorable al sector privado a partir de la muestra de individuos que cambian de sector.

Poterba y Rueben (1994) ampliaron el objeto de análisis al utilizar regresiones cuantílicas para analizar la prima salarial pública en Estados Unidos a lo largo de cinco cuantiles de la distribución salarial condicionada. Sus resultados indican, para ambos géneros, una mayor prima salarial en la parte baja de la distribución –donde se ubican los trabajadores de menor cualificación. La prima se reduce a medida que se asciende hacia cuantiles superiores, llegando a desaparecer e incluso volverse claramente negativa para los empleados públicos de mayor cualificación. La aplicación de esta metodología rápidamente se ha generalizado para un amplio número de países, como Canadá (Mueller, 1998), Reino Unido (Blackaby et al, 1999), Alemania (Melly, 2005a), Grecia (Papapetrou, 2006; Christopoulou y Monastiriotis, 2013), Australia (Cai y Liu, 2011) o Turquía (San y Polat, 2012), entre otros. Lucifora y Meurs (2006) analizan los casos de Francia, Italia y Reino Unido a partir de datos internacionales con muestras de los tres países. Más recientemente, Depalo et al. (2013) trabajan con diez países de la zona euro. Los resultados de esta vasta literatura son ampliamente coincidentes. Tras aplicar mayoritariamente la descomposición propuesta por Machado y Mata (2005)<sup>4</sup>, se obtiene que el papel de las características y, por tanto, de la prima salarial, es diferente a lo largo de la distribución salarial. Concretamente, la prima es mayor en la parte baja de la distribución; se va reduciendo a medida que se avanza hacia cuantiles superiores y a partir de un cierto momento se vuelve negativa, prácticamente siempre para los varones y en algunos países también para las mujeres. En general, en los países anglosajones la prima salarial de los varones tan sólo alcanza valores negativos (es decir, resulta favorable al sector privado) para la parte más alta de la distribución<sup>5</sup>, mientras que para países de menor nivel de desarrollo ello sucede a partir de la mitad de la distribución,

---

<sup>4</sup> Blackaby et al. (1999) utilizan la descomposición de Juhn et al. (1993), mientras que Papapetrou (2006) aplica la metodología propuesta por Oaxaca y Ransom (1994). Depalo et al. (2013) emplean la metodología de Fortín et al. (2011).

aproximadamente. En el caso de las mujeres, la prima salarial es mayor que la de los hombres en toda la distribución y tiende a ser más estable que la de los varones para los diferentes cuantiles de la distribución salarial.

Algunos trabajos recientes destacan la necesidad de analizar las diferencias salariales únicamente entre trabajadores del sector público y del sector privado que sean “comparables”, es decir, aquellas combinaciones de características observables que realmente se observan en la realidad para los dos grupos considerados. Para ello, acostumbran a aplicar la metodología propuesta por Nopo (2004, 2008) basado en la aplicación de algoritmos de emparejamiento, como *propensity score matching* (PSM) para controlar las características de los individuos cuyos salarios son objeto de comparación antes de proceder a la descomposición. Ramoni-Perazzi y Bellante (2006) concluyen que el número de individuos totalmente comparables entre ambos sectores es muy reducido en las muestras del censo de los Estados Unidos, de forma que con esta base de datos no se deberían extraer conclusiones sobre la prima salarial. Glinskaya y Lokshin (2007) mediante PSM obtienen una muy elevada prima salarial en favor de los empleados del sector público en India, resultado similar al alcanzado para otros países de bajo ingreso. Gimpelson y Lukyanova (2009) aplican PSM para obtener las primas salariales del sector público en 46 regiones rusas, siendo negativas en 36 de ellas. Por último, Mizala et al (2011) cuentan con una base de datos de 11 países de América Latina y aplican esta metodología para descomponer la prima salarial del salario medio y también a lo largo de la distribución salarial condicionada. Excepto en Paraguay, hallan una prima salarial positiva en todos los países analizados y confirman que ésta descende a medida que se avanza hacia la parte superior de la distribución, llegando a ser negativa en los últimos percentiles.

Frente a esta amplia literatura internacional, la evidencia disponible para España es relativamente escasa. Lassibille (1998), Albert et al. (1999) y García-Pérez y Jimeno (2005 y 2007) estiman modelos de *switching regression* para diversos años comprendidos entre 1990 y 2001. Giordano et al. (2011) y Depalo et al (2013) incluyen España en sus estudios sobre diversos países europeos. Todos ellos coinciden en estimar una prima salarial positiva y elevada –entre el 20% y el 25%-, siempre superior para las mujeres. Hospido y Moral (2013) obtienen una cifra similar (en torno al 25%) a partir de la MCVL. Un resultado que merece ser destacado es el de Albert et al. (1999), quienes al limitar la comparación a los asalariados del sector privado de empresas con más de diez trabajadores observan que la prima salarial se reduce del 20% al 5%. García-Pérez y Jimeno (2005), Depalo et al (2013) y Hospido y Moral (2013) estiman asimismo ecuaciones cuantílicas, alcanzando los resultados habituales: una menor prima salarial en la parte

---

<sup>5</sup> Con la excepción de Australia (Cai y Liu, 2011).



alta de la distribución salarial. Al segregar la muestra según nivel de cualificación, Hospido y Moral (2013) obtienen una prima salarial negativa para los empleados públicos de mayor cualificación ubicados en la parte alta de la distribución salarial.

## *2.2. Diferencias salariales entre trabajadores permanentes y temporales*

La segunda línea de trabajo es la referida a las diferencias salariales según tipo de contrato, es decir, entre asalariados temporales e indefinidos. Los trabajos sobre el tema se iniciaron a principios de los años noventa y se han desarrollado con más intensidad en la última década. Los primeros trabajos –también algunos recientes– estiman una ecuación de salarios minceriana que incorpora una variable ficticia para controlar el tipo de contrato. Los resultados de esta metodología señalan la existencia de una penalización salarial de alrededor del 10% en España (Jimeno y Toharia, 1993), del 20% en Francia (Blanchard y Landier, 2002), del 8% en Suecia, 12% en Gran Bretaña y 18% en Holanda (Gustafsson et al., 2001). Los autores que con fecha más reciente abordan el tema con esta misma metodología trabajan con muestras de múltiples países. Según estos estudios, las primas salariales negativas para los asalariados temporales tienden a ser elevadas (superiores al 20%) en países como Suecia, Alemania, Francia, Grecia y Polonia; son intermedias (entre el 15% y el 20%) en Austria, Hungría, Dinamarca, Finlandia, España y Portugal; y son más bien reducidas (inferiores al 10%) en el Reino Unido y algunos países del este de Europa (Brown y Sessions, 2005; Comi y Grasseni, 2009 y Boeri, 2011). La evidencia es menos clara para Italia y Bélgica, ya que la penalización estimada con muestras diferentes oscila sensiblemente.

Aquellos trabajos que controlan la selección obtienen una variación de la penalización salarial para los trabajadores temporales. Mientras que hay acuerdo en que la penalización salarial se reduce sensiblemente para España (Martens et al., 2007) y aumenta en Italia (Picchio, 2006), para Alemania existe evidencia en ambos sentidos (Hagen, 2002 y Martens et al., 2007).

También en este ámbito se estiman regresiones cuantílicas obteniéndose resultados de interés. Así, en Alemania (Mertens y McGinnity, 2004 y Mertens et al., 2007) y un amplio número de países (Comi y Grasseni, 2009) la penalización salarial para los trabajadores temporales es más importante en la parte baja de la distribución salarial. En cambio, en España la prima negativa es más bien estable a lo largo de toda la distribución salarial (Mertens et al. 2007 y Comi y Grasseni, 2009), mientras que para Italia la evidencia es más bien contradictoria.

Por la importancia de la temporalidad en el mercado de trabajo español, éste es probablemente, junto a Italia, el país donde más se ha estudiado las diferencias salariales por tipo de contrato. Jimeno y Toharia (1993) y Hernanz (2003) coinciden en obtener una penalización en torno al 10% estimando ecuaciones mincerianas con una variable ficticia que capta el efecto del

tipo de contrato. De la Rica y Felgueroso (1999) estiman ecuaciones separadas para ambos tipos de trabajadores, concluyendo que gran parte del diferencial observado se explica por mejores características de los trabajadores permanentes y que la penalización salarial es de aproximadamente un 15% para hombres y 7% para mujeres. Hernanz (2003), de la Rica (2004) y Davia y Hernanz, (2004) estiman *switching regressions* tratando de corregir el sesgo de selección y sus resultados confirman que los trabajadores temporales no constituyen una muestra aleatoria. Davia y Hernanz (2004) obtienen una discriminación casi nula, mientras que De la Rica (2004) estima una prima negativa para los trabajadores temporales del orden del 10%.

Pese a que la temporalidad es importante tanto en el sector privado como en el público, la única vinculación entre ambos ámbitos en los estudios sobre diferencias salariales ha consistido en incluir variables ficticias de sector al estimar diferencias salariales por tipo de contrato (De la Rica y Felgueroso, 1999 y Davia y Hernanz, 2004). Los resultados de esta primera aproximación al tema apenas han sido destacados en la literatura, puesto que su inclusión era tan solo como un control adicional. La interpretación de los resultados aportados en ambos trabajos permitiría avanzar como hipótesis que el sector público abona una prima salarial a los empleados permanentes, pero no a los contratados temporalmente.

### 3. Datos

La fuente de información de la que provienen los microdatos utilizados en la investigación es la ola de 2010 de la *Encuesta de Estructura Salarial* (desde ahora, EES). La EES es una encuesta elaborada por el Instituto Nacional de Estadística conforme a una metodología armonizada para todos los países de la Unión Europea. Se trata de una encuesta que cubre a los empleados por cuenta ajena de alta en la Seguridad Social durante todo el mes de octubre del año de referencia y cuyo diseño corresponde a un muestreo en dos etapas de asalariados a partir de las cuentas de cotización en la Seguridad Social. Uno de sus rasgos más relevantes es, por lo tanto, que incluye microdatos emparejados empresa-trabajador (esto es, observaciones para varios asalariados en cada establecimiento), un tipo de datos que ha tenido un impacto muy significativo en el análisis de la determinación de los salarios (Hamermesh, 2008 y Abowd y Kramarz, 1999).

La EES consiste en secciones cruzadas independientes que se elaboran actualmente con periodicidad cuatrienal, existiendo en la actualidad cuatro olas disponibles, correspondientes a los años 1995, 2002, 2006 y 2010. Su cobertura ha ido creciendo con el transcurso del tiempo, de modo que sólo en la de 2010 se ha incluido el sector de actividad correspondiente a Administración Pública y defensa y Seguridad Social obligatoria. Debido a esta circunstancia, el análisis empírico se realiza exclusivamente con esta ola de la encuesta, por ser la que presenta una

mayor cobertura del sector público. Dicha ola cubre en última instancia los establecimientos cuya actividad económica está encuadrada en las secciones B a S de la clasificación sectorial CNAE-09.

La fuente de datos proporciona información muy detallada sobre los salarios y las características de los trabajadores (sexo, edad, educación y nacionalidad); de sus puestos de trabajo (ocupación, antigüedad, tipo de contrato, tipo de jornada y realización de tareas de supervisión) y empresas (sector de actividad, tamaño, tipo de convenio colectivo y región). La información salarial incluye los distintos componentes que conforman el salario y abarca distintas referencias temporales. A efectos de esta investigación, el concepto salarial utilizado es el salario bruto por hora, calculado a partir del salario mensual correspondiente a octubre, dividido por el número de horas trabajadas en dicho periodo<sup>6</sup>. Los salarios están expresados en términos brutos y en su cálculo se incorpora cualquier tipo de pago por parte de las empresas, incluyendo comisiones, pluses por trabajo nocturnos y en fines de semana, así como el pago de horas extraordinarias.

En relación con la delimitación del sector público y privado, se han considerado como trabajadores del sector público aquellos que en la variable dicotómica “Propiedad o control de la empresa” están en la categoría correspondiente a público (en contraposición con privado). Esto incluye a todos los individuos empleados en la sección O de la clasificación CNAE-2009 (Administración Pública y defensa; Seguridad Social obligatoria), así como a los que están empleados en empresas públicas en secciones de actividad diferentes de aquella<sup>7</sup>.

Las variables explicativas que se han considerado en el análisis empírico abarcan tanto características de los individuos como de sus puestos de trabajo y empresas. En relación con las primeras, se trata de controles relativos al nivel de educación más alto alcanzado por el individuo (distinguiendo tres niveles: educación primaria, secundaria y terciaria) y la edad (diferenciando tres tramos: menos de 30, entre 30 y 45 y más de 45 años). Las características de los puestos de trabajo son la ocupación (tres categorías correspondientes a niveles de cualificación bajo, alto y medio, respectivamente); los años de antigüedad en el empleo actual (diferenciando cuatro tramos: de 0 a 3 años, de 4 a 10, de 11 a 20 y más de 20 años); el tipo de contrato (indefinido o de duración determinada); el tipo de jornada (tiempo completo o tiempo parcial) y la realización de tareas de supervisión. Finalmente, los atributos de las empresas son el tamaño (cuatro estratos); la región de

---

<sup>6</sup> Se ha tomado como referencia el salario correspondiente a octubre dado que haber trabajado dicho mes es el requisito que define el ámbito poblacional de la encuesta, siguiendo el marco establecido por la Unión Europea. El número total de horas trabajadas en el mes se ha calculado como la jornada semanal normal del trabajador en octubre multiplicada por 4,35 más el número de horas extraordinarias realizadas.

<sup>7</sup> Los empleados públicos incluyen, en consecuencia, tanto personal contratado laboral como funcionarios (aunque en este último caso no se incluyen los funcionarios adscritos a las mutualidades, por no formar parte del ámbito de la EES, sino exclusivamente los pertenecientes al Régimen General de la Seguridad Social).

ubicación y el tipo de convenio (distinguiendo entre convenio de empresa, de sector nacional y de sector infranacional).

De cara al análisis empírico se han filtrado aquellos individuos con nacionalidad diferente de la española; con edad menor a 16 años o superior a 65 y con salarios por hora inferiores a dos euros y medio o superiores a doscientos euros. La muestra final de la ola de 2010 de la EES tiene un tamaño de 157.774 observaciones, 89.953 correspondientes a hombres (71.428 con contrato indefinido y 18.525 con contrato temporal) y 67.821 a mujeres (52.239 indefinidas y 15.582 temporales). Pueden encontrarse estadísticos descriptivos de cada una de las submuestras en el cuadro A.1 del anexo.

## 4. Metodología

En el análisis empírico se utilizan tres metodologías econométricas para realizar descomposiciones de las diferencias salariales entre el sector público y el privado. La primera es la metodología de Oaxaca-Blinder (Oaxaca, 1973 y Blinder, 1973), la cual permite realizar una descomposición detallada del diferencial en el salario promedio de los individuos de ambos colectivos. La segunda es la metodología elaborada por Fortin, Lemieux y Firpo (2011) que proporciona una descomposición detallada de las diferencias salariales a lo largo de la distribución salarial. Por último, también se aplica la metodología de Ñopo (2008) que permite comparar a individuos con las mismas características observadas en cada uno de los colectivos analizados. A continuación se describen dichas técnicas.

### 4.1. Descomposición de Oaxaca-Blinder

La técnica de Oaxaca-Blinder parte de la estimación separada para cada colectivo de una ecuación salarial semilogarítmica minceriana con la forma:

$$w_i = X_i \beta + \varepsilon_i \quad (1)$$

Donde  $w_i$  corresponde al logaritmo del salario bruto por hora del trabajador  $i$ ;  $X_i$  es un vector de variables explicativas individuales más un término constante;  $\beta$  es un vector de parámetros y  $\varepsilon_i$  es un término de error aleatorio.

Tras estimar empíricamente la estructura salarial existente en el mercado de trabajo con la muestra conjunta de individuos del sector público y privado, y empleando la estructura salarial estimada conjuntamente para los individuos de ambos colectivos como estructura salarial de referencia en la descomposición<sup>8</sup>, en función de las propiedades del estimador de mínimos

---

<sup>8</sup> Se sigue, en consecuencia, la recomendación de Oaxaca y Ransom (1994) y Neumark (1988) de emplear como estructura salarial de referencia en la descomposición la correspondiente al *pool* de individuos de los grupos mayoritario y minoritario implicados en la comparación (frente a la alternativa relativamente frecuente en los análisis

cuadrados ordinarios, la diferencia en el salario promedio del sector público y privado puede descomponerse de la siguiente forma:

$$(\bar{W}^{pub} - \bar{W}^{priv}) = (\bar{X}^{pub} - \bar{X}^{priv})\hat{\beta}^* + \{\bar{X}^{pub}(\hat{\beta}^{priv} - \hat{\beta}^*) + \bar{X}^{priv}(\hat{\beta}^* - \hat{\beta}^{pub})\} \quad (2)$$

Donde  $\bar{W}^{pub}$  y  $\bar{W}^{priv}$  son los salarios promedio del sector público y privado;  $\bar{X}^{pub}$  y  $\bar{X}^{priv}$  son las características observadas promedio de los individuos de ambos colectivos y  $\hat{\beta}^{pub}$ ,  $\hat{\beta}^{priv}$  y  $\hat{\beta}^*$  son los coeficientes estimados tras la regresión de los salarios sobre el conjunto de variables explicativas para el sector público, el privado y el *pool* de ambos colectivos, respectivamente.

El primer componente del lado derecho de la ecuación (2) representa el efecto sobre el diferencial salarial promedio originado por diferencias en características (o componente “explicado”), mientras que el segundo corresponde al efecto de los coeficientes (o componente “no explicado”). Cabe destacar, a su vez, que este procedimiento permite obtener una descomposición detallada de la aportación de cada factor explicativo individual al diferencial a explicar (distinguiendo, a su vez, entre los correspondientes efectos asociados a dotaciones y rendimientos). En este sentido, para evitar el problema de identificación que surge en este tipo de descomposición, asociado al hecho de que la elección de una referencia específica en cada grupo de variables ficticias explicativas puede afectar en la práctica a los resultados de la descomposición detallada a través de la aportación relativa de cada variable explicativa al componente de rendimientos (Oaxaca y Ransom, 1999), en la estimación de la ecuación se ha adoptado la estrategia de normalización de variables ficticias sugerida por Yun (2005), lo que permite estimar apropiadamente la contribución real de cada variable al componente de rendimientos de la descomposición. Esta estrategia es equivalente a calcular el promedio de las aportaciones a cada componente de la descomposición de diferentes estimaciones en las que se utilizan alternativamente como referencia cada una de las categorías de cada subconjunto de variables ficticias.

#### 4.2. Descomposición de Fortin-Lemieux-Firpo

Fortin, Lemieux y Firpo (2011) han propuesto recientemente una técnica que permite desarrollar empíricamente descomposiciones agregadas de diferencias entre distribuciones de una variable. En última instancia, la misma proporciona una descomposición de las diferencias que se dan entre las distribuciones en el valor de cualquier estadístico distribucional, como el valor de un

---

empíricos de emplear la estructura salarial del grupo mayoritario). En la estimación de la misma se ha incluido, además, una variable ficticia relativa al colectivo de pertenencia de cada observación, dado que la no inclusión de la misma puede conducir a sesgos en la descomposición en la forma de una sobrevaloración del componente de características y la correspondiente infravaloración del de rendimientos, provocada por la omisión de interceptos específicos para cada colectivo (Elder et al., 2010).

cuantil o un índice de desigualdad, en función de las diferencias que existen en las características observadas y en los rendimientos de las características, respectivamente.

Este procedimiento presenta una ventaja reseñable en relación con técnicas equiparables propuestas en la literatura económica y que también permiten desarrollar empíricamente descomposiciones agregadas de diferencias entre distribuciones a partir de la construcción de distribuciones contrafactuales y sobre la base de aproximaciones diversas, como enfoques no paramétricos basados en la reponderación de muestras (DiNardo, Fortin y Lemieux, 1996), aproximaciones paramétricas basadas en las distribuciones de los residuos (Juhn, Murphy y Pierce, 1993) o técnicas basadas en la estimación de regresiones cuantílicas (Machado y Mata, 2005 y Melly, 2005b, 2006). Así, mientras que estas técnicas consisten en descomposiciones agregadas que proporcionan exclusivamente los efectos separados del conjunto de características y rendimientos<sup>9</sup>, la metodología de Fortin, Lemieux y Firpo (2011) proporciona una descomposición detallada que permite, adicionalmente, conocer la aportación individual de cada variable explicativa considerada en el análisis a través de los componentes de características y rendimientos.

Dicha técnica que se basa en la estimación de una regresión donde la variable independiente (el salario) es sustituida por una transformación de la misma, la *función de influencia recentrada* (*recentred influence function*; desde ahora, RIF) para, con posterioridad, desarrollar una descomposición estándar a la Oaxaca-Blinder basada en los resultados de la regresión.

La función de influencia mide el efecto en estadísticos distribucionales de pequeños cambios en la distribución subyacente. Así, para un estadístico distribucional dado de la distribución  $F_W$ ,  $v(F)$ , esta función mide la importancia que tiene cada observación en la conformación del valor de dicho estadístico. Fortin, Lemieux y Firpo (2011) sugieren utilizar una versión recentrada de la función de influencia tras añadir el estadístico de interés,  $RIF(W) = v(F) + IF(W)$ , ya que la misma tiene como valor esperado el propio estadístico  $v(F)$  (en la medida en que la esperanza de la función de influencia con respecto a la distribución de  $W$  es, por definición, cero).

En el caso de los cuantiles  $Q_\theta$  de la distribución marginal incondicionada  $F_W$ , la función de influencia,  $IF(W, Q_\theta)$ , se define de la siguiente forma:

$$IF(W / Q_\theta) = \frac{\theta - I\{W < Q_\theta\}}{f_W(Q_\theta)} \quad (3)$$

---

<sup>9</sup> Las excepciones parciales son las técnicas de Machado y Mata (2005), la cual permite la descomposición detallada del componente de rendimientos (aunque la misma es, no obstante, *path-dependent*, ya que depende del orden de

Donde  $I\{\cdot\}$  es una función indicador y  $f_W$  es la función de densidad de la distribución marginal de  $W$  evaluada en  $Q_\theta$ .

Dado que la función de influencia recentrada,  $RIF(W, Q_\theta)$ , es igual a  $Q_\theta + IF(W, Q_\theta)$ , entonces se cumple que:

$$RIF(W / Q_\theta) = Q_\theta + \frac{\theta - I\{W < Q_\theta\}}{f_W(Q_\theta)} \quad (4)$$

La función RIF puede computarse empíricamente en el caso de los cuantiles mediante una inversión local, tras el cálculo de la variable dummy  $I\{W < Q_\theta\}$  (la cual especifica si el valor de  $W$  es mayor o menor que  $Q_\theta$ ), la estimación del cuantil de la muestra  $Q_\theta$  y la estimación mediante funciones de densidad kernel de la correspondiente función de densidad  $f_W$  evaluada en  $Q_\theta$ .

Tras el cálculo de la función RIF para el cuantil<sup>10</sup>, se dispone de un valor de la variable transformada para cada observación de la muestra. En la medida en que el efecto del cambio en la distribución de una variable explicativa en el cuantil puede expresarse, *ceteris paribus*, como el efecto parcial promedio de esa variable en la esperanza condicionada de su función RIF, y asumiendo que la esperanza condicionada de la función RIF puede ser modelizada como una función lineal de las variables explicativas, estos valores pueden ser utilizados para la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios de una regresión de la variable RIF en un vector de variables explicativas. Los coeficientes estimados en la misma pueden ser interpretados como el efecto de un aumento en el valor promedio de una variable explicativa en el cuantil de la distribución (este tipo de estimación es denominada *regresión cuantílica incondicionada*: para más detalles, véase Firpo, Fortin y Lemieux, 2009).

Los coeficientes estimados de dicha regresión pueden emplearse, a su vez, para el cálculo en diferentes cuantiles de la distribución de una descomposición estándar a la Oaxaca-Blinder. La descomposición toma, en consecuencia, la siguiente forma<sup>11</sup>:

$$\Delta_{Q_\theta} = (\bar{X}^{pub} - \bar{X}^{priv})\hat{\gamma}_{Q_\theta}^* + \{\bar{X}^{pub}(\hat{\gamma}_{Q_\theta}^{priv} - \hat{\gamma}_{Q_\theta}^*) + \bar{X}^{priv}(\hat{\gamma}_{Q_\theta}^* - \hat{\gamma}_{Q_\theta}^{pub})\} \quad (5)$$

---

introducción de las variables explicativas) y la de DiNardo, Fortin y Lemieux (1996), que permite la descomposición detallada, pero exclusivamente en el caso de variables binarias y para el componente de características.

<sup>10</sup> Aunque la presentación formal que aparece en el texto se centra en el caso de los cuantiles de la distribución incondicionada de los salarios, el análisis empírico incluye también el caso del índice de Gini (puede encontrarse la expresión exacta de la función RIF de este estadístico en Firpo, Fortin y Lemieux, 2007).

<sup>11</sup> En el desarrollo de la descomposición se han adoptado las mismas decisiones metodológicas que con la descomposición de Oaxaca-Blinder en aspectos como la estructura salarial de referencia o la normalización de variables ficticias.

Donde  $\Delta_{Q_\theta}$  es la diferencia en el cuantil  $Q_\theta$  de las distribuciones salariales del sector público y privado, respectivamente;  $\bar{X}^{pub}$  y  $\bar{X}^{priv}$  son las características observadas promedio del sector público y el privado y  $\hat{\gamma}_{Q_\theta}^{pub}$ ,  $\hat{\gamma}_{Q_\theta}^{priv}$  y  $\hat{\gamma}_{Q_\theta}^*$  son los coeficientes estimados tras la regresión de la variable RIF del cuantil  $Q_\theta$  sobre el conjunto de variables explicativas para sector público, sector privado y el *pool* de ambos colectivos, respectivamente. El primer componente del lado derecho de la ecuación representa el efecto sobre el diferencial entre distribuciones originado por diferencias en características (o componente “explicado”), mientras que el segundo corresponde al efecto de los coeficientes (o componente “no explicado”). Como se señalaba con anterioridad, una de las principales ventajas de este procedimiento es que, a diferencia de técnicas equiparables, permite obtener una descomposición detallada de la aportación de cada factor explicativo individual al diferencial a explicar en distintos puntos de la distribución salarial.

#### 4.3. Descomposición de Ñopo

Tomando como punto de partida la ecuación (2) donde la diferencia en el salario promedio del sector público y privado se descomponía en el efecto originado por las diferencias en características (o componente “explicado”) y en el efecto de los coeficientes (o componente “no explicado”), Ñopo (2008) propone un método alternativo que persigue comparar únicamente a aquellos individuos que realmente se observan en cada uno de los colectivos analizados. Dado que es posible que existan diferencias en las características observables de los trabajadores de ambos sectores que den lugar a combinaciones para las cuáles no sea posible encontrar individuos idénticos, los resultados de las descomposiciones anteriores podrían verse afectadas por este problema.

En concreto, y siguiendo la notación del apartado anterior donde  $w_i$  corresponde al logaritmo del salario bruto por hora del trabajador  $i$  y  $X_i$  es un vector de variables explicativas individuales más un término constante, se supone que  $F^{pub}(\cdot)$  y  $F^{priv}(\cdot)$  denotan las funciones de distribución de las variables explicativas individuales condicionadas a trabajar en el sector público y en el sector privado y  $dF^{pub}(\cdot)$  y  $dF^{priv}(\cdot)$  las probabilidades asociadas a dichas funciones.  $g^{pub}(\cdot)$  y  $g^{priv}(\cdot)$  representan las funciones que relacionan las características individuales con los salarios, de manera que el valor esperado de los salarios condicionados a trabajar en el sector público y en el sector privado serían, respectivamente:

$$E[w | pub] = \int_{S^{pub}} g^{pub}(x) \cdot dF^{pub}(x) \quad (6)$$

$$E[w | priv] = \int_{S^{priv}} g^{priv}(x) \cdot dF^{priv}(x) \quad (7)$$



Donde  $S^{pub}$  y  $S^{priv}$  denotan el soporte de la distribución de las características de los trabajadores del sector público y privado, respectivamente.

A partir de estas expresiones se puede expresar el gap salarial entre los trabajadores de ambos sectores como:

$$\Delta = E[w | pub] - E[w | priv] = \int_{S^{pub}} g^{pub}(x) \cdot dF^{pub}(x) - \int_{S^{priv}} g^{priv}(x) \cdot dF^{priv}(x) \quad (8)$$

Teniendo en cuenta que el soporte de la distribución de las características de los trabajadores del sector privado puede ser distinto a la de los trabajadores del sector público, y tal y como argumenta Ñopo (2008), cada integral se puede separar en dos partes: una relativa a los individuos que forman parte del soporte común y otra relativa a los individuos que quedan fuera de dicho soporte:

$$\Delta = \left[ \int_{S^{pub} \cap S^{priv}} g^{pub}(x) \cdot dF^{pub}(x) + \int_{S^{pub} \setminus S^{priv}} g^{pub}(x) \cdot dF^{pub}(x) \right] - \left[ \int_{S^{pub} \cap S^{priv}} g^{priv}(x) \cdot dF^{priv}(x) + \int_{S^{priv} \setminus S^{pub}} g^{priv}(x) \cdot dF^{priv}(x) \right] \quad (9)$$

Como, por definición, las funciones  $dF^{pub}(\cdot)$  y  $dF^{priv}(\cdot)$  son cero fuera de sus respectivos soportes, y reescalando las integrales para poder relacionarlas con los valores esperados de las características individuales, se obtiene la siguiente expresión:

$$\Delta = \left[ \int_{S^{pub} \cap S^{priv}} g^{pub}(x) \cdot \frac{dF^{pub}(x)}{\mu^{pub}(S^{priv})} \right] \cdot \mu^{pub}(S^{priv}) + \left[ \int_{S^{pub} \setminus S^{priv}} g^{pub}(x) \cdot \frac{dF^{pub}(x)}{\mu^{pub}(S^{priv})} \right] \cdot \mu^{pub}(\overline{S^{priv}}) - \left[ \int_{S^{pub} \cap S^{priv}} g^{priv}(x) \cdot \frac{dF^{priv}(x)}{\mu^{priv}(S^{pub})} \right] \cdot \mu^{priv}(S^{pub}) - \left[ \int_{S^{priv} \setminus S^{pub}} g^{priv}(x) \cdot \frac{dF^{priv}(x)}{\mu^{priv}(S^{pub})} \right] \cdot \mu^{priv}(\overline{S^{pub}}) \quad (10)$$

Dónde sustituyendo  $\mu^{priv}(S^{pub})$  por  $1 - \mu^{priv}(\overline{S^{pub}})$  y  $\mu^{pub}(S^{priv})$  por  $1 - \mu^{pub}(\overline{S^{priv}})$  y reordenando se obtiene la siguiente expresión:

$$\Delta = \left[ \int_{S^{priv}} g^{pub}(x) \cdot \frac{dF^{pub}(x)}{\mu^{pub}(\overline{S^{priv}})} - \int_{S^{priv}} g^{pub}(x) \cdot \frac{dF^{pub}(x)}{\mu^{pub}(S^{priv})} \right] \cdot \mu^{pub}(\overline{S^{priv}}) + \left[ \int_{S^{pub} \cap S^{priv}} g^{pub}(x) \cdot \frac{dF^{pub}(x)}{\mu^{pub}(S^{priv})} - \int_{S^{pub} \cap S^{priv}} g^{priv}(x) \cdot \frac{dF^{priv}(x)}{\mu^{priv}(S^{pub})} \right] + \left[ \int_{S^{pub}} g^{priv}(x) \cdot \frac{dF^{priv}(x)}{\mu^{priv}(S^{pub})} - \int_{S^{pub}} g^{priv}(x) \cdot \frac{dF^{priv}(x)}{\mu^{priv}(\overline{S^{pub}})} \right] \cdot \mu^{priv}(\overline{S^{pub}}) \quad (11)$$

Por último, las integrales relativas al soporte común pueden descomponerse, de manera similar a como se realiza en el procedimiento de Oaxaca-Blinder, en dos elementos que permiten evaluar el contrafactual para cada uno de los dos colectivos analizados:

$$\begin{aligned}
\Delta = & \left[ \int_{S^{pub}} g^{pub}(x) \cdot \frac{dF^{pub}(x)}{\mu^{pub}(S^{priv})} - \int_{S^{priv}} g^{pub}(x) \cdot \frac{dF^{pub}(x)}{\mu^{pub}(S^{priv})} \right] \cdot \mu^{pub}(S^{priv}) + \\
& \left[ \int_{S^{pub} \cap S^{priv}} g^{pub}(x) \cdot \left( \frac{dF^{pub}}{\mu^{pub}(S^{priv})} - \frac{dF^{priv}}{\mu^{priv}(S^{pub})} \right)(x) \right] + \left[ \int_{S^{pub} \cap S^{priv}} (g^{pub}(x) - g^{priv}(x)) \cdot \frac{dF^{priv}}{\mu^{priv}(S^{pub})} \right] + \\
& \left[ \int_{S^{priv}} g^{priv}(x) \cdot \frac{dF^{priv}(x)}{\mu^{priv}(S^{pub})} - \int_{S^{pub}} g^{priv}(x) \cdot \frac{dF^{priv}(x)}{\mu^{priv}(S^{pub})} \right] \cdot \mu^{priv}(S^{pub})
\end{aligned} \quad (12)$$

Ñopo (2008) denota cada uno de estos cuatro términos como sigue:

$$\Delta = \Delta PUB + \Delta EXP + \Delta UNEXP + \Delta PRIV \quad (13)$$

Dichos términos se interpretarían de la siguiente manera:  $\Delta PUB$  es la parte de la brecha salarial que puede explicarse por las diferencias entre los dos grupos de trabajadores del sector público, aquéllos que tienen características similares a los del sector privado (soporte común) y aquéllos que no;  $\Delta EXP$  es la parte de la brecha salarial que puede explicarse por las diferencias en la distribución de las características de los trabajadores del sector público y privado en el soporte común;  $\Delta UNEXP$  es la parte no explicada de la brecha salarial, es decir, aquella parte de la diferencia que se atribuye a las características inobservables o a distintos rendimientos entre los dos grupos en las características observables y  $\Delta PRIV$  es la parte de la brecha salarial que puede explicarse por las diferencias entre los dos grupos de trabajadores del sector privado, los que tienen características similares a los del sector público (soporte común) y los que no.

Para poder aplicar este procedimiento, Ñopo propone aplicar métodos de matching para, de manera simultánea, identificar el soporte común (es decir, aquel grupo de trabajadores del sector público y del sector privado con similares características observables) y cuantificar el gap salarial distinguiendo entre la parte explicada, la parte no explicada y la importancia relativa de no considerar el soporte común sin imponer ningún tipo de restricción en la manera en qué las variables explicativas afectan a la endógena<sup>12</sup>.

---

<sup>12</sup> Una ventaja adicional de este método es que los resultados de la descomposición coincidiría con los obtenidos aplicando Oaxaca-Blinder si el soporte común incluyese la totalidad de los individuos analizados. Sin embargo, su principal inconveniente es que puede verse afectado por el problema de la elevada dimensionalidad. En la práctica, este problema se refleja en que la inclusión de un número elevado de variables para conseguir el emparejamiento reduce sustancialmente el número de observaciones que se pueden encontrar en el soporte común, pero utilizando un algoritmo tipo PSM en vez de un matching exacto el problema se relaja. Sin embargo, hay que tener en cuenta que siguen existiendo dos problemas adicionales que debido a limitaciones en la base de datos utilizada no es posible abordar. El primer problema está relacionado con el sesgo de selección. La metodología utilizada no contempla la posibilidad de que los trabajadores puedan elegir en cuál de los dos sectores prefieren trabajar (el público o el privado) o alternatively, trabajar como autónomo o mantenerse como desempleado o inactivo. En la medida en que dichas decisiones estén relacionadas con características que afecten simultáneamente a la participación en el mercado de trabajo, a la incorporación en uno u otro sector y al salario, existiría sesgo de selección. El procedimiento habitual para corregir dicho problema consiste en aplicar el método de estimación en dos etapas propuesto por Heckman (1979), pero para ello es necesario disponer de información relativa a potenciales restricciones de exclusión

## 5. Resultados

### 5.1. Evidencia descriptiva

El cuadro 1 y la figura 1 contienen información sobre la brecha salarial observada entre el sector público y el privado, medida en logaritmos del salario por hora y expresada de forma desagregada para hombres y mujeres y, dentro de estos colectivos, para los trabajadores con contrato indefinido y temporal. A partir de estos datos se constata la existencia de una brecha salarial muy significativa favorable para los trabajadores del sector público, así como que ésta es sustancialmente mayor en el caso de las mujeres (0,463 puntos logarítmicos) que en el de los hombres (0,352 puntos). La misma circunstancia se da para los asalariados con contrato indefinido (con una magnitud de la brecha de 0,377 puntos para los hombres y 0,497 para las mujeres) frente a quienes tienen contrato temporal (0,314 y 0,461, respectivamente). Asimismo, se observa que la brecha salarial total entre ambos sectores no es homogénea a lo largo de toda la distribución salarial, siendo relativamente menor en las dos colas en relación con la parte central de la distribución. Esta circunstancia se da con independencia del género pero no del tipo de contrato, ya que la brecha salarial presenta un perfil en general creciente para los individuos con contrato temporal.

El cuadro 2, por su parte, contiene información sobre la desigualdad salarial en los colectivos analizados, medida a partir del índice de Gini. A partir de la misma se puede concluir que los niveles de desigualdad salarial son sistemáticamente mayores en el sector privado que en el público, con independencia del género de los trabajadores. Esta circunstancia se da, no obstante, exclusivamente en el caso de los individuos con contrato indefinido, ya que, por el contrario, en el de los que tienen contrato temporal no existen diferencias en desigualdad salarial estadísticamente significativas a los niveles convencionales.

### 5.2. Descomposiciones econométricas

Las primeras columnas de los cuadros 3 a 8 contienen los resultados de la descomposición del diferencial en salarios medios entre el sector público y el privado obtenidos con la técnica de Oaxaca-Blinder. Dicha información incluye la magnitud del diferencial salarial promedio, los valores de los dos componentes del lado derecho de la ecuación (2), así como los resultados detallados de cada uno de los dos componentes (características y coeficientes) en función de la aportación de cada variable explicativa individual. Un valor positivo de alguno de

---

de la que no se dispone en la *Encuesta de Estructura Salarial*. El segundo problema está relacionado con la heterogeneidad inobservable. Tal y como se ha descrito en la revisión de la literatura, la aproximación más habitual consiste en introducir efectos fijos individuales en un contexto de datos de panel, lo cual no es posible en nuestro caso, al disponer de un único corte transversal.

estos componentes indica que se trata de un factor que origina un diferencial salarial favorable a los individuos del sector público.

En el caso de los hombres, el grueso del diferencial salarial promedio entre el sector público y privado (0,352 puntos logarítmicos) se explica por las diferencias en dotaciones de características (0,312), siendo mucho menos relevante la aportación del componente no explicado, es decir, la prima salarial (0,041). Esta circunstancia se da de forma similar tanto en el caso de los individuos con contrato indefinido como temporal. Entre los trabajadores permanentes de ambos sectores existe un diferencial salarial promedio de 0,378 puntos logarítmicos, 0,311 de los cuales vienen explicados por el componente de características, de forma que la prima salarial estimada sería de 0,067 puntos. En el caso de los trabajadores con contrato temporal, las características explican 0,281 puntos de los 0,314 de la diferencia, siendo en este caso la prima salarial del sector público de 0,033 puntos. Así pues, la prima salarial que perciben los trabajadores permanentes varones dobla la de los temporales, resultado coherente con la hipótesis antes avanzada. Los resultados de la descomposición detallada muestran, por su parte, que son diversas las variables individuales con una capacidad explicativa significativa (entre las que se encuentran los estudios, la antigüedad y la ocupación), pero que entre las mismas ocupan un lugar destacado las características de las empresas. Así, el tamaño empresarial explica por sí solo un tercio del componente de características para el conjunto de los hombres (siendo esta proporción relativamente similar para los hombres con contrato indefinido y levemente menor para los hombres con contrato temporal). De hecho, la no consideración de las características de las empresas se traduce en que la parte explicada por las características cae de 0,312 a 0,169 puntos logarítmicos, mientras que la parte explicada por los rendimientos aumenta hasta 0,183. Ello vendría a significar que la prima salarial abonada por el sector público a los varones, en lugar de situarse en el 4,2% aquí estimado, se elevaría hasta el 20%. Éste es precisamente un valor próximo a las primas salariales para los varones del sector público español obtenidas por Giordano et al. (2013) (23%), por Hospido y Moral (2013) (24%) e incluso por Depalo et al. (2013) para ambos sexos (27%). No cabe duda, por tanto, que resulta decisivo controlar las características de las empresas, particularmente su dimensión, a la hora de estimar la prima salarial.

El diferencial salarial promedio para las mujeres (0,463 puntos logarítmicos) se explica también en buena medida por las diferencias en dotaciones de características (0,325). No obstante, la prima salarial es comparativamente más significativa (0,138), más que triplicando la masculina. La prima salarial femenina es especialmente elevada para las asalariadas con contrato temporal (0,214 puntos), siendo claramente superior a la de las empleadas permanentes (0,126) y

también muy superior a la de los varones con empleo temporal (0,033). Las variables individuales con una capacidad explicativa reseñable coinciden con el caso de los hombres (destacando, en consecuencia, los estudios, la antigüedad, la ocupación, y el tamaño empresarial), si bien en este caso las características de la empresa tienen un peso relativo menos destacado.

En síntesis, al trabajar con salarios promedio se confirma que todos los empleados públicos, con independencia del género y del tipo de contrato, perciben una prima salarial positiva, si bien la prima es muy superior para las mujeres. En el caso de los hombres, la prima favorece más a los permanentes, puesto que duplica la de los asalariados temporales. Para las mujeres, en cambio, los resultados señalan que son las trabajadoras temporales las que se benefician de una prima salarial mayor.

A continuación se presenta la evidencia obtenida tras aplicar la metodología propuesta por Firpo, Fortin y Lemieux. En este sentido, los cuadros 3 a 8 y las figuras 2 a 4 contienen los resultados de la descomposición de la diferencia entre el sector público y el privado del índice de Gini y del logaritmo del salario por hora por cuantiles de forma separada para cada uno de los colectivos considerados<sup>13</sup>. A efectos de facilitar la presentación, la figura 2 distingue exclusivamente entre la aportación agregada de los componentes de características y de rendimientos, mientras que las figuras 3 y 4 recogen los resultados detallados de los efectos individuales de cada una de las variables explicativas asociados a ambos componentes. Con el fin nuevamente de facilitar la presentación, las variables explicativas han sido agrupadas en función de si se trata de características de los individuos (edad y estudios), características relativas a puestos de trabajo (antigüedad, contrato, jornada, supervisión y ocupación) o de las empresas (las restantes variables consideradas).

Dicha evidencia permite constatar que el origen del diferencial salarial observado entre el sector público y el privado para el conjunto de los trabajadores difiere significativamente a lo largo de la distribución salarial (siendo los resultados en este sentido relativamente similares para hombres y mujeres). Así, la aportación de las diferencias en dotaciones de características es relativamente reducida en la parte izquierda de la distribución, pero con un perfil claramente creciente, de forma que presenta una influencia especialmente acusada en la cola derecha (figura 2). La contribución del componente no explicado, por su parte, presenta un perfil decreciente, hasta el punto de tomar valores negativos en la parte superior de la distribución derecha. Estos resultados sugieren, en consecuencia, que mientras que los individuos comparativamente menos cualificados reciben una prima salarial positiva en el sector público, los individuos más cualificados perciben, por el contrario,

---

<sup>13</sup> La información relativa a los coeficientes estimados mediante el método de regresión cuantílica incondicional sobre el que se fundamenta la metodología de descomposición está disponible por parte de los autores ante su requerimiento.

un salario inferior al que obtendrían en el sector privado con sus características observadas, tanto las personales como las del puesto de trabajo y de la empresa.

Cuando se distingue por tipo de contrato se observan resultados relativamente distintos para los trabajadores temporales en relación con los indefinidos, cuyos resultados coinciden en buena medida con los del análisis general. Estas diferencias son especialmente acusadas en el caso de las mujeres con contrato temporal, para las que la contribución de ambos componentes es muy similar en prácticamente toda la distribución (con la excepción de ambas colas). De esta forma, la prima salarial de las trabajadoras temporales del sector público es relativamente homogénea a lo largo de toda la distribución, a excepción de la primera decila de la distribución, en que la prima es menor. Por su parte, en el caso de los hombres con contrato temporal, destaca el peso claramente creciente a lo largo de la distribución del componente explicado por las características, mientras que la prima salarial es relativamente estable en la mitad baja de la distribución, para decrecer a partir de dicho punto hasta pasar a ser negativa en el cuartil superior.

En síntesis, se confirma que, en consonancia con la evidencia hallada en otros estudios, la prima salarial pagada por el sector público es mayor para los trabajadores de menor cualificación, así como que la misma se reduce a medida que se avanza hacia niveles superiores de la distribución salarial, volviéndose claramente negativa para los empleados más cualificados. Emerge, no obstante, un segundo hallazgo de carácter novedoso, ya que el descenso de la prima salarial para los niveles superiores no es tan nítido en el caso de los contratados temporales, ya que entre los varones se registra únicamente en la mitad superior de la distribución salarial, y no se observa en absoluto para las trabajadoras temporales.

Los resultados de la descomposición detallada del componente de características (figura 3) confirman que las características de las empresas presentan una contribución más significativa que las características individuales o de los puestos de trabajo al diferencial salarial entre el sector público y el privado en el caso de los hombres, pero que su influencia es relativamente similar en el de las mujeres. Asimismo, se constata que el perfil creciente observado para el conjunto del componente de características se repite en todos los subconjuntos de variables explicativas. Resulta destacable también que esta circunstancia se da de forma más acusada para las características de empresa en el caso de los hombres y es, asimismo, menos significativa para las mujeres con contrato temporal que para cualquier otro de los colectivos examinados.

La descomposición detallada de los componentes de la prima salarial (figura 4) permite identificar algunos elementos de interés. Así, la prima salarial asociada a las características individuales es positiva para los trabajadores temporales de ambos sexos, mientras que es negativa para los empleados fijos, también de ambos sexos. El análisis no diferenciado por tipo de contrato

presenta un resultado positivo que enmascara pues situaciones claramente contrapuestas. La prima salarial a las características del puesto de trabajo es positiva para los varones y negativa para las mujeres, producto de la significativa prima salarial negativa que reciben las trabajadoras temporales del sector público por tales características. Por último, la prima salarial asociada a las características de la empresa es relativamente poco significativa en todos los colectivos, a excepción de los varones poco cualificados con empleo estable.

Por su parte, la evidencia obtenida sobre el origen de las diferencias en desigualdad salarial entre el sector público y el privado (cuadros 3 a 8) permite constatar que los menores niveles de desigualdad que se dan en el sector público no se explican por un efecto composición, ya que las dotaciones relativas de características que presentan los individuos del sector público son un factor que, *ceteris paribus*, daría lugar a una mayor desigualdad salarial en todos los colectivos analizados. Así, el origen de dicho fenómeno se explica en su totalidad por la contribución del componente de rendimientos (de nuevo en todos los colectivos, con la excepción del de las mujeres temporales, para el que dicho componente no es estadísticamente significativo). Esta evidencia sugiere, en consecuencia, que la menor desigualdad salarial en el sector público es un fenómeno atribuible exclusivamente a las diferencias en el mecanismo de determinación en relación con el sector privado.

Los resultados obtenidos hasta al momento permiten concluir que existen diferencias salariales significativas entre los trabajadores del sector público y del sector privado, tanto a nivel global como en función de su tipo de contrato. Sin embargo, tal y como se ha comentado anteriormente, es posible que existan diferencias en las características observables de los trabajadores de ambos sectores que den lugar a combinaciones para las cuáles no sea posible encontrar individuos idénticos. Por ese motivo, a continuación, y con el objetivo de comprobar la robustez de los resultados obtenidos hasta el momento, se utiliza la metodología propuesta por Ñopo (2008). En el cuadro 9 se presentan los resultados de aplicar esta metodología a partir de la consideración de distintos grupos de características, con el objetivo de analizar su importancia relativa sobre la diferencia salarial observada entre los trabajadores del sector público y del sector privado, pero también para valorar su influencia sobre los resultados de la descomposición<sup>14</sup>. Así pues, en primer lugar, se consideran las características individuales (edad y estudios); a continuación, las variables relacionadas con el puesto de trabajo (antigüedad, tipo de jornada, tipo de contrato, tareas de supervisión y ocupación) y, por último, las relativas a las características de las empresas (región, tamaño de empresa y tipo de convenio). De manera similar al análisis realizado en el apartado anterior, se han considerado hombres y mujeres por separado y,

---

<sup>14</sup> Si bien la metodología de Ñopo permite analizar también las diferencias a lo largo de la distribución, por una cuestión de espacio, los resultados presentados se centran únicamente en las diferencias en la media. Los resultados obtenidos para el análisis a lo largo de la distribución se encuentran disponibles previa petición a los autores.

posteriormente, se han analizado las diferencias entre trabajadores con contrato indefinido y con contrato temporal para cada uno de los dos colectivos. Además de los cuatro componentes mencionados anteriormente en la sección de metodología, en el cuadro 9 se recogen también los porcentajes de trabajadores del sector público y privado que forman parte del soporte común.

Tal y como se puede observar en el cuadro 9, el porcentaje de trabajadores incluido en el soporte común se mantiene en niveles elevados (bastante cercanos a 1) hasta el momento de considerar las características de las empresas, que es cuando se reduce sustancialmente. El componente más importante hasta ese momento es la parte inexplicada, que representa alrededor de dos terceras partes del diferencial total, pero cuando se consideran las características empresariales este componente reduce sustancialmente su aportación y pasa a ocupar su lugar el componente relacionado con las diferencias entre los trabajadores del sector privado que quedan dentro y fuera del soporte común. Dichos resultados refuerzan la importancia de las características de las empresas como un factor determinante del diferencial salarial entre el sector público y el sector privado.

## 6. Conclusiones

Esta investigación examina las diferencias salariales entre el sector público y el privado en España sobre la base de los microdatos emparejados empresa-trabajador de la ola más reciente de la *Encuesta de Estructura Salarial*. Además de estudiar las diferencias por separado para hombres y mujeres y a lo largo de toda la distribución salarial, se han analizado de forma novedosa las diferencias existentes entre trabajadores temporales e indefinidos de ambos sectores. Se trata de una circunstancia no explorada por la literatura hasta el momento, y que se justifica por el hecho de que la elevada temporalidad en ambos sectores constituye uno de los principales rasgos diferenciales del mercado de trabajo español.

El análisis empírico se desarrolla a partir de diversas metodologías econométricas de descomposición que abarcan, además de la metodología estándar de Oaxaca-Blinder, las técnicas desarrolladas recientemente por Fortin, Lemieux y Firpo (2011), la cual proporciona una descomposición detallada de las diferencias salariales a lo largo de la distribución salarial, y Ñopo (2008), la cual permite comparar trabajadores del sector público y privado que tienen estrictamente características observables similares. Asimismo, cabe destacar que, aunque las limitaciones de la fuente de datos no permiten controlar por la autoselección en el tipo de sector y por tipo de contrato, el examen de las diferencias salariales entre el sector público y el privado que aquí se aborda se desarrolla con un enfoque distributivo aplicado a las diferencias salariales a lo largo de la distribución (y, en consecuencia, no centrado únicamente en los diferenciales



promedio) y, además, se beneficia del uso de microdatos emparejados empresa-trabajador, un hecho poco frecuente en la literatura relacionada.

La evidencia descriptiva confirma la presencia de un diferencial salarial observado muy elevado favorable a los trabajadores del sector público, así como que el mismo es sustancialmente mayor en el caso de las mujeres así como de los trabajadores con contrato indefinido. Se trata de un diferencial salarial que no es homogéneo a lo largo de toda la distribución salarial, siendo relativamente menor en las dos colas de la distribución salarial. Ello se debe a un efecto composición por tipo de contrato, ya que el diferencial salarial presenta un perfil creciente para los individuos con contrato temporal y decreciente para aquellos con contrato indefinido. Se constata, asimismo, que, con independencia del género de los trabajadores, los niveles de desigualdad salarial son sistemáticamente menores en el sector público que en el privado, si bien esta circunstancia se da únicamente en el caso de los individuos con contrato indefinido.

El análisis del origen del diferencial salarial promedio observado en favor de los trabajadores del sector público pone de manifiesto que, en consonancia con la evidencia previa, el grueso del mismo se explica por las diferentes dotaciones de características observadas, siendo comparativamente reducida la magnitud de la prima salarial no explicada por esta circunstancia (particularmente en el caso de los varones ya que, por el contrario, la misma es relativamente más importante para las mujeres). De nuevo, se observan diferencias significativas por tipo de contrato, en la medida en que la prima salarial es menor para los varones con contrato temporal y para las mujeres con contrato indefinido. Los resultados de la descomposición detallada muestran, a su vez, que, si bien son diversas las variables individuales con una capacidad explicativa significativa, las características de las empresas tienden a presentar una contribución mayor al diferencial observado que las características individuales o de los puestos de trabajo.

Por su parte, el análisis empírico muestra que el origen del diferencial salarial total entre el sector público y el privado difiere significativamente a lo largo de la distribución salarial, con independencia del género. La evidencia obtenida en este sentido con la metodología de Fortin, Lemieux y Firpo (2011) permite constatar que, a semejanza de lo observado en otros países, la contribución del componente no explicado presenta un perfil decreciente, siendo mayor en la cola izquierda de la distribución y disminuyendo a lo largo de la misma hasta tomar valores negativos en la parte superior. Se trata de resultados que sugieren, en consecuencia, que mientras que los individuos comparativamente menos cualificados reciben una prima salarial positiva en el sector público, los individuos más cualificados perciben, por el contrario, un salario inferior al que obtendrían en el sector privado con sus características observadas. La principal excepción en este sentido se da en el caso de los individuos con contrato temporal, ya que el descenso de la

prima salarial para los niveles superiores no es tan claro en el caso de los contratados temporales varones y no se observa en absoluto para las trabajadoras temporales, para las que la prima salarial es relativamente homogénea a lo largo de la distribución salarial. Asimismo, se confirma que las características de las empresas presentan una contribución muy significativa al diferencial salarial a lo largo de la distribución (si bien especialmente en el caso de los hombres) y que los menores niveles de desigualdad que se dan en el sector público no se explican por las diferencias en características entre sus trabajadores y los del sector privado, por lo que parecen un fenómeno atribuible exclusivamente a las diferencias existentes entre ambos en sus mecanismos de determinación salarial.

Por último, la aplicación del procedimiento propuesto por Ñopo (2008) para considerar la relevancia del soporte común en el análisis de las diferencias salariales ha permitido confirmar la importancia de las características empresariales como un factor determinante del diferencial salarial entre el sector público y el sector privado. La no consideración de dichas características en muchos de los estudios realizados hasta el momento probablemente se ha traducido en una sobreestimación en la contribución del componente no explicado y, por lo tanto, en la existencia de una prima salarial a favor del sector público que según la evidencia de este estudio, y una vez controladas las características empresariales, sería más reducida.

## 7. Bibliografía

- Abowd, J.M.; Kramarz, F. (1999): "The Analysis of Labor Markets Using Matched Employer-Employee Data", en O. Ashenfelter y D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Adamchick, V. y Bedi, A. (2000), Wage differentials between the public and the private sectors: evidence from an economy in transition", *Labour Economics*, 7 (2000), págs. 203-224.
- Albert, C., Jimeno, J.F. y Moreno, G. (1999), "Pay Determination in the Spanish Public Sector", en Elliott, R., Lucifora, C. y Meurs, D. (eds), *Public Sector Pay Determination in the European Union*, London, Macmillan, págs. 191-239.
- Bargain, O. y Melly, B. (2008), *Public Sector Pay Gap in France: New Evidence using Panel Data*, IZA, DP 3427, April.
- Belman, D. y Heywood, J. (1988), "Public Wage Differentials and the Public Administration "Industry" ", *Industrial Relations*, 27 (3), págs. 385-393.
- Bender, K. y Elliot, R. (1996), *The role of wage structure and sectoral selection in accounting for the public-private sector earnings differential in Britain*, University of Aberdeen.
- Blackaby, D., Murphy, P. y O'Leary, N. (1999), "The Payment of Public Sector Workers in the UK: Reconciliation with North-American Findings", *Economics Letters*, 65, págs. 239-243.
- Blanchard, O. y Landier A., (2002), "The Perverse Effect of Partial Labour Market Reform: Fixed-Term Contracts in France", *Economic Journal*, 112 (June), págs. 214-244.
- Blinder, A. S. (1973): "Wage discrimination: reduced forms and structural estimates", *Journal of Human Resources*, Vol. 8, 436-55.
- Boeri, T. (2011), "Institutional Reforms and Dualism in European Labour Markets" en Ashenfelter, O. y Card, D. (dirs), *Handbook of Labour Market*, vol 4B, North-Holland, Capítulo 13, págs. 1173-1236.
- Booth, A.; Francesconi, M. y Frank, J. (2002a), "Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?", *Economic Journal*, 112 (June), págs.189-213.
- Bosio, G. (2009), *Temporary employment and wage gap with permanent jobs: evidence from quantile regression*, MPRA Paper No. 16055, February, 46 páginas.
- Borland, J., Hirschberg, J. y Lye, J. (1998). "Earnings of Public Sector and Private Sector Employees in Australia: Is There a Difference?", *Economic Record*, 74 (224), March, págs. 36-53.
- Brown, S. y Sessions, J. (2005), "Employee Attitudes, Earnings and Fixed-Term Contracts: International Evidence", *Review of World Economics*, 141 (2), págs. 296-317.
- Budría, S. (2010), "Schooling and the distribution of wages in the European private and public sectors", *Applied Economics*, 42, págs. 1045-1054.
- Cai, L. y Liu, A. (2011), "Public-Private Sector Wage Gap in Australia: Variation along the Distribution", *British Journal of Industrial Relations*, 49 (2), June, págs. 362-390
- Chatterji, M. Mumford, K. y Smith, P. (2011), "The public-private sector gender wage differential in Britain: evidence from matched employee-workplace data", *Applied Economics*, 43, págs. 3819-1833.
- Christopoulou, R. y Monastiriotis, V. (2013), "The Greek Public Sector Wage Premium before the Crisis: Size, Selection and Relative Valuation of Characteristics", *British Journal of Industrial Relations*, doi: 10.1111/bjir.12023.
- Campos, M. y Centeno, M. (2012), *Public-private Wage Gaps in the Period Prior to the Adoption of the Euro: An Application Base on Longitudinal Data*, Banco de Portugal, WP 1/2012, January, 33 páginas.
- Consejo Económico y Social (2005), *La temporalidad en el empleo en el sector público*, Informe 3/2004, CES, Madrid.
- Choudhury, S. (1994), New evidence on public sector wage differentials, *Applied Economics*, 26 (3), págs. 259-266.
- Comi, S. y Grasseni, M. (2009), *Are Temporary Workers Discriminated Against? Evidence from Europe*, CHILD Working Paper 17-09.
- Davia, M. A. y Hernanz, V. (2002), "Temporary Employment and Segmentation in the Spanish Labour Market: An Empirical Analysis through the Study of Wage Differentials", *Spanish Economic Review*, 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*, 219, págs. 43-69.
- De la Rica, S. y Felgueroso, F. (1999), *Wage differentials and temporal workers: Further evidence*, Universidad del País Vasco, Bilbao, WP 2002-07, 37 páginas.

- Depalo, D., Giordano, R. y Papapetrou, E. (2013), *Public-private wage differentials in euro area countries: evidence from quantile decomposition analysis*, Banca d'Italia, Working paper 907, April, 38 páginas.
- Di Nardo, J.; Fortin, N.M.; Lemieux, T. (1996): "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semi-parametric approach", *Econometrica*, 64 (5), págs. 1011-1044.
- Disney, R. y Gosling, A. (2007), *Changing public sector wage differentials in the UK*, University of Nottingham, mimeo, October, 18 páginas.
- Dolado, J.J.; García-Serrano, C. y Jimeno, J.F. (2002), "Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain", *Economic Journal*, 112 (June), págs. 270-295.
- Dustman, C. y van Soest, C. (1998), "Public and private sector wages of male workers in Germany". *European Economic Review*, 42, págs.1417-1441.
- Elder, T.E.; Goddeeris, J.H.; Haider, S. J. (2010): "Unexplained gaps and Oaxaca-Blinder decompositions", *Labour Economics*, 17(1), págs. 284-290.
- Firpo, S.; Fortin, N.; Lemieux, T. (2007): "Decomposing Distribution Using Recentered Influence Function Regressions", mimeo, University of British Columbia.
- Firpo, S.; Fortin, N.; Lemieux, T. (2009): "Unconditional Quantile Regressions", *Econometrica*, 77(3), págs. 953-973.
- Fortin, N.; Lemieux, T.; Firpo, S.; (2011): "Decomposition Methods in Economics", *Handbook of Labor Economics*, Volume 4, Chapter 1, págs. 1-102. Elsevier.
- García-Pérez, J.I. y Jimeno, J.F., (2005), *Public Sector Wage Gaps in Spanish Regions*, Banco de España, Working Paper 0526.
- García-Pérez, J.I. y Jimeno, J.F., (2007), "Public Sector Wage Gaps in Spanish Regions", *Manchester School*, 75 (4), págs. 501-531.
- Gimpelson, V. y Lukyanova, A. (2009), *Are Public Sector Workers Underpaid in Russia? Estimating the Public-Private Wage Gap*, IZA, DP 3941, January.
- Giordano, R. et al. (2011), *The Public Sector Pay Gap in a Selection of Euro Area Countries*, ECB, Working Papers Series n.1406/December 2011.
- Gunderson, M. (1979), "Earnings differentials between the public and private sectors", *Canadian Journal of Economics*, 12 (2), págs. 228-242.
- Gustafsson S., Kenjoh E., y Wetzels, C. (2001), *Employment Choices and Pay Differences between Non-Standard and Standard Work in Britain, Germany, Netherlands and Sweden*, Tinbergen Institute, Discussion Paper No. 086/3.
- Gyourko, J. y Tracy, J. (1988), "An Analysis of Public and Private-Sector Wages Allowing for Endogenous Choices of Both Government and Union Status", *Journal of Labor Economics*, 6 (2), April, págs. 229-253.
- Hagen T. (2002) "Do Temporary Workers Receive Risk Premiums? Assessing the Wage Effects of Fixed-term Contracts in West Germany by a Matching Estimator Compared with Parametric Approaches", *Labour* 16 (4), págs. 667-705.
- Hamermesh, D. (2008): "Fun with matched firm-employee data: Progress and road maps", *Labour Economics*, 15(4), págs. 662-672.
- Hartog, J. y Oosterbeek, H. (1993), "Public and private sector wages in the Netherlands", *European Economic Review*, 37, págs. 97-114.
- Heckman, J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47, págs. 153-161.
- Heitmueller, A. (2004), *Public-Private Sector Pay Differentials in Scotland: An Endogenous Switching Model*, IZA DP 992, January, 32 páginas.
- Hernanz, V. (2003), *El trabajo temporal y la segmentación. Un estudio de las transiciones laborales*, CES, Madrid.
- Hospido, L. y Moral, E. (2013), *The Public Sector Wage Gap in Spain: Evidence from Income Tax Data*, mimeo
- Jimeno J. F. y Toharia L. (1993), "The Effects of Fixed-term Employment on Wages: Theory and Evidence from Spain", *Investigaciones Económicas*, XVII (3), págs. 475-494.
- Juhn, C., Murphy, K. y Pierce, B., (1993), "Wage inequality and the rise in returns to skill", *Journal of Political Economy*, 101, págs. 410-442.
- Krueger, A. (1988), "Are Public Sector Workers Paid More Than Their Alternative Wage? Evidence from Longitudinal Data and Job Queues" en Freeman, R. e Ichniowski, C. (eds.), *When Public Sector Workers Unionize*, University of Chicago Press, Chicago, págs. 217-242.
- Lassibille, G. (1998), "Wage Gaps between the Public and Private Sectors in Spain", *Economics of Education Review*, 17 (1), págs. 83-92.

- Lucifora, C. (1999), "Rules *vs* Bargaining: Public Sector Pay in Italy", in B. Elliot, C. Lucifora and D. Meurs (eds.) *Public Sector Pay in Europe*, Macmillan, London, 1999.
- Lucifora, C. y Meurs, D. (2006), The Public Sector Pay Gap in France, Great Britain and Italy, *Review of Income and Wealth*, 52 (1), March, págs. 43-59.
- Machado, J. y Mata, J.A.F. (2005): "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression", *Journal of Applied Econometrics*, 20 (4), pp. 445-465.
- Melly, B. (2005a), "Public-Private Sector Wage Differentials in Germany: Evidence from Quantile Regression", *Empirical Economics*, 30, pp. 505-520.
- Melly, B. (2005b): "Decomposition of differences in distribution using quantile regression", *Labour Economics*, Elsevier, 12 (4), pp. 577-590.
- Melly, B. (2006): "Estimation of counterfactual distributions using quantile regression", mimeo, Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research, University of St. Gallen.
- Mertens, A. y McGinnity, F. (2004). "Wages and Wage Growth of Fixed-term Workers in East and West Germany", *Applied Economics Quarterly*, 50 (2), pp. 139-163.
- Mertens, A., Gash, V. y McGinnity, F. (2007), The Cost of Flexibility at the Margin. Comparing the Wage Penalty for Fixed-term Contracts in Germany and Spain using Quantile Regression", *Labour*, 21 (4/5), pp. 637-666.
- Mizala, A., Romaguera, P., Gallegos, S. (2011): "Public-private wage gap in Latin America (1992-2007): A matching approach", *Labour Economics* 18 (S1), págs. S115-S131.
- Mueller, R. (1998), "Public-Private Sector Wage Differentials in Canada: Evidence from Quantile Regression", *Economics Letters*, 60, pp. 229-35.
- Neumark, D. (1988): "Employer's discriminatory behaviour and the estimation of wage discrimination", *Journal of Human Resources*, Vol. 23, pp. 279-295.
- Ñopo, H. (2004): *Matching as a Tool to Decompose Wage Gaps*, IZA Discussion Papers 981.
- Ñopo, H. (2008): "Matching as a Tool to Decompose Wage Gaps", *The Review of Economics and Statistics*, 90 (2), págs. 290-299.
- Oaxaca, R. (1973): "Male-female wage differentials in urban labour markets", *International Economic Review*, Vol. 14, pp. 693-709.
- Oaxaca, R.; Ransom, M. (1994): "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, 61, pp. 5-22.
- Papapetrou, E. (2006), "The unequal distribution of the public-private sector wage gap in Greece: evidence from quantile regression", *Applied Economic Letters*, 13 (2006), pp. 205-210.
- Picchio, M. *Wage Differentials between Temporal and Permanent Workers in Italy*, Working Paper 257, Università Politecnica delle Marche, Italy.
- Poterba, J. y Rueben, K. (1994), *The Distribution of Public Sector Wage Premia: New Evidence Using Quantile Regression Methods*, National Bureau of Economic Research, WP 4734, May, 40 páginas.
- Ramoni-Perazzi, J. y Bellante, D. (2006), "Wage Differentials Between The Public And The Private Sector: How Comparable Are The Workers?", *Journal of Business & Economics Research*, 4 (5), May, pp. 43-56.
- Rees, H. y Shah, A. (1995), "Public-Private Sector Wage Differential in the UK", *Manchester School*, 63 (1), pp. 52-68.
- San, S. y Polat, Ö. (2012), "Estimation of Public-private Wage Differentials in Turkey with Sample Correction", *Developing Economics*, 50 (3), pp. 285-298.
- Schmith, S. (1976a), "Pay differentials between federal government and private sector workers", *Industrial and Labor Relations*, 29, pp. 179-197.
- Schmith, S. (1976b), "Government wage differentials by sex", *Journal of Human Resources*, 11, pp. 185-199.
- Schmith, S. (1977), "Government wage differentials", *Journal of Urban Economics*, IV, July, pp. 248-271.
- Siminski, P. (2013), "Are low-skill public sector workers really overpaid? A quasi-differenced panel data analysis", *Applied Economics*, 45, pp. 1915-1929.
- Toharia, L. (dir.) (2005), *El problema de la temporalidad en España: Un diagnóstico*, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, Madrid.
- Yun, M. (2005): "A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions", *Economic Inquiry*, Vol. 43, pp. 766-772.
- Zweimuller, J. y Winter-Ebmer, R. (1994), "Gender wage differentials in private and public sector Jobs", *Journal of Population Economics*, 7 (1994), pp. 271-285

Figura 1. Brecha salarial entre el sector público y privado a lo largo de la distribución salarial.

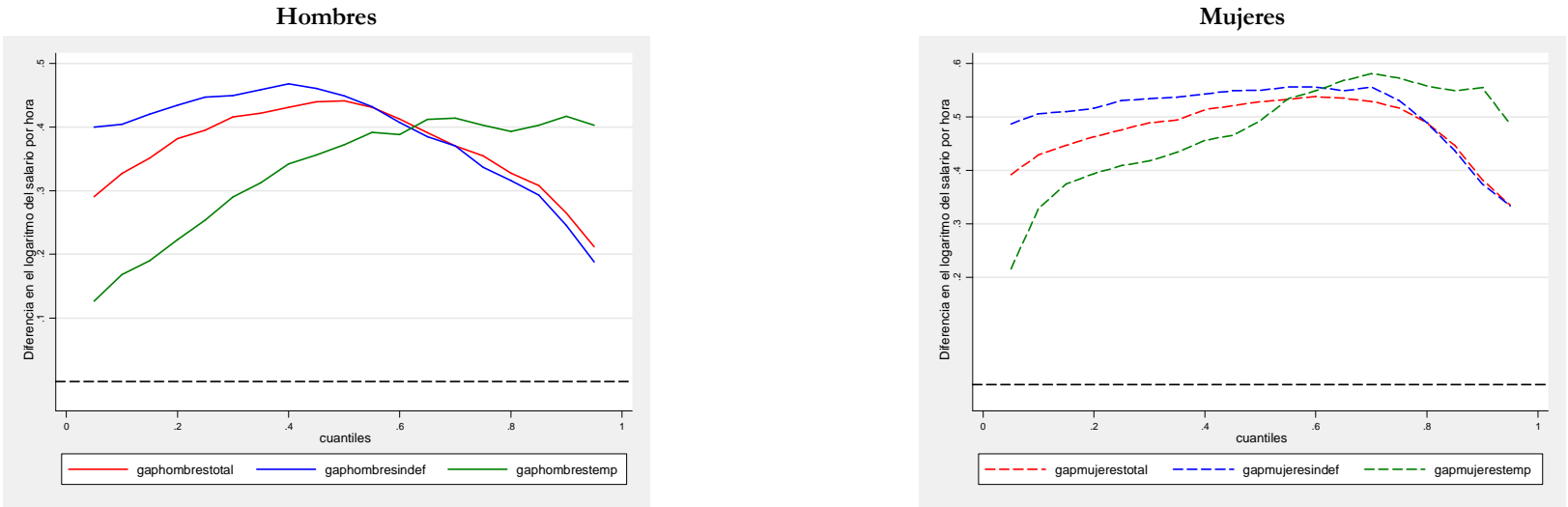


Figura 2. Descomposición agregada de las diferencias salariales entre el sector público y el privado.

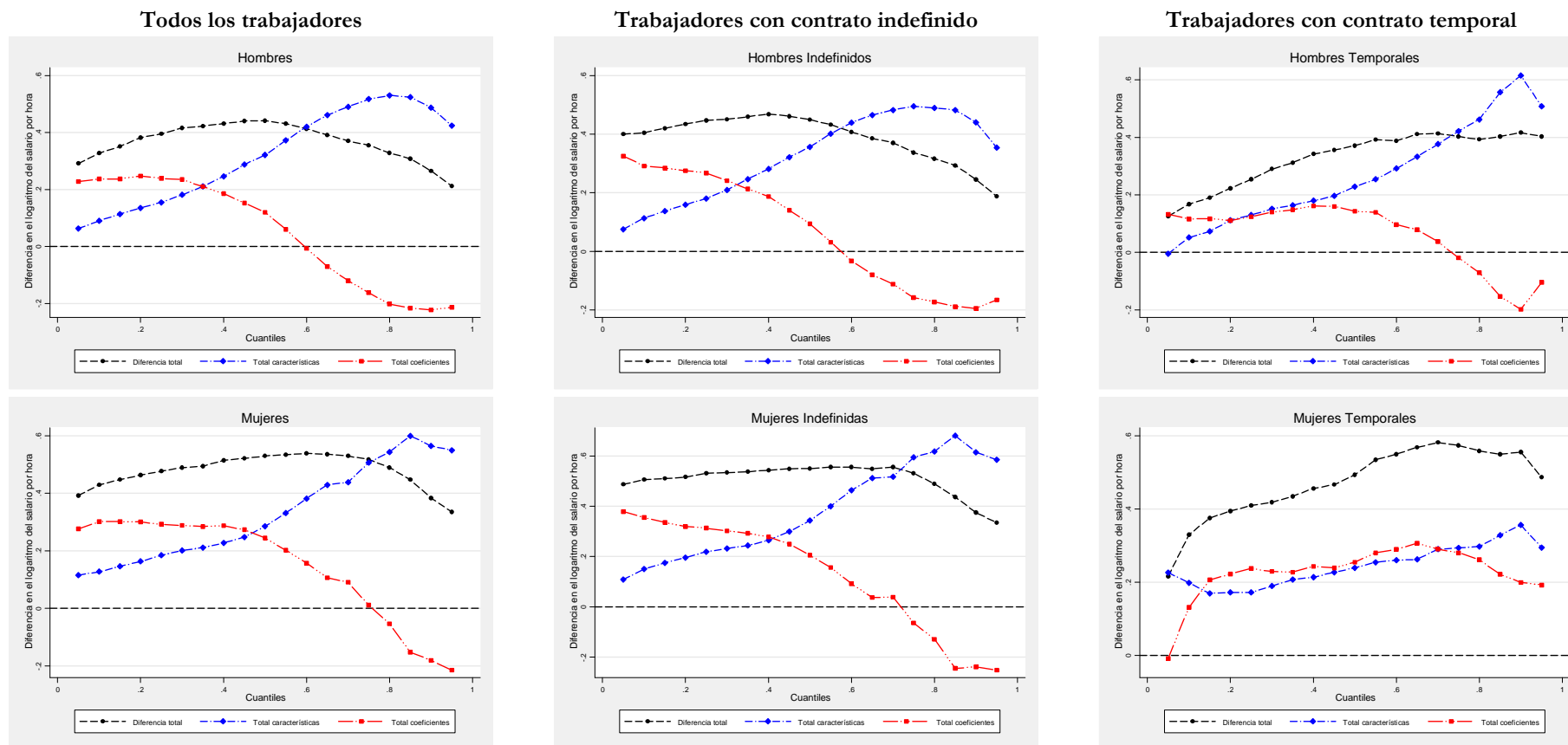


Figura 3. Descomposición detallada de las diferencias salariales entre el sector público y el privado. Efecto de las características.

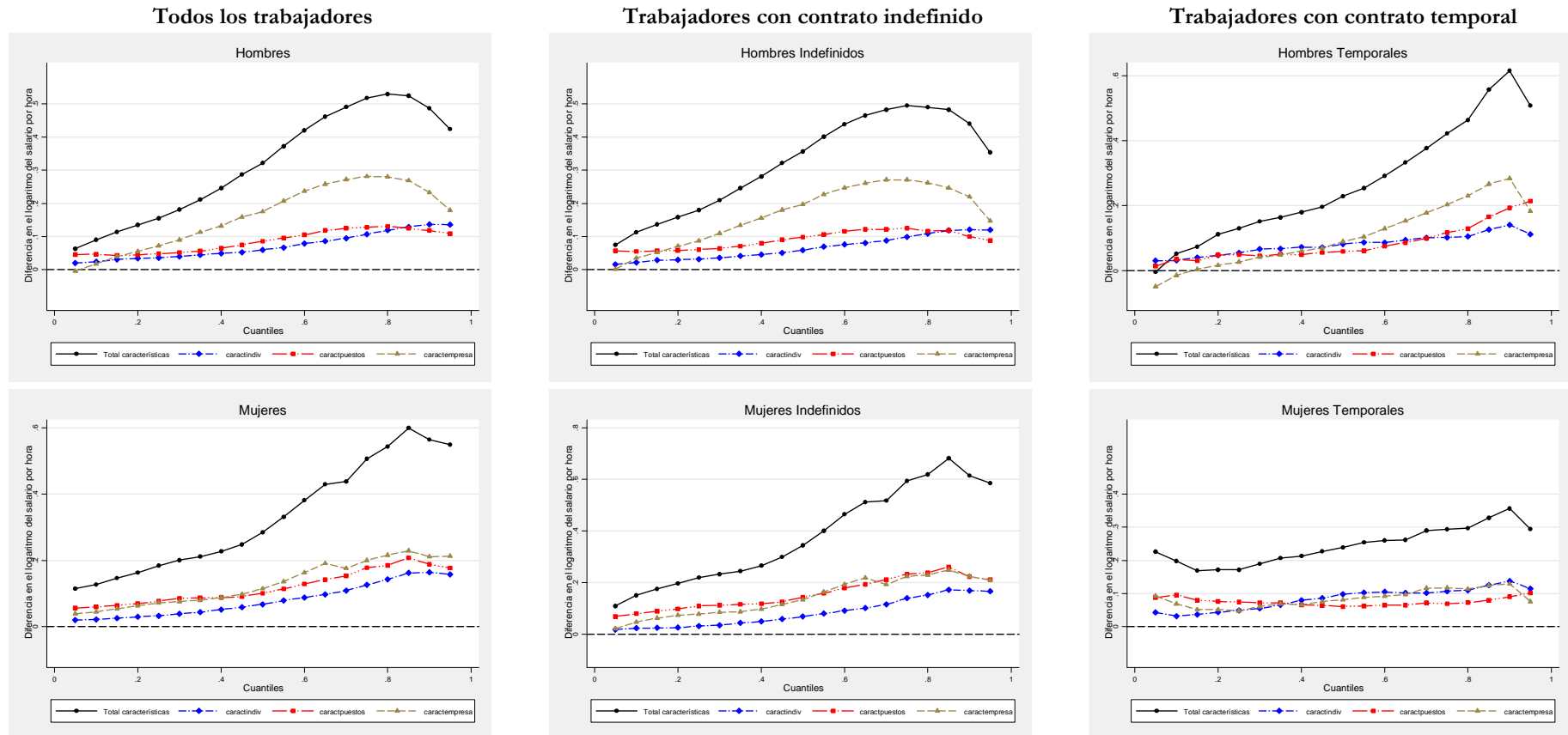
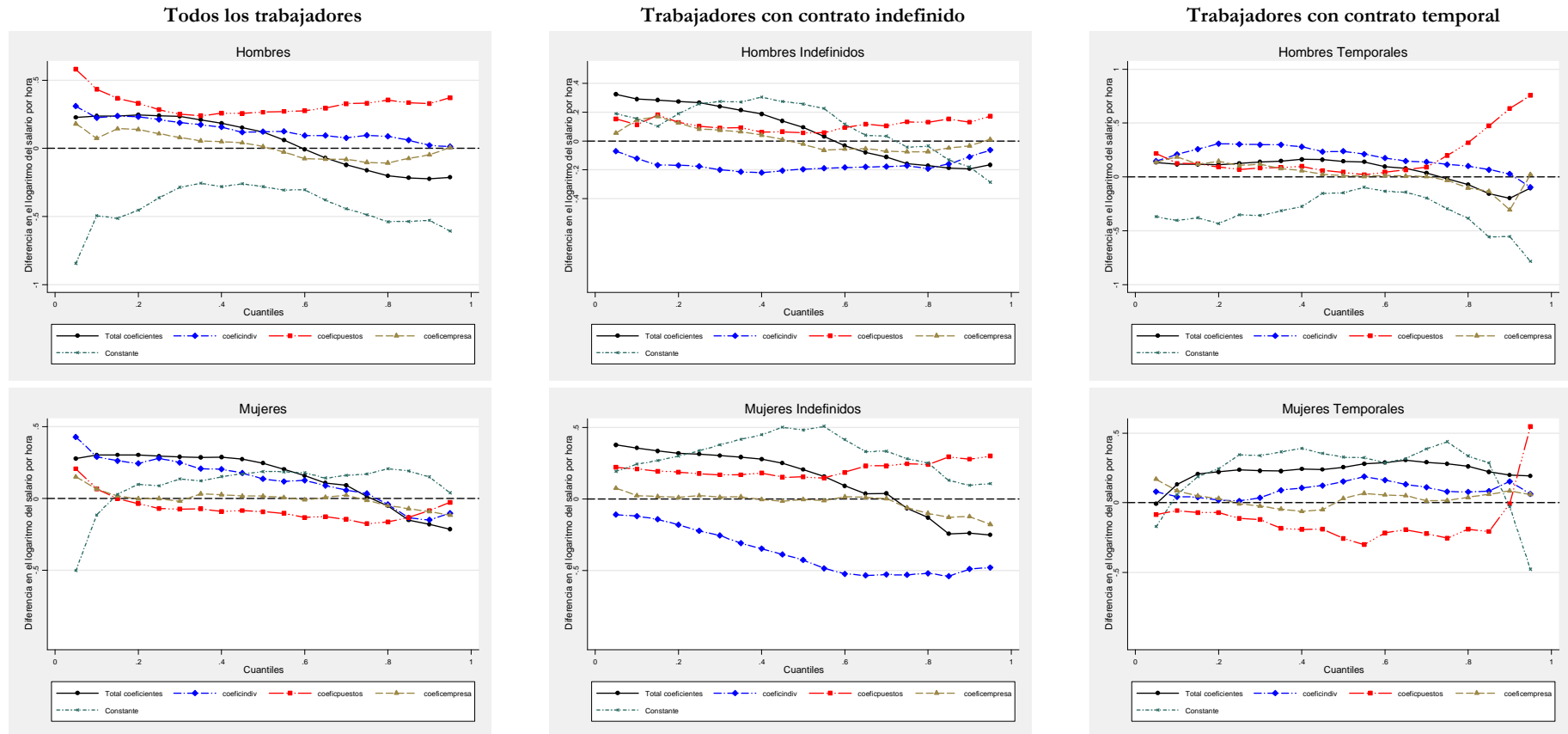




Figura 4. Descomposición detallada de las diferencias salariales entre el sector público y el privado. Efecto de los coeficientes.



**Cuadro 1.**  
**Brecha salarial entre el sector público y el privado en España.**

	Hombres			Mujeres		
	Todos	Indefinidos	Temporales	Todos	Indefinidos	Temporales
Promedio	0,352	0,377	0,314	0,463	0,497	0,461
Percentiles						
10	0,327	0,404	0,168	0,429	0,506	0,329
20	0,382	0,434	0,223	0,463	0,516	0,394
30	0,416	0,450	0,290	0,489	0,534	0,418
40	0,431	0,468	0,342	0,514	0,543	0,456
50	0,441	0,449	0,372	0,529	0,550	0,493
60	0,413	0,407	0,388	0,538	0,556	0,549
70	0,370	0,370	0,414	0,529	0,556	0,581
80	0,328	0,316	0,393	0,489	0,489	0,558
90	0,265	0,245	0,417	0,383	0,375	0,555

*Notas:* La brecha salarial corresponde al diferencial del logaritmo del salario por hora entre el sector público y el privado.

**Cuadro 2.**  
**Desigualdad salarial en el sector público y el privado en España. Índice de Gini.**

	Hombres			Mujeres		
	Todos	Indefinidos	Temporales	Todos	Indefinidos	Temporales
Sector público	0,089	0,080	0,104	0,089	0,081	0,099
Sector privado	0,109	0,109	0,100	0,109	0,110	0,096
Diferencia	-0,020*	-0,029*	0,004	-0,020*	-0,029*	0,003

\* indica que la diferencia entre los dos colectivos es estadísticamente significativa al 1%.

**Cuadro 3.**  
**Descomposición de las diferencias salariales entre el sector público y el privado. Hombres.**  
**Todos.**

		Promedio	Índice de Gini	Percentil 10	Cuantiles Mediana	Percentil 90
Total	Sector público	2.659 (0.006)***	0.089 (0.001)***	2.134 (0.009)***	2.655 (0.008)***	3.204 (0.011)***
	Sector privado	2.306 (0.003)***	0.109 (0.001)***	1.807 (0.004)***	2.214 (0.004)***	2.939 (0.006)***
	Diferencia	0.352 (0.006)***	-0.020 (0.001)***	0.327 (0.010)***	0.441 (0.008)***	0.265 (0.013)***
	Características	0.312 (0.006)***	0.025 (0.001)***	0.090 (0.006)***	0.321 (0.007)***	0.487 (0.014)***
	Coeficientes	0.041 (0.006)***	-0.045 (0.002)***	0.237 (0.010)***	0.120 (0.008)***	-0.222 (0.016)***
Características	Edad	0.017 (0.001)***	0.002 (0.000)***	0.004 (0.002)**	0.014 (0.001)***	0.033 (0.002)***
	Estudios	0.054 (0.002)***	0.004 (0.000)***	0.020 (0.002)***	0.046 (0.002)***	0.104 (0.006)***
	Antigüedad	0.057 (0.002)***	0.002 (0.000)***	0.036 (0.002)***	0.055 (0.003)***	0.075 (0.005)***
	Contrato	-0.001 (0.000)**	0.000 (0.000)***	-0.001 (0.001)*	-0.002 (0.000)***	0.001 (0.001)*
	Jornada	0.001 (0.000)**	-0.001 (0.000)***	0.005 (0.001)***	0.002 (0.000)***	-0.003 (0.001)***
	Supervisión	-0.004 (0.001)***	-0.000 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-0.004 (0.001)***	-0.007 (0.002)***
	Ocupación	0.032 (0.001)***	0.003 (0.000)***	0.008 (0.002)***	0.035 (0.002)***	0.052 (0.003)***
	Región	-0.007 (0.001)***	0.000 (0.000)***	-0.005 (0.001)***	-0.013 (0.002)***	0.001 (0.001)
	Tamaño	0.104 (0.003)***	0.001 (0.001)*	0.065 (0.005)***	0.114 (0.004)***	0.137 (0.007)***
	Tipo de convenio	0.058 (0.003)***	0.012 (0.001)***	-0.042 (0.006)***	0.074 (0.004)***	0.095 (0.009)***
Coeficientes	Edad	0.072 (0.013)***	0.013 (0.003)***	-0.002 (0.028)	0.055 (0.019)***	0.164 (0.021)***
	Estudios	0.070 (0.015)***	-0.035 (0.003)***	0.227 (0.038)***	0.068 (0.021)***	-0.141 (0.022)***
	Antigüedad	-0.001 (0.000)	0.001 (0.003)	0.255 (0.023)***	0.268 (0.016)***	0.327 (0.023)***
	Contrato	0.034 (0.004)***	-0.003 (0.001)***	0.050 (0.008)***	0.032 (0.005)***	0.020 (0.007)***
	Jornada	0.031 (0.010)***	0.000 (0.003)	0.052 (0.022)**	-0.000 (0.012)	0.048 (0.017)***
	Supervisión	0.022 (0.010)**	-0.003 (0.001)***	0.000 (0.003)	0.005 (0.004)	-0.034 (0.008)***
	Ocupación	-0.008 (0.004)	-0.007 (0.001)***	0.077 (0.015)***	-0.039 (0.006)***	-0.032 (0.006)***
	Región	-0.001 (0.004)	-0.004 (0.001)***	-0.005 (0.008)	0.009 (0.006)	-0.030 (0.010)***
	Tamaño	-0.036 (0.013)**	-0.006 (0.002)***	0.011 (0.019)	-0.063 (0.019)***	-0.029 (0.019)
	Tipo de convenio	0.054 (0.007)***	-0.009 (0.001)***	0.068 (0.015)***	0.067 (0.010)***	0.013 (0.016)
	Constante	-0.198 (0.031)***	0.007 (0.006)	-0.495 (0.058)***	-0.281 (0.037)***	-0.528 (0.047)***
N		89,953	89,953	89,953	89,953	89,953

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$

**Cuadro 4.**  
**Descomposición de las diferencias salariales entre el sector público y el privado. Hombres.**  
**Contrato indefinido.**

		Promedio	Índice de Gini	Percentil 10	Cuantiles Mediana	Percentil 90
Total	Sector público	2.723 (0.006)***	0.080 (0.001)***	2.234 (0.009)***	2.715 (0.008)***	3.228 (0.013)***
	Sector privado	2.345 (0.003)***	0.109 (0.001)***	1.831 (0.004)***	2.265 (0.004)***	2.983 (0.007)***
	Diferencia	0.378 (0.007)***	-0.029 (0.001)***	0.404 (0.010)***	0.449 (0.009)***	0.245 (0.014)***
	Características	0.311 (0.007)***	0.016 (0.001)***	0.113 (0.007)***	0.356 (0.008)***	0.440 (0.015)***
	Coeficientes	0.067 (0.007)***	-0.046 (0.001)***	0.291 (0.011)***	0.094 (0.009)***	-0.195 (0.017)***
Características	Edad	0.019 (0.001)***	0.002 (0.000)***	0.005 (0.002)**	0.017 (0.002)***	0.037 (0.003)***
	Estudios	0.046 (0.002)***	0.003 (0.000)***	0.017 (0.002)***	0.042 (0.003)***	0.084 (0.006)***
	Antigüedad	0.061 (0.002)***	0.001 (0.000)*	0.039 (0.003)***	0.065 (0.003)***	0.075 (0.005)***
	Contrato	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
	Jornada	0.004 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	0.010 (0.002)***	0.005 (0.001)***	-0.004 (0.002)***
	Supervisión	-0.004 (0.001)**	-0.000 (0.000)**	-0.002 (0.001)**	-0.004 (0.001)**	-0.006 (0.002)**
	Ocupación	0.026 (0.001)***	0.002 (0.000)***	0.008 (0.002)***	0.032 (0.002)***	0.035 (0.003)***
	Región	-0.009 (0.001)***	0.001 (0.000)***	-0.006 (0.002)***	-0.017 (0.002)***	-0.001 (0.002)
	Tamaño	0.105 (0.003)***	0.000 (0.001)	0.064 (0.005)***	0.127 (0.005)***	0.134 (0.008)***
	Tipo de convenio	0.062 (0.004)***	0.009 (0.001)***	-0.023 (0.006)***	0.087 (0.005)***	0.087 (0.010)***
Coeficientes	Edad	-0.111 (0.009)***	-0.017 (0.002)***	-0.016 (0.017)	-0.101 (0.013)***	-0.261 (0.021)***
	Estudios	-0.049 (0.011)***	0.023 (0.002)***	-0.106 (0.015)***	-0.095 (0.013)***	0.150 (0.029)***
	Antigüedad	-0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.088 (0.018)***	0.148 (0.015)***	0.191 (0.023)***
	Contrato	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
	Jornada	-0.028 (0.024)	0.002 (0.005)	-0.030 (0.049)	-0.047 (0.030)	0.001 (0.041)
	Supervisión	0.017 (0.011)	-0.004 (0.001)***	0.018 (0.004)***	0.001 (0.004)	-0.045 (0.009)***
	Ocupación	-0.016 (0.006)**	-0.002 (0.001)*	0.037 (0.019)*	-0.046 (0.008)***	-0.017 (0.006)***
	Región	-0.007 (0.005)	-0.002 (0.001)**	-0.017 (0.009)*	0.011 (0.007)	-0.032 (0.012)***
	Tamaño	-0.030 (0.015)*	-0.002 (0.002)	0.037 (0.031)	-0.073 (0.020)***	-0.024 (0.022)
	Tipo de convenio	0.054 (0.008)***	-0.009 (0.002)***	0.126 (0.019)***	0.040 (0.011)***	0.022 (0.018)
	Constante	0.241 (0.037)***	-0.037 (0.007)***	0.156 (0.075)**	0.257 (0.052)***	-0.181 (0.073)**
N		71,428	71,428	71,428	71,428	71,428

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$

**Cuadro 5.**  
**Descomposición de las diferencias salariales entre el sector público y el privado. Hombres.**  
**Contrato temporal.**

		Promedio	Índice de Gini	Percentil 10	Cuantiles Mediana	Percentil 90
Total	Sector público	2.462 (0.012)***	0.104 (0.002)***	1.909 (0.016)***	2.433 (0.014)***	3.073 (0.025)***
	Sector privado	2.148 (0.005)***	0.100 (0.001)***	1.741 (0.006)***	2.061 (0.005)***	2.655 (0.014)***
	Diferencia	0.314 (0.013)***	0.004 (0.002)*	0.168 (0.018)***	0.372 (0.015)***	0.417 (0.029)***
	Características	0.281 (0.014)***	0.042 (0.004)***	0.052 (0.015)***	0.229 (0.012)***	0.616 (0.036)***
	Coefficientes	0.033 (0.016)**	-0.038 (0.005)***	0.116 (0.024)***	0.143 (0.015)***	-0.198 (0.043)***
Características	Edad	0.009 (0.001)***	0.001 (0.000)*	0.006 (0.002)***	0.009 (0.002)***	0.015 (0.004)***
	Estudios	0.069 (0.007)***	0.004 (0.002)*	0.025 (0.006)***	0.072 (0.006)***	0.125 (0.020)***
	Antigüedad	0.043 (0.005)***	0.003 (0.001)**	0.028 (0.006)***	0.030 (0.005)***	0.073 (0.014)***
	Contrato	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
	Jornada	0.000 (0.000)	0.001 (0.000)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.001)	0.003 (0.002)
	Supervisión	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.001 (0.002)
	Ocupación	0.052 (0.006)***	0.011 (0.002)***	0.010 (0.007)	0.030 (0.006)***	0.116 (0.016)***
	Región	-0.002 (0.002)	0.001 (0.000)	-0.006 (0.003)**	-0.003 (0.003)	-0.004 (0.004)
	Tamaño	0.086 (0.007)***	0.003 (0.002)*	0.066 (0.010)***	0.074 (0.007)***	0.121 (0.021)***
	Tipo de convenio	0.024 (0.009)**	0.019 (0.003)***	-0.075 (0.011)***	0.018 (0.008)**	0.167 (0.027)***
Coefficientes	Edad	0.058 (0.016)***	0.012 (0.004)***	0.035 (0.029)	0.093 (0.023)***	0.162 (0.044)***
	Estudios	-0.049 (0.017)***	-0.039 (0.007)***	0.174 (0.060)***	0.145 (0.032)***	-0.134 (0.065)**
	Antigüedad	0.064 (0.019)***	0.051 (0.015)***	0.025 (0.036)	-0.008 (0.043)	0.579 (0.143)***
	Contrato	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
	Jornada	0.039 (0.008)***	0.002 (0.002)	0.043 (0.013)***	0.016 (0.008)*	0.073 (0.018)***
	Supervisión	0.007 (0.032)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.005)	0.001 (0.004)	-0.012 (0.011)
	Ocupación	0.026 (0.009)***	-0.007 (0.002)***	0.060 (0.017)***	0.034 (0.010)***	-0.006 (0.018)
	Región	0.019 (0.009)*	-0.008 (0.002)***	0.086 (0.014)***	0.019 (0.010)*	0.007 (0.032)
	Tamaño	-0.032 (0.022)	-0.011 (0.004)***	0.056 (0.044)	-0.042 (0.024)*	-0.263 (0.101)***
	Tipo de convenio	0.042 (0.014)***	-0.007 (0.003)**	0.043 (0.025)*	0.033 (0.020)	-0.050 (0.032)
	Constante	-0.142 (0.057)**	-0.029 (0.019)	-0.405 (0.100)***	-0.148 (0.070)**	-0.554 (0.202)***
N		18,525	18,525	18,525	18,525	18,525

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$

**Cuadro 6.**  
**Descomposición de las diferencias salariales entre el sector público y el privado. Mujeres. Todos.**

		Promedio	Índice de Gini	Percentil 10	Cuantiles Mediana	Percentil 90
Total	Sector público	2.558 (0.005)***	0.089 (0.001)***	2.080 (0.006)***	2.526 (0.006)***	3.085 (0.010)***
	Sector privado	2.095 (0.003)***	0.109 (0.001)***	1.651 (0.003)***	1.997 (0.004)***	2.703 (0.008)***
	Diferencia	0.463 (0.006)***	-0.020 (0.001)***	0.429 (0.007)***	0.529 (0.007)***	0.383 (0.013)***
	Características	0.325 (0.006)***	0.028 (0.001)***	0.127 (0.007)***	0.285 (0.007)***	0.564 (0.017)***
	Coeficientes	0.138 (0.006)***	-0.048 (0.002)***	0.301 (0.009)***	0.244 (0.008)***	-0.181 (0.020)***
Características	Edad	0.012 (0.001)***	0.002 (0.000)***	0.004 (0.002)**	0.004 (0.002)**	0.034 (0.004)***
	Estudios	0.068 (0.002)***	0.007 (0.000)***	0.018 (0.002)***	0.064 (0.003)***	0.130 (0.006)***
	Antigüedad	0.067 (0.002)***	0.005 (0.001)***	0.034 (0.002)***	0.054 (0.003)***	0.115 (0.007)***
	Contrato	-0.003 (0.001)***	0.002 (0.000)***	-0.008 (0.001)***	-0.005 (0.001)***	0.007 (0.002)***
	Jornada	0.003 (0.001)*	-0.001 (0.000)**	0.007 (0.002)***	0.003 (0.002)*	0.001 (0.004)
	Supervisión	-0.002 (0.000)**	-0.000 (0.000)*	-0.000 (0.000)*	-0.001 (0.001)**	-0.003 (0.002)*
	Ocupación	0.051 (0.001)***	0.002 (0.000)***	0.027 (0.002)***	0.050 (0.002)***	0.068 (0.004)***
	Región	-0.008 (0.000)***	-0.000 (0.000)	-0.003 (0.001)***	-0.009 (0.001)***	-0.009 (0.002)***
	Tamaño	0.095 (0.003)***	0.004 (0.001)***	0.060 (0.004)***	0.082 (0.004)***	0.145 (0.009)***
	Tipo de convenio	0.042 (0.003)***	0.008 (0.001)***	-0.012 (0.005)***	0.042 (0.004)***	0.075 (0.011)***
Coeficientes	Edad	0.005 (0.011)	-0.001 (0.002)	-0.011 (0.019)	0.002 (0.014)	-0.010 (0.023)
	Estudios	0.394 (0.014)***	-0.044 (0.004)***	0.300 (0.043)***	0.133 (0.020)***	-0.141 (0.030)***
	Antigüedad	0.010 (0.001)***	0.009 (0.002)***	-0.090 (0.012)***	-0.088 (0.014)***	0.016 (0.032)
	Contrato	0.009 (0.002)***	-0.003 (0.001)***	0.018 (0.004)***	0.008 (0.003)***	-0.009 (0.006)
	Jornada	0.030 (0.006)***	-0.009 (0.001)***	0.072 (0.011)***	0.013 (0.007)*	-0.005 (0.012)
	Supervisión	0.013 (0.012)	-0.002 (0.000)***	0.001 (0.002)	0.007 (0.002)***	-0.011 (0.006)*
	Ocupación	-0.021 (0.005)***	-0.010 (0.001)***	0.063 (0.012)***	-0.033 (0.007)***	-0.076 (0.010)***
	Región	-0.013 (0.005)**	-0.004 (0.001)***	0.004 (0.006)	-0.014 (0.006)**	-0.028 (0.013)**
	Tamaño	-0.028 (0.010)***	-0.007 (0.002)***	0.007 (0.021)	-0.004 (0.023)	-0.095 (0.022)***
	Tipo de convenio	0.040 (0.004)***	-0.003 (0.001)***	0.053 (0.010)***	0.033 (0.006)***	0.030 (0.011)***
	Constante	-0.299 (0.026)***	0.025 (0.007)***	-0.115 (0.060)*	0.186 (0.038)***	0.148 (0.061)**
N		67,821	67,821	67,821	67,821	67,821

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$

**Cuadro 7.**  
**Descomposición de las diferencias salariales entre el sector público y el privado. Mujeres.**  
**Contrato indefinido.**

		Promedio	Índice de Gini	Percentil 10	Cuantiles Mediana	Percentil 90
Total	Sector público	2.620 (0.006)***	0.081 (0.001)***	2.168 (0.007)***	2.574 (0.008)***	3.115 (0.012)***
	Sector privado	2.122 (0.003)***	0.110 (0.001)***	1.663 (0.004)***	2.024 (0.004)***	2.740 (0.009)***
	Diferencia	0.498 (0.007)***	-0.029 (0.001)***	0.506 (0.008)***	0.550 (0.009)***	0.375 (0.015)***
	Características	0.372 (0.007)***	0.029 (0.002)***	0.150 (0.008)***	0.344 (0.009)***	0.614 (0.020)***
	Coefficientes	0.126 (0.007)***	-0.058 (0.002)***	0.355 (0.010)***	0.205 (0.010)***	-0.239 (0.023)***
Características	Edad	0.018 (0.001)***	0.004 (0.000)***	0.007 (0.003)**	0.007 (0.003)***	0.048 (0.005)***
	Estudios	0.064 (0.003)***	0.007 (0.000)***	0.016 (0.002)***	0.061 (0.003)***	0.120 (0.007)***
	Antigüedad	0.088 (0.003)***	0.005 (0.001)***	0.046 (0.004)***	0.078 (0.004)***	0.137 (0.009)***
	Contrato	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
	Jornada	0.006 (0.001)***	0.001 (0.000)	0.004 (0.003)*	0.008 (0.002)***	0.011 (0.004)***
	Supervisión	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.001 (0.002)
	Ocupación	0.056 (0.002)***	0.002 (0.000)***	0.029 (0.003)***	0.057 (0.003)***	0.073 (0.004)***
	Región	-0.010 (0.001)***	-0.001 (0.000)***	-0.002 (0.001)*	-0.011 (0.001)***	-0.012 (0.002)***
	Tamaño	0.107 (0.003)***	0.006 (0.001)***	0.057 (0.005)***	0.094 (0.005)***	0.175 (0.009)***
	Tipo de convenio	0.042 (0.004)***	0.006 (0.001)***	-0.008 (0.005)	0.050 (0.005)***	0.061 (0.013)***
	Edad	-0.092 (0.008)***	-0.000 (0.002)	0.004 (0.011)	-0.028 (0.012)**	-0.025 (0.023)
	Estudios	0.094 (0.019)***	-0.019 (0.002)***	-0.124 (0.016)***	-0.399 (0.014)***	-0.465 (0.023)***
	Antigüedad	-0.007 (0.001)***	0.015 (0.003)***	0.130 (0.015)***	0.184 (0.016)***	0.386 (0.035)***
	Contrato	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
	Jornada	0.011 (0.010)	-0.006 (0.002)***	0.021 (0.018)	0.000 (0.013)	-0.017 (0.021)
Coefficientes	Supervisión	-0.008 (0.012)	-0.002 (0.001)***	0.003 (0.002)	0.014 (0.003)***	-0.013 (0.008)
	Ocupación	-0.028 (0.006)***	-0.009 (0.001)***	0.056 (0.015)***	-0.044 (0.009)***	-0.078 (0.009)***
	Región	-0.019 (0.004)***	-0.002 (0.001)	-0.015 (0.007)**	-0.024 (0.008)***	-0.038 (0.012)***
	Tamaño	-0.042 (0.014)***	-0.009 (0.003)***	-0.002 (0.025)	-0.019 (0.021)	-0.122 (0.034)***
	Tipo de convenio	0.042 (0.005)***	-0.002 (0.001)*	0.040 (0.010)***	0.039 (0.008)***	0.037 (0.014)***
	Constante	0.175 (0.031)***	-0.023 (0.006)***	0.243 (0.048)***	0.482 (0.039)***	0.096 (0.068)
N		52,239	52,239	52,239	52,239	52,239

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$

**Cuadro 8.**  
**Descomposición de las diferencias salariales entre el sector público y el privado. Mujeres Contrato temporal.**

		Promedio	Índice de Gini	Percentil 10	Cuantiles Mediana	Percentil 90
Total	Sector público	2.434 (0.008)***	0.099 (0.001)***	1.931 (0.014)***	2.399 (0.011)***	3.001 (0.018)***
	Sector privado	1.974 (0.007)***	0.096 (0.002)***	1.602 (0.008)***	1.906 (0.007)***	2.445 (0.023)***
	Diferencia	0.461 (0.011)***	0.003 (0.002)	0.329 (0.016)***	0.493 (0.013)***	0.555 (0.029)***
	Características	0.247 (0.014)***	0.008 (0.003)**	0.198 (0.021)***	0.239 (0.014)***	0.356 (0.039)***
	Coefficientes	0.214 (0.013)***	-0.005 (0.004)	0.131 (0.028)***	0.254 (0.015)***	0.199 (0.036)***
Características	Edad	0.004 (0.002)*	-0.000 (0.001)	0.004 (0.003)	0.000 (0.002)	0.008 (0.007)
	Estudios	0.080 (0.005)***	0.005 (0.001)***	0.028 (0.005)***	0.098 (0.006)***	0.130 (0.016)***
	Antigüedad	0.042 (0.005)***	0.004 (0.001)***	0.031 (0.007)***	0.029 (0.005)***	0.074 (0.015)***
	Contrato	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
	Jornada	-0.005 (0.003)	-0.007 (0.001)***	0.033 (0.005)***	-0.001 (0.004)	-0.037 (0.010)***
	Supervisión	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.002)
	Ocupación	0.038 (0.004)***	0.001 (0.001)	0.032 (0.006)***	0.033 (0.005)***	0.052 (0.010)***
	Región	-0.001 (0.002)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.005)
	Tamaño	0.053 (0.007)***	-0.006 (0.002)***	0.082 (0.011)***	0.058 (0.008)***	0.023 (0.021)
	Tipo de convenio	0.036 (0.007)***	0.010 (0.002)***	-0.013 (0.014)	0.024 (0.009)***	0.108 (0.020)***
Coefficientes	Edad	0.034 (0.019)*	0.006 (0.004)	0.012 (0.027)	-0.015 (0.020)	0.130 (0.074)*
	Estudios	0.244 (0.013)***	-0.009 (0.005)*	0.031 (0.022)	0.167 (0.022)***	0.023 (0.090)
	Antigüedad	0.065 (0.025)**	0.026 (0.019)	-0.175 (0.053)***	-0.280 (0.069)***	-0.006 (0.255)
	Contrato	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
	Jornada	0.032 (0.005)***	-0.002 (0.001)	0.062 (0.010)***	0.017 (0.006)***	0.033 (0.013)***
	Supervisión	0.059 (0.034)*	-0.002 (0.001)***	0.006 (0.003)**	-0.006 (0.004)	-0.014 (0.011)
	Ocupación	0.009 (0.008)	-0.007 (0.002)***	0.050 (0.017)***	0.013 (0.010)	-0.022 (0.022)
	Región	0.008 (0.013)	-0.005 (0.004)	0.056 (0.011)***	-0.010 (0.011)	-0.003 (0.033)
	Tamaño	-0.003 (0.013)	0.005 (0.003)*	-0.008 (0.018)	0.004 (0.032)	0.045 (0.025)*
	Tipo de convenio	0.032 (0.008)***	-0.002 (0.002)	0.039 (0.019)**	0.037 (0.011)***	0.043 (0.020)**
	Constante	-0.266 (0.053)***	-0.014 (0.022)	0.058 (0.083)	0.327 (0.083)***	-0.029 (0.274)
N		15,582	15,582	15,582	15,582	15,582

\*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$



**Cuadro 9.**  
**Descomposición de las diferencias salariales entre el sector público y el privado aplicando la metodología de Ñopo (2008).**

<b>Todos:</b> Diferencial 0.352	$\Delta$ UNEXP	$\Delta$ PUB	$\Delta$ PRIV	$\Delta$ EXP	CSPUB	CSPRIV	<b>Todos:</b> Diferencial 0.463	$\Delta$ UNEXP	$\Delta$ PUB	$\Delta$ PRIV	$\Delta$ EXP	CSPUB	CSPRIV
Características individuales	0.165	0.000	0.000	0.187	1.000	0.999	Características individuales	0.239	0.000	0.000	0.224	1.000	1.000
+ Características puestos de trabajo	0.212	0.001	0.001	0.138	0.993	0.951	+ Características puestos de trabajo	0.259	0.002	0.010	0.193	0.985	0.936
+ Características empresariales	0.002	-0.014	0.291	0.073	0.769	0.140	+ Características empresariales	0.087	-0.014	0.268	0.122	0.675	0.123
<b>Indefinidos:</b> Diferencial 0.378	$\Delta$ UNEXP	$\Delta$ PUB	$\Delta$ PRIV	$\Delta$ EXP	CSPUB	CSPRIV	<b>Indefinidos:</b> Diferencial 0.497	$\Delta$ UNEXP	$\Delta$ PUB	$\Delta$ PRIV	$\Delta$ EXP	CSPUB	CSPRIV
Características individuales	0.215	0.000	0.000	0.162	1.000	0.999	Características individuales	0.275	0.000	0.000	0.222	1.000	1.000
+ Características puestos de trabajo	0.233	0.000	0.006	0.139	1.000	0.947	+ Características puestos de trabajo	0.270	0.000	0.014	0.214	1.000	0.926
+ Características empresariales	-0.009	0.004	0.287	0.095	0.870	0.154	+ Características empresariales	0.076	0.004	0.282	0.136	0.789	0.128
<b>Temporales:</b> Diferencial 0.314	$\Delta$ UNEXP	$\Delta$ PUB	$\Delta$ PRIV	$\Delta$ EXP	CSPUB	CSPRIV	<b>Temporales:</b> Diferencial 0.461	$\Delta$ UNEXP	$\Delta$ PUB	$\Delta$ PRIV	$\Delta$ EXP	CSPUB	CSPRIV
Características individuales	0.115	0.001	0.000	0.198	0.998	0.999	Características individuales	0.244	0.000	0.000	0.217	0.997	0.999
+ Características puestos de trabajo	0.125	0.013	-0.021	0.197	0.972	0.966	+ Características puestos de trabajo	0.205	0.012	-0.002	0.245	0.956	0.983
+ Características empresariales	0.093	0.058	0.198	-0.036	0.462	0.085	+ Características empresariales	0.150	0.027	0.148	0.136	0.445	0.102

*Notas:* Las características individuales incluyen edad y estudios. Las características relativas a los puestos de trabajo engloban antigüedad, contrato, jornada, supervisión y ocupación, mientras que las características empresariales hacen referencia al resto de variables: región, tamaño y tipo de convenio.  $\Delta$ UNEXP es la parte no explicada de la brecha salarial;  $\Delta$  PUB es la parte de la brecha salarial que puede explicarse por las diferencias entre los dos grupos de trabajadores del sector público, aquéllos que tienen características similares a los del sector privado (soporte común) y aquéllos que no;  $\Delta$ PRIV es la parte de la brecha salarial que puede explicarse por las diferencias entre los dos grupos de trabajadores del sector privado, los que tienen características similares a los del sector público (soporte común) y los que no y  $\Delta$ EXP es la parte de la brecha salarial que puede explicarse por las diferencias en la distribución de las características de los trabajadores del sector público y privado en el soporte común. CSPUB y CSPRIV representan, respectivamente, los porcentajes de trabajadores del sector público y privado que forman parte del soporte común.

## Anexo

**Cuadro A.1.**  
**Descriptivos de las variables. Hombres.**

Hombres	Todos		Indefinidos		Temporales	
	Sector público	Sector privado	Sector público	Sector privado	Sector público	Sector privado
Logaritmo del salario por hora	2.659	2.306	2.723	2.345	2.462	2.148
Edad: menos de 30 años	0.150	0.295	0.108	0.262	0.280	0.429
Edad: entre 30 y 45 años	0.488	0.475	0.486	0.500	0.493	0.371
Edad: Más de 45 años	0.362	0.230	0.406	0.238	0.227	0.200
Educación primaria	0.086	0.211	0.072	0.195	0.128	0.277
Educación secundaria	0.551	0.615	0.590	0.615	0.432	0.617
Educación terciaria	0.363	0.174	0.338	0.190	0.440	0.107
Jornada completa	0.929	0.894	0.984	0.922	0.760	0.778
Antigüedad: 3 años o menos	0.221	0.390	0.116	0.282	0.543	0.832
Antigüedad: entre 4 y 10 años	0.245	0.322	0.226	0.381	0.304	0.083
Antigüedad: entre 11 y 20 años	0.230	0.170	0.272	0.207	0.104	0.021
Antigüedad: más de 20 años	0.304	0.117	0.387	0.131	0.048	0.064
Contrato indefinido	0.754	0.803	1.000	1.000	0.000	0.000
Supervisión	0.193	0.214	0.223	0.243	0.100	0.097
Ocupaciones cualificadas	0.576	0.371	0.558	0.404	0.630	0.235
Ocupaciones semicualificadas	0.357	0.542	0.392	0.525	0.252	0.613
Ocupaciones no cualificadas	0.067	0.087	0.050	0.071	0.118	0.152
Tamaño: menos de 10	0.017	0.287	0.016	0.280	0.019	0.317
Tamaño: entre 10 y 49	0.084	0.317	0.080	0.317	0.097	0.314
Tamaño: entre 50 y 199	0.163	0.189	0.154	0.186	0.189	0.201
Tamaño: 200 ó más	0.736	0.207	0.750	0.216	0.695	0.168
Convenio sectorial de ámbito nacional	0.027	0.276	0.029	0.291	0.021	0.217
Convenio sectorial de ámbito infranacional	0.100	0.561	0.088	0.541	0.135	0.641
Convenio de empresa	0.873	0.163	0.883	0.168	0.844	0.141
Andalucía	0.205	0.137	0.212	0.119	0.183	0.210
Aragón	0.026	0.030	0.024	0.030	0.031	0.027
Asturias	0.021	0.022	0.023	0.019	0.016	0.034
Baleares	0.022	0.019	0.023	0.019	0.020	0.020
Canarias	0.050	0.036	0.040	0.036	0.079	0.039
Cantabria	0.011	0.013	0.010	0.012	0.015	0.014
Castilla-La Mancha	0.054	0.055	0.057	0.054	0.046	0.060
Castilla y León	0.036	0.036	0.031	0.034	0.050	0.043
Cataluña	0.171	0.192	0.170	0.207	0.175	0.133
Comunidad Valenciana	0.087	0.101	0.091	0.104	0.074	0.087
Extremadura	0.015	0.016	0.013	0.013	0.022	0.025
Galicia	0.044	0.059	0.042	0.057	0.051	0.067
Madrid	0.186	0.176	0.199	0.188	0.146	0.129
Murcia	0.025	0.024	0.023	0.023	0.030	0.028
Navarra	0.000	0.016	0.000	0.016	0.000	0.015
País Vasco	0.044	0.062	0.038	0.062	0.062	0.063
La Rioja	0.000	0.006	0.000	0.006	0.000	0.004
Ceuta y Melilla	0.002	0.001	0.003	0.001	0.002	0.001
Número de observaciones	10,067	79,886	7,375	64,053	2,692	15,833

**Cuadro A.2.**  
**Descriptivos de las variables. Mujeres.**

<b>Mujeres</b>	Todos		Indefinidos		Temporales	
	Sector público	Sector privado	Sector público	Sector privado	Sector público	Sector privado
Logaritmo del salario por hora	2.558	2.095	2.620	2.122	2.434	1.974
Edad: menos de 30 años	0.162	0.354	0.083	0.319	0.322	0.507
Edad: entre 30 y 45 años	0.501	0.471	0.501	0.494	0.502	0.367
Edad: Más de 45 años	0.337	0.176	0.416	0.187	0.177	0.125
Educación primaria	0.046	0.152	0.037	0.146	0.062	0.180
Educación secundaria	0.481	0.607	0.499	0.605	0.445	0.616
Educación terciaria	0.473	0.241	0.463	0.249	0.494	0.203
Jornada completa	0.904	0.650	0.960	0.690	0.791	0.469
Antigüedad: 3 años o menos	0.254	0.467	0.126	0.371	0.512	0.891
Antigüedad: entre 4 y 10 años	0.257	0.338	0.212	0.396	0.348	0.081
Antigüedad: entre 11 y 20 años	0.234	0.131	0.294	0.158	0.114	0.011
Antigüedad: más de 20 años	0.254	0.064	0.368	0.075	0.026	0.017
Contrato indefinido	0.669	0.816	1.000	1.000	0.000	0.000
Supervisión	0.143	0.153	0.172	0.170	0.083	0.078
Ocupaciones cualificadas	0.749	0.472	0.767	0.492	0.711	0.386
Ocupaciones semicualificadas	0.187	0.377	0.180	0.370	0.200	0.408
Ocupaciones no cualificadas	0.065	0.150	0.053	0.138	0.089	0.205
Tamaño: menos de 10	0.007	0.329	0.006	0.332	0.009	0.316
Tamaño: entre 10 y 49	0.058	0.239	0.051	0.238	0.073	0.248
Tamaño: entre 50 y 199	0.125	0.184	0.117	0.178	0.142	0.211
Tamaño: 200 ó más	0.810	0.247	0.827	0.252	0.776	0.226
Convenio sectorial de ámbito nacional	0.035	0.337	0.033	0.337	0.038	0.335
Convenio sectorial de ámbito infranacional	0.120	0.525	0.120	0.521	0.122	0.543
Convenio de empresa	0.845	0.138	0.847	0.141	0.840	0.122
Andalucía	0.167	0.132	0.168	0.115	0.165	0.208
Aragón	0.036	0.025	0.036	0.024	0.034	0.026
Asturias	0.021	0.021	0.022	0.020	0.020	0.022
Baleares	0.023	0.020	0.022	0.021	0.026	0.019
Canarias	0.045	0.042	0.031	0.041	0.072	0.043
Cantabria	0.013	0.010	0.013	0.010	0.015	0.010
Castilla-La Mancha	0.053	0.047	0.057	0.045	0.047	0.056
Castilla y León	0.047	0.028	0.040	0.026	0.062	0.035
Cataluña	0.166	0.214	0.164	0.230	0.170	0.146
Comunidad Valenciana	0.092	0.098	0.121	0.099	0.035	0.095
Extremadura	0.019	0.012	0.018	0.010	0.021	0.017
Galicia	0.064	0.060	0.060	0.056	0.072	0.076
Madrid	0.183	0.197	0.189	0.208	0.169	0.148
Murcia	0.024	0.021	0.019	0.021	0.035	0.021
Navarra	0.000	0.014	0.000	0.014	0.000	0.016
País Vasco	0.043	0.054	0.039	0.054	0.053	0.057
La Rioja	0.000	0.005	0.000	0.005	0.000	0.005
Ceuta y Melilla	0.003	0.001	0.002	0.000	0.003	0.001
Número de observaciones	13,349	54,472	8,288	43,951	5,061	10,521