

Un análisis regional de las diferencias salariales entre trabajo a tiempo parcial y completo*

Raul Ramos
AQR-IREA, Universitat de Barcelona
Dep. d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola
Av. Diagonal 690, 08034 Barcelona
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

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

Abstract

Esta investigación examina las diferencias salariales asociadas al tipo de jornada a partir de los microdatos de la *Encuesta de Estructura Salarial*. El análisis empírico se desarrolla de forma diferenciada por sexo y aplicando diversas metodologías de descomposición e introduce como principales novedades el examen de las diferencias salariales tanto a lo largo de la distribución salarial como desde una perspectiva regional. La evidencia obtenida muestra que los individuos que trabajan a jornada parcial se enfrentan en general en España a una significativa desventaja salarial. Esta desventaja es más acusada en el caso de las mujeres y no es homogénea a lo largo de la distribución salarial, siendo comparativamente más importante para las mujeres más cualificadas y revirtiéndose, de hecho, para los hombres más cualificados. Los resultados de las descomposiciones econométricas muestran que la desventaja salarial asociada a la jornada parcial se explica en su práctica totalidad por las dotaciones de características, con un papel protagonista de la segregación de los asalariados a jornada parcial en empresas de bajos salarios. Finalmente, desde una perspectiva regional se constata que existen algunas regiones donde la parte no explicada del diferencial resulta especialmente relevante, particularmente en el caso de los hombres y que las discrepancias regionales en la magnitud del diferencial parecen estar relacionadas con las diferencias en el poder de mercado con el que cuentan las empresas a la hora de fijar los salarios.

Keywords: Jornada a tiempo parcial, prima salarial, diferencias regionales.

JEL Codes: J31, J22, J41, R23

* Este trabajo se ha beneficiado de la financiación de los proyectos de investigación ECO2013-41022-R, ECO2013-41310-R, 2014 SGR-420, CSO2011-29943-C03-02 y CSO2014-55780-C3-2-P.

1. Introducción

Durante las últimas décadas el empleo a tiempo parcial ha aumentado de forma suave pero ininterrumpida en la gran mayoría de países occidentales. Como reflejo de ello, la ratio respecto al empleo total en el área de la OCDE ha pasado de un 13,9% en 1988 a un 15,7% en 2012. Las razones que han impulsado esta modalidad de empleo son factores de demanda, como la creciente terciarización de las economías o la importancia de los costes fijos empresariales por empleado, y factores de oferta como la creciente participación laboral femenina (Euwals y Hogerbrugge, 2006 y Montgomery, 1988). Además, múltiples gobiernos han considerado el empleo a tiempo parcial como una respuesta a las crisis económicas, dado que aporta flexibilidad a las empresas en el uso de su fuerza laboral, a la vez que facilita la creación de empleo. Así, tras la crisis de los años setenta del siglo pasado, diversos países ya presentaban elevadas cifras de empleo a tiempo parcial, como Dinamarca (21,1%), Canadá (16,4%), Holanda (19,7%), Reino Unido (20,1%) y Estados Unidos (14,7%), a los que se fueron añadiendo muchos más en los años posteriores. En la actualidad (datos de 2013), la presencia del empleo a tiempo parcial es muy elevada en Holanda (39,9%), seguida de Suiza (25,4%), Irlanda (25,1%), Australia (24,2%), Reino Unido (24,0%), Alemania (22,8%), Nueva Zelanda (20,6%), Dinamarca (19,9%), Bélgica (19,4%) y Austria (19,3%). Se observa, pues, que encabezan el ranking países anglosajones, algunos nórdicos y los centroeuropeos, con modelos sociales y laborales diferenciados, pero en cualquier caso todos ellos con elevadas tasas de actividad femeninas. Por el contrario, el empleo a tiempo parcial ha avanzado menos en los países mediterráneos, particularmente en Portugal (7,2%) y Grecia (12,1%), con menores tasas de actividad femenina, y en los del centro y este de Europa, en que el empleo a tiempo parcial empieza a desarrollarse tras la transición a la economía de mercado, y que presentan valores entre el 4,4% (Hungría y República Checa) y el 7,6% (Estonia).

En el caso español, el empleo a tiempo parcial muestra un aumento suave del 4,2% en 1987 al 6,8% en 1995. Durante la larga fase expansiva avanza hasta el 10,8%, acelerando su presencia durante la última crisis hasta el 15,7% en 2013. Se trata de un nivel moderado, similar al promedio de la OCDE (15,4%), pero inferior a los valores tanto de la UE (19,6%) como de la Eurozona (21,5%). La menor presencia de empleo a tiempo parcial probablemente se explique, de un lado, porque su regulación ha sido cuanto menos dubitativa (Muñoz de Bustillo et al., 2008 y Fernández-Kranz y Rodríguez-Planas, 2010) hasta fechas recientes, y de otro, porque es la contratación temporal, que alcanza niveles muy elevados (24,0% en 2014, pero 31,6% en 2007) la que en España proporciona a las empresas la flexibilidad necesaria para gestionar el factor trabajo, a la vez que facilita la creación de empleo. Es necesario añadir que un rasgo destacado del empleo a tiempo parcial en España, y diferente de la gran mayoría de países, es su carácter mayoritariamente involuntario (62%).

Así pues, su tendencia creciente en el tiempo, que muy probablemente prosiga en el futuro impulsada por el cambio normativo aprobado a finales de 2013, que permite mayor flexibilidad en el número de horas, así como el carácter involuntario del mismo y el hecho de que suponga el 26% del empleo femenino son elementos suficientes para llevar a cabo un análisis del empleo a tiempo parcial en España. Adicionalmente, mientras que la teoría económica aporta razones para esperar una penalización salarial para los empleados a tiempo parcial, los trabajos disponibles para el caso español son escasos y dispares en resultados, lo cual refuerza el interés de avanzar en el conocimiento de sus consecuencias salariales.

Por último, la literatura internacional sobre el empleo a tiempo parcial no ha realizado ningún estudio desde la perspectiva del análisis regional del fenómeno (del que hayamos tenido conocimiento, cuanto menos). El caso español es especialmente oportuno para ello. De un lado, las diferencias regionales en presencia de trabajo a tiempo parcial son significativas (cuadro 2). Entre los varones, el porcentaje de las Islas Canarias dobla el de Asturias, mientras que entre las mujeres Navarra supera en once puntos a Madrid. En general se observan más trabajadores a tiempo parcial en las zonas turísticas del sur y de la costa mediterránea; también en las islas, en el caso de los varones. Por otra parte, las diferencias salariales observadas entre trabajadores a tiempo parcial y completo son ampliamente dispares a nivel regional; los valores agregados son negativos para ambos sexos y mayor entre las mujeres, pero las diferencias regionales son muy importantes, especialmente para los hombres. Adicionalmente, España es un estado ampliamente descentralizado (el segundo de la UE tras Dinamarca) y es el país en que los gobiernos regionales gestionan un mayor porcentaje del gasto público, disponiendo de amplias competencias en políticas activas de mercado de trabajo. De ahí que un análisis regional sea especialmente interesante en el caso español.

Así pues, en esta investigación se analiza, en primer lugar, la posible penalización salarial para los trabajadores a tiempo parcial de forma agregada en el mercado de trabajo español, diferenciando entre hombres y mujeres. Una de las novedades de este análisis es que no se ciñe exclusivamente a las diferencias en salarios medios, sino que se extiende también a las diferencias salariales que se observan a lo largo de la distribución salarial, una circunstancia que, hasta donde conocemos, no ha sido examinada en estudios previos. Posteriormente, se estiman las diferencias salariales por tipo de jornada para cada región (y sexo) y se realiza una aproximación a los factores de naturaleza regional que pueden contribuir a explicar las diferencias regionales observadas. Nuevamente, cabe destacar que se trata de una aproximación para la que apenas existen precedentes en la literatura previa.

La base de datos utilizada en el análisis empírico es la *Encuesta de Estructura Salarial*. Se trata de una encuesta diseñada específicamente para permitir conocer las características de la distribución salarial en el mercado de trabajo español y que, en consecuencia, es especialmente apropiada para el

análisis de diferenciales salariales como el asociado al tipo de jornada. Uno de sus rasgos más destacados es que ofrece abundante información sobre las características de los asalariados y sus puestos de trabajo, permitiendo incluso la introducción de efectos fijos de empresa en las estimaciones econométricas al incluir observaciones para varios asalariados en cada empresa (esto es, microdatos emparejados empresa-trabajador). En otro orden de cosas, al tratarse de datos proporcionados por las empresas no adolecen de las limitaciones, ampliamente destacadas en la literatura, de las encuestas realizadas a las familias, donde la información sobre salarios y jornada laboral suele adolecer de error de medida. En contrapartida, la EES no aporta información sobre el entorno familiar del trabajador, de forma que no resulta posible realizar ninguna corrección de la potencial autoselección muestral. Con todo, esta limitación resulta menor al considerar que en España una mayoría de los trabajadores a tiempo parcial lo son de forma involuntaria¹.

La estructura del texto es la siguiente. Tras esta introducción, en el apartado segundo se revisa la literatura sobre diferencias salariales entre individuos con jornada parcial y completa. En el tercero se presenta la base de datos utilizada en el estudio, centrando el cuarto apartado en las metodologías econométricas que se emplean en el análisis empírico. En el quinto apartado se presenta la evidencia empírica obtenida. Finalmente, el estudio se cierra con las conclusiones.

2. Revisión de la literatura

El empleo a tiempo parcial es visto por buena parte de la literatura como un componente más de la franja secundaria del mercado de trabajo, al que otorga flexibilidad a la vez que proporciona empleo a las personas escasamente cualificadas o menos estrechamente vinculadas al mercado laboral (jóvenes estudiantes o en fase de incorporarse a la vida adulta, mujeres limitadas por responsabilidades familiares, adultos de edad avanzada, cercanos a la jubilación o condicionados en su capacidad productiva, entre otros). Esta concepción se ve facilitada por las características asociadas a menudo al empleo a tiempo parcial, como menores ingresos salariales, elevada temporalidad (e incluso, ausencia de costes de despido) y –en el caso de algunos países o modalidades de empleo parcial- menores derechos, como vacaciones pagadas o remuneración de los períodos de baja por enfermedad. En coherencia con esta visión, la literatura ha analizado las diferencias entre ambas formas de jornada, confirmado que los asalariados a tiempo parcial tienen un acceso reducido a las prestaciones de la seguridad social (Houseman y Machiko, 1998), que sus oportunidades de progreso ocupacional son menores (Tilly, 1990; Russo y Hassik, 2008), que

¹ Adicionalmente, cabe destacar que, con la única excepción del estudio de Aaronson y French (2004), las variables que se han utilizado en estudios previos (las más habituales son el estado civil y la presencia de hijos de corta edad) difícilmente cumplen de forma satisfactoria la restricción de exclusión, muy especialmente en el caso de los varones. Todo ello conduce a Manning y Petrongolo (2008) a concluir que esta práctica en realidad no es mejor que el supuesto de exogeneidad que trata de superar.

acceden a pensiones inferiores (Gimm y Arber, 1998; O'Connell y Gash, 2003), que gozan de menor estabilidad laboral (Muñoz Bustillo et al., 2008; Fernández-Kranz et al., 2014), a la vez que –sea causa o consecuencia de lo anterior– presentan una inferior tasa de sindicación (Belous, 1988).

No obstante, el tema que ha concentrado la atención de los investigadores es el estudio de la diferencia salarial entre trabajar a tiempo parcial y completo. La tabla 1 presenta una relación de los estudios realizados sobre este tema de forma reciente, aproximadamente durante la última década. Algunas conclusiones que pueden extraerse de tales estudios son las siguientes:

- a) Existe una diferencia salarial negativa (en términos de salario por hora) para los empleados a tiempo parcial en comparación con los trabajadores a tiempo completo;
- b) una parte de esta brecha salarial se explica por diferencias en características entre ambos colectivos de trabajadores, sean éstas observables o no;
- c) las características del puesto de trabajo y de la empresa contribuyen asimismo a explicar el diferencial salarial, dado que se observa una elevada segregación de los trabajadores a tiempo parcial en los sectores, empresas y ocupaciones de bajos salarios; de esta forma, la parte de la diferencia salarial observada que es explicada por el conjunto de características deviene claramente mayoritaria (Hirsch, 2005, entre otros);
- d) la importancia de tales variables, particularmente de la segregación ocupacional, ha llevado a muchos autores a presentar dos tipos de resultados, con y sin control por ocupaciones, e incluso con únicamente las características individuales asociadas al capital humano del trabajador (discriminación en el conjunto del mercado de trabajo) y alternativamente con todos los controles disponibles (penalización salarial dentro de cada celda industria-ocupación)²;
- e) a pesar de incorporar múltiples controles, persiste una parte no explicada del diferencial salarial, que es la penalización salarial asociada a trabajar a tiempo parcial y que la literatura encuentra mayoritariamente para dicho colectivo.
- f) la penalización puede ser nula para los jóvenes que acceden al primer empleo (Russo y Hassik, 2008), mientras que hay evidencia abundante de que ésta aumenta con la edad y especialmente con los años trabajados a tiempo parcial (Wolf, 2014) y también que el aumento salarial a lo largo del tiempo es inferior en este colectivo (Fernández-Kranz y Rodríguez-Planas, 2011);
- g) mientras que abundan los resultados para ambos sexos, coincidiendo en señalar que la penalización salarial suele ser mayor para las mujeres que para los varones, escasean, por el contrario, los estudios que realizan estimaciones desagregadas. La literatura ha avanzado en desagregar por niveles de cualificación, concluyendo que la penalización es mayor para las personas más cualificadas, dado que padecen en mayor medida los efectos de la degradación ocupacional (Connolly y Gregory, 2009), si bien no se han realizado regresiones cuantílicas para estimar

² Véase, por ejemplo, Jepsen et al. (2005) y O'Dorchai et al. (2007).

penalizaciones a lo largo de la distribución salarial. También existe evidencia empírica por segmentos del mercado laboral, encontrando que la penalización salarial se debe íntegramente a la concentración de los empleos a tiempo parcial en el segmento secundario (O'Connell y Gash, 2003); h) Por el contrario, no se han realizado estudios con desagregación regional. Únicamente dos estudios analizan ámbitos territoriales inferiores al nacional. Harris (1993) estudió el tema para las mujeres de Irlanda del Norte obteniendo una penalización del 19%, superior a las que otros autores han obtenido posteriormente para el conjunto del Reino Unido. Recientemente, Wolf (2014) ha diferenciado en su estudio entre Alemania del oeste y del este, obteniendo resultados prácticamente idénticos, lo cual no sorprende dado el escaso detalle regional considerado.

Analizando las penalizaciones salariales estimadas se observa que la magnitud de la misma es desigual entre países y también entre estudios de un mismo país. Sin embargo, en países como Australia y Sudáfrica se detecta incluso una prima salarial positiva para los trabajadores a tiempo parcial³. La variedad de resultados entre países parece responder a diferencias institucionales: la penalización es sistemáticamente más elevada en los países anglosajones, representantes de un modelo liberal, que en los centroeuropeos y especialmente que en los nórdicos, caracterizados por mercados de trabajo más regulados y con mayor presencia sindical y prácticas de concertación social. Ésta es la evidencia aportada por Bardasi y Gornick, (2008), quienes obtienen penalizaciones mayores para las mujeres a tiempo parcial en Estados Unidos, Reino Unido y Canadá (también Italia) que en Alemania y, especialmente, en Suecia, donde no estiman penalización. Pissarides et al (2005) obtienen resultados similares, ya que de los 15 países que analizan, la mayor penalización que estiman es para las mujeres de Reino Unido e Irlanda; en el caso de los varones, se trata de estos mismos dos países anglosajones más Dinamarca⁴. Aunque sus datos se refieren al decenio de los años ochenta del siglo pasado, Hu y Tijdens (2003) también obtienen una penalización mucho mayor en el Reino Unido que en Holanda. Por su parte, O'Dorchai et al (2007), trabajando únicamente con varones, coinciden de nuevo en estimar una penalización elevada en Irlanda y Reino Unido, más Italia, mientras que resulta inexistente para Dinamarca. Parece, pues, que las mismas fuerzas que limitan la desigualdad salarial global –sea la normativa gubernamental o la presencia de

³ Este resultado se explica a partir de la teoría de los salarios compensatorios. Así, Posel y Muller (2007) atribuyen la existencia de tales primas salariales en Sudáfrica a que los trabajadores a tiempo parcial no suelen tener estabilidad laboral ni acceso a prestaciones por desempleo o pensión al jubilarse; además, se benefician de unos salarios mínimos sectoriales que son elevados para el trabajo a tiempo parcial. Por su parte, Boot y Wood (2008) argumentan que los elevados tipos impositivos marginales que soportan los segundos ingresos familiares en Australia han de ser compensados por las empresas para poder disponer de suficiente oferta laboral a tiempo parcial. Adicionalmente los trabajadores eventuales a tiempo parcial estarían siendo compensados con primas salariales, si bien esto último únicamente queda demostrado empíricamente para las mujeres. Rodgers (2004) no obtiene ni prima ni penalización en Australia.

⁴ El resultado más sorprendente de Pissarides et al (2005) es una notable prima salarial positiva para hombres y mujeres de los países mediterráneos y las mujeres francesas, resultado que atribuyen a un mayor error de medida en las horas de trabajo en estos países.

instituciones laborales- acaban por contener la brecha salarial y la penalización para los trabajadores a tiempo parcial.

Además de diferencias entre países, también suele haber estimaciones dispares para un mismo país, aspecto que se puede valorar en el caso del Reino Unido, ya que se dispone de diversos estudios separados por relativamente pocos años⁵. La disparidad de resultados parece depender de la base de datos utilizada, de la metodología de estimación y de los controles incluidos en las ecuaciones salariales. En efecto, la penalización para los varones británicos varía entre 15 puntos (O'Dorchai et al., 2007 con la *Encuesta de Estructura Salarial*) y 20 puntos (Pissarides et al., 2005). Hu y Tijdens (2003) estiman una penalización de 29 puntos conjunta para ambos sexos con el mismo *Panel de Hogares Europeo* (PHOGUE) que el equipo dirigido por Pissarides. Se dispone de más estudios para las mujeres, para las que se obtienen penalizaciones que oscilan entre los 32 puntos y cero. Bardasi y Gornick, (2008) trabajan con los datos del *Luxemburg Income Study* (LIS) y controlan la autoselección con un logit multinomial para estimar una penalización de 15 puntos, la cual desaparece al introducir controles de sector y ocupación. Similares resultados obtienen Manning y Petrongolo (2008) con datos de la *Labour Force Survey* (LFS). En cambio, Connolly y Gregory (2009) con el panel de la *New Earnings Survey* (NES) obtienen una rebaja salarial de un 7% para las mujeres que reducen su jornada sin cambiar de ocupación y del 32% si padecen degradación ocupacional.

La economía española presenta, asimismo, resultados muy dispares. En un primer estudio sobre el tema Cebrián et al. (2000) emplearon como base de datos la primera ola del PHOGUE correspondiente a 1994. Los autores estimaron una ecuación salarial incluyendo básicamente controles individuales e introduciendo variables ficticias para trabajadoras de distintas jornadas parciales, obteniendo una prima salarial positiva de 12 puntos logarítmicos para las trabajadoras a tiempo parcial y de 30 puntos para las de jornada parcial inferior a 15 horas semanales. En un trabajo posterior (Cebrián et al., 2001), con el PHOGUE de 1995 estiman ecuaciones salariales con controles individuales y del puesto de trabajo (incluidos sector y ocupación) y no obtienen penalización alguna para las empleadas a tiempo parcial. Posteriormente, Pissarides et al. (2005) también trabajan con el Panel de Hogares Europeo de 1994 a 1999, obteniendo de nuevo primas positivas para España (6 puntos logarítmicos entre los varones y 9 puntos entre las mujeres) tras controlar por ocupaciones⁶. Pagán (2007), con la muestra ampliada del PHOGUE de 2000 estima también primas salariales positivas para ambos sexos, superiores para las mujeres (14,3 puntos logarítmicos frente a 6,3 en los varones), tras controlar por ocupaciones y corregir la selección

⁵ Es importante este aspecto porque la diferencia salarial bruta y también la penalización salarial evolucionan a la largo del tiempo. En concreto, al estar los trabajadores a tiempo parcial segmentados en empleos y sectores de bajos salarios, su brecha salarial crece como resultado de un aumento en la desigualdad salarial global en el mercado de trabajo (Manning y Petrongolo, 2008).

⁶ Los autores advierten que aprovechando la estructura de panel de los datos controlan los factores inobservables mediante efectos fijos individuales sin que los resultados se vean alterados, si bien no incluyen tales resultados.

muestral con un probit ordenado con cuatro estados. O'Dorchai et al. (2007) emplean la *Encuesta de Estructura Salarial* de 1995 y, tras controlar por ocupaciones, estiman una penalización salarial masculina de -6 puntos logarítmicos. Parece que el paso de una base de datos basada en encuestas a los hogares a una encuesta a las empresas, que permite controlar mucho mejor las características del puesto de trabajo, ofrece resultados más cercanos a lo esperado. Posteriormente, Fernández-Kranz y Rodríguez-Planas (2011) a partir del panel de la *Muestra Continua de Vidas Laborales* entre 1996 y 2006 obtienen para las mujeres de 25 a 45 años penalizaciones salariales que oscilan entre -18,7 puntos logarítmicos, controlando únicamente la heterogeneidad inobservable individual y -11,4 puntos, cuando además controlan por ocupaciones e incorporan efectos fijos por empresa, siendo esta última variable la que tiene un mayor efecto sobre la magnitud de la penalización. En un trabajo muy reciente (Fernández-Kranz et al., 2014) con la misma base de datos pero con mujeres de 23 a 45 años estiman penalizaciones de -6,1 puntos logarítmicos para las trabajadoras a tiempo parcial contratadas de forma permanente y del -9,0 puntos si su contrato es temporal.

Así pues, la magnitud de la penalización salarial femenina en España parece oscilar – buscando la mayor comparabilidad posible- entre -17,1 puntos logarítmicos en la MCVL y +14,3 puntos en el PHOGUE, pero en ambos casos tras controlar por ocupaciones y corrigiendo la selección muestral. En el caso de los varones la variación va de +6,3 puntos logarítmicos con el PHOGUE y -6,0 puntos con la EES. Parece del todo necesario, pues, aportar evidencia adicional sobre este tema.

3. Datos

Los microdatos empleados en la investigación corresponden a la ola de 2010 de la *Encuesta de Estructura Salarial* (desde ahora, EES). Se trata de una operación estadística realizada por el Instituto Nacional de Estadística y que constituye la muestra para España de la *European Structure of Earnings Survey*, una encuesta elaborada mediante una metodología armonizada en todos los países miembros de la Unión Europea. Esta encuesta se realiza a empresas (el diseño de la encuesta corresponde a un muestreo en dos etapas de asalariados a partir de las cuentas de cotización de sus empresas a la Seguridad Social) y cubre a los empleados por cuenta ajena dados de alta en la Seguridad Social durante todo el mes de octubre del año de referencia en aquellos establecimientos de cualquier tamaño adscritos al Régimen general de la Seguridad Social cuya actividad económica se encuadre en las secciones B a S de la clasificación sectorial CNAE-2009 (dejando fuera, pues, exclusivamente ciertos sectores de actividad como la agricultura o el servicio doméstico). Una de las características más relevantes de la EES es que incluye microdatos emparejados empresa-trabajador (esto es, observaciones para varios asalariados en cada establecimiento), lo que permite la introducción de efectos fijos de empresa en las estimaciones econométricas. Otra es que se trata de una encuesta

diseñada específicamente para permitir conocer las características de la distribución salarial en el mercado de trabajo español. Finalmente, se trata de una encuesta que facilita información sobre la comunidad autónoma donde está ubicado el establecimiento y que, por su diseño, es representativa también a nivel regional, lo que permite llevar a cabo el análisis regional que constituye parte del objeto de nuestra investigación.

La EES está formada por secciones cruzadas independientes que se elaboran con periodicidad cuatrienal, existiendo en la actualidad cuatro olas disponibles, correspondientes a los años 1995, 2002, 2006 y 2010. En la medida en que la información contenida y la cobertura de la encuesta es comparativamente menor en las primeras olas (las olas de 1995 y 2002 no cubren los establecimientos con menos de 10 trabajadores y la ola de 1995, además, no cubre sectores de servicios no de mercado como la educación o la sanidad ni dispone de información relativa a la nacionalidad de los individuos), el análisis empírico que se desarrolla en la investigación se ciñe a la ola más reciente, la de 2010, al tratarse de una de las que presentan una mayor riqueza de información y una mayor cobertura de la economía española.

La encuesta proporciona información muy detallada sobre los salarios y las características de los trabajadores (nacionalidad, sexo, edad y educación); de sus puestos de trabajo (antigüedad, tipo de contrato y tipo de jornada)⁷ 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 (en concreto, incluye componentes salariales de carácter tanto mensual -salario base y complementos salariales de carácter mensual- como anual -salario total y complementos salariales anuales-). El concepto salarial utilizado en la investigación es el salario bruto por hora, calculado a partir del salario correspondiente a un mes de referencia representativo del conjunto del año en que se desarrolla la encuesta (octubre), dividido por el número de horas trabajadas en dicho mes. 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.

La realización de jornada parcial por parte de los trabajadores (frente a la alternativa de realizar un trabajo a tiempo completo) es indicada en la EES por cada empresa⁸, de modo que la variable dependiente en el análisis es una variable categórica que diferencia entre jornada parcial y jornada completa. Asimismo, el análisis se desarrolla de forma separada para hombres y mujeres. Las variables

⁷ También incluye información sobre la ocupación y la realización de tareas de supervisión. No obstante, estas variables no han sido consideradas en el análisis, al adolecer potencialmente de endogeneidad en relación con la distribución de los individuos entre empleos a tiempo completo y parcial, en la medida en que el empleo de tiempo parcial suele estar circunscrito a determinadas ocupaciones de bajos salarios (para más detalles veáse Manning y Petrongolo, 2008).

⁸ Concretamente, en el caso de cada trabajador se ha de elegir entre tiempo completo o tiempo parcial como respuesta a la siguiente pregunta: “4.1 Tipo de jornada. Se considera jornada parcial la que es inferior a la jornada habitual de la empresa o en caso de no existir esta, inferior a la máxima legal establecida (debe estar estipulado en el contrato).”

explicativas que se han considerado abarcan tanto características de los individuos como de sus puestos de trabajo y empresas. En relación con las primeras, se trata de controles relativos a la nacionalidad del individuo (distinguiendo entre nativos e inmigrantes); el nivel de educación general (distinguiendo tres niveles: educación primaria, secundaria y terciaria) y la edad. Las características de los puestos de trabajo son los años de antigüedad en el empleo actual y su forma cuadrática y el tipo de contrato (indefinido o de duración determinada, mientras que los atributos de las empresas son el sector (doce categorías, correspondientes a las secciones de la CNAE-93); el tamaño (cuatro estratos); el tipo de convenio (distinguiendo entre convenio de empresa, de sector nacional y de sector infranacional) y, tal y como se ha comentado anteriormente, la comunidad autónoma de ubicación del establecimiento.

En la muestra de trabajo se han filtrado aquellas observaciones con información no disponible sobre las principales variables de interés, así como las correspondientes a individuos residentes en Ceuta y Melilla; menores de 16 años o mayores de 65 o con salarios por hora inferiores a dos euros y medio o superiores a doscientos euros. Asimismo, los establecimientos con menos de dos observaciones han sido excluidos de la muestra (de forma separada en las muestras de hombres y mujeres), con el fin de permitir la correcta identificación de los efectos fijos por establecimiento en las estimaciones econométricas. Finalmente, en el mismo sentido que los estudios previos sobre el tratamiento salarial relativo de los trabajadores con jornada parcial, que limitan el análisis a los ocupados del sector privado, se han eliminado las observaciones correspondientes a la sección O de la clasificación CNAE-2009 (Administración Pública y defensa; Seguridad Social obligatoria). La muestra final está conformada por 152.099 observaciones, de las cuales 89.344 corresponden a hombres y 62.755 a mujeres.

4. Metodología

En el análisis empírico se emplean dos metodologías diferenciadas para realizar descomposiciones de las diferencias salariales entre los trabajadores con jornada parcial y completa. La primera es una extensión de la metodología propuesta por Juhn, Murphy y Pierce (1991, 1993) adaptada al uso de microdatos emparejados empresa-trabajador, que permite realizar una descomposición detallada del diferencial en el salario promedio que existe entre dos colectivos. La segunda es la metodología elaborada por Fortin, Lemieux y Firpo (2011), la cual proporciona una descomposición detallada de las diferencias entre dos distribuciones salariales en cualquier estadístico distribucional. A continuación se describen ambas técnicas.

3.1. *Descomposición de Juhn-Murphy-Pierce*

La extensión de la técnica de Juhn, Murphy y Pierce (1991, 1993) parte de la estimación separada para cada año de una ecuación salarial semilogarítmica minceriana con la forma:

$$w_{ij} = X_i \beta + \alpha_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

Donde w_{ij} corresponde al logaritmo del salario bruto por hora del trabajador i que presta sus servicios en el establecimiento j ; X_i es un vector de variables explicativas individuales más un término constante; β es un vector de parámetros a estimar; α_j representa un término de error correspondiente al establecimiento j e invariante para los individuos pertenecientes al mismo establecimiento y ε_{ij} es un término de error aleatorio.

Siguiendo la recomendación de Oaxaca y Ransom (1994) y Neumark (1988), se ha empleado como estructura salarial de referencia en la descomposición la correspondiente al conjunto de individuos de la economía. Así, tras estimar la estructura salarial con la muestra correspondiente a todos los trabajadores (esto es, tanto los individuos con jornada parcial como completa) y obtener los valores de $\hat{\beta}$, η y σ en función de las propiedades del estimador de mínimos cuadrados ordinarios el salario medio del colectivo s (s =trabajadores con jornada parcial, trabajadores con jornada completa) se puede expresar como:

$$\bar{w}^s = \bar{X}^s \hat{\beta} + \eta \bar{\lambda}^s + \sigma \bar{\theta}^s \quad \text{donde } \bar{\lambda} \sim (0,1), \bar{\theta} \sim (0,1) \quad (2)$$

Donde \bar{w}^s es el salario medio del colectivo s ; \bar{X}^s es un vector que contiene el valor medio muestral de las características observadas del colectivo s ; $\hat{\beta}$ es el vector de parámetros estimados conjuntamente para todos los individuos de la economía a partir de la ecuación (1); $\bar{\lambda}^s$ es el efecto fijo por establecimiento estandarizado promedio del colectivo s ; η es la desviación estándar de los efectos fijos por establecimiento de la muestra conjunta; $\bar{\theta}^s$ es el residuo salarial estandarizado promedio del colectivo s y σ es la desviación estándar de los residuos salariales de la muestra conjunta.

Empleando la estructura salarial de referencia en la descomposición, la diferencia en el salario por hora promedio de los trabajadores con jornada parcial y completa se puede expresar como:

$$\bar{w}^a - \bar{w}^b = (\bar{X}^a - \bar{X}^b) \hat{\beta} + (\bar{\lambda}^a - \bar{\lambda}^b) \eta + (\bar{\theta}^a - \bar{\theta}^b) \sigma = \Delta \bar{X} \hat{\beta} + \Delta \bar{\lambda} \eta + \Delta \bar{\theta} \sigma \quad (3)$$

Donde el operador Δ indica la diferencia entre los dos colectivos en el promedio de la variable a la que precede y los superíndices a y b corresponden, respectivamente, a los colectivos de ocupados a tiempo parcial y completo, respectivamente.

La ecuación (3) permite cuantificar qué proporción de la brecha salarial entre los dos colectivos se explica, alternativamente, por diferencias en las características productivas observadas de cada uno de ellos; por el establecimiento de pertenencia o por la influencia de factores inobservables. Así, el primer término del lado derecho de la ecuación corresponde a la parte del

diferencial salarial atribuible a las diferencias entre colectivos en las características observadas valoradas a los precios de mercado (coincidiendo el mismo con el componente “explicado” en la descomposición estándar de Oaxaca-Blinder). El segundo término aproxima la influencia en las diferencias salariales del establecimiento de adscripción, la cual viene determinada tanto por la intensidad de la segregación relativa de cada colectivo entre establecimientos como por la magnitud de la dispersión de las diferencias salariales entre establecimientos. Por último, el tercer componente captura el efecto de la diferencia en los residuos salariales estandarizados promedio de los colectivos, multiplicada por la dispersión de la distribución de los residuos. Este último componente capta así la influencia en los salarios de los factores inobservables y corresponde a la estimación de las diferencias salariales intraempresa correspondientes a individuos observacionalmente similares.

3.2. Descomposición de Fortin-Lemieux-Firpo

La técnica propuesta por Fortin, Lemieux y Firpo (2011), por su parte, permite desarrollar empíricamente descomposiciones de diferencias entre dos distribuciones de una variable. La misma se basa en el uso de la *función de influencia recentrada* y, en última instancia, proporciona una descomposición de las diferencias que se dan entre las distribuciones en el valor de estadísticos distribucionales como los cuantiles, en función de las diferencias que existen en las características observadas y en los rendimientos de las características, respectivamente. Se trata de un procedimiento que presenta una ventaja reseñable en relación con técnicas equiparables propuestas en la literatura económica que también permiten desarrollar empíricamente descomposiciones de diferencias entre distribuciones a partir de la construcción de distribuciones contrafactuales (DiNardo, Fortin y Lemieux, 1996, Juhn, Murphy y Pierce, 1993, Machado y Mata, 2005 y Melly, 2005, 2006), ya que mientras que estas técnicas consisten en descomposiciones agregadas que, salvo excepciones parciales, proporcionan exclusivamente los efectos separados del conjunto de características y rendimientos, la metodología de Fortin, Lemieux y Firpo (2011) proporciona una descomposición detallada que permite conocer, además, la aportación individual de cada variable explicativa considerada en el análisis a través de los componentes de características y rendimientos.

Dicha técnica 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* (*recentered influence function*; desde ahora, RIF) para, con posterioridad, desarrollar una descomposición estándar a la Oaxaca-Blinder de cualquier estadístico distribucional 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 , $\nu(F)$, 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, $RIF(W)=\nu(F)+IF(W)$, 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_θ de la distribución marginal incondicionada F_W , la función de influencia, $IF(W, Q_\theta)$, se define de la siguiente forma:

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

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

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

$$RIF(W / Q_\theta) = Q_\theta + \frac{\theta - I\{W < Q_\theta\}}{f_W(Q_\theta)} \quad (5)$$

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

Tras el cálculo de la función RIF para el cuantil, 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 puede ser utilizados para la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios de una regresión de la variable RIF en el 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.

Los coeficientes estimados de dicha regresión pueden emplearse para el cálculo en diferentes cuantiles de la distribución de una descomposición estándar a la Oaxaca-Blinder. En la práctica, y al igual que con la técnica empleada anteriormente, en el desarrollo de la misma se ha empleado como estructura salarial de referencia en la descomposición la correspondiente al *pool* de los dos colectivos implicados en la comparación.

La descomposición toma, en consecuencia, la siguiente forma:

$$\Delta_{Q_0} = (\bar{X}^a - \bar{X}^b)\hat{\gamma}_{Q_0}^* + \{\bar{X}^a(\hat{\gamma}_{Q_0}^b - \hat{\gamma}_{Q_0}^*) + \bar{X}^b(\hat{\gamma}_{Q_0}^* - \hat{\gamma}_{Q_0}^a)\} \quad (6)$$

Donde Δ_{Q_0} es la diferencia en el cuantil Q_0 de las distribuciones salariales de los dos colectivos a comparar; \bar{X}^a y \bar{X}^b son las características observadas promedio en cada uno de ellos y $\hat{\gamma}_{Q_0}^a$, $\hat{\gamma}_{Q_0}^b$ y $\hat{\gamma}_{Q_0}^*$ son los coeficientes estimados tras la regresión de la variable RIF del cuantil Q_0 sobre el conjunto de variables explicativas para cada colectivo y el *pool* de ambos, 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”). Tal y como se ha señalado con anterioridad, en cada uno de ellos se puede distinguir la aportación diferenciada de cada factor explicativo individual.

5. Resultados

5.1. Evidencia descriptiva

El cuadro 3 y la figura 1 contienen información sobre el diferencial salarial observado entre los individuos con jornada parcial y con jornada completa, medido en logaritmos del salario por hora y expresado de forma desagregada para hombres y mujeres. Un valor negativo (positivo) de dicho diferencial corresponde concretamente a una desventaja (ventaja) salarial de los trabajadores que desempeñan un trabajo a tiempo parcial. Se constata así que en España se da de forma general un significativo diferencial salarial desfavorable para los trabajadores con jornada parcial, así como que éste es sustancialmente menor en el caso de los hombres (-0,104 puntos) que en el de las mujeres (-0,254 puntos logarítmicos). A su vez, se observa que el diferencial salarial asociado al tipo de jornada no es homogéneo a lo largo de toda la distribución salarial, pues en el caso de los hombres la penalización salarial de los individuos con jornada parcial se reduce notablemente a lo largo de la distribución salarial (hasta el punto de ser favorable para los trabajadores con jornada parcial en la cola derecha de la distribución), mientras que en el caso de las mujeres la magnitud del diferencial es creciente a lo largo de la distribución.

La magnitud del diferencial de salarios medios asociado a la jornada parcial presenta, en otro orden de cosas, una elevada heterogeneidad regional (cuadro 3). En el caso de las mujeres, la magnitud del diferencial excede al promedio nacional en regiones como Andalucía, Extremadura o Madrid, mientras que en otras como Navarra o La Rioja el diferencial es notablemente menor (los valores máximos del diferencial salarial son de -0,315 para Extremadura y de -0,071 para La Rioja, con una desviación estándar de 0,071). Esta circunstancia es todavía más acusada en el caso de los hombres, donde incluso en ciertas regiones como Cantabria, Aragón o Navarra se da la circunstancia de que el salario promedio es mayor para los varones con jornada parcial (los valores

extremos del diferencial son en este caso de -0,299 para Madrid y de 0,050 para Cantabria, con una desviación estándar de 0,100).

Los cuadros A.1 y A.2 del anexo contienen, por su parte, los estadísticos descriptivos de la muestra utilizada en el análisis, de forma separada para hombres y mujeres tanto de forma general como distinguiendo, además, entre los individuos ubicados en distintos cuartiles de la distribución salarial. A partir de los mismos se aprecia la presencia de diferencias significativas en las características de los empleados con jornada parcial y completa, si bien el sentido de las diferencias varía en función del género. Así, en el caso de las mujeres, las que desempeñan un trabajo a jornada parcial presentan características asociadas en general a menores salarios, pues las mismas tienen en promedio menores niveles educativos y de antigüedad; adolecen de una mayor tasa de temporalidad; tienen una menor presencia en sectores de salarios relativos comparativamente elevados, como la industria o la construcción y trabajan en mayor medida en empresas de tamaño comparativamente reducido y donde no existen un convenio propio. En el caso de los hombres que trabajan a jornada parcial, sin embargo, mientras que ciertas características son claramente desfavorables para sus salarios (pues tienen menores dotaciones de antigüedad; una mayor temporalidad; trabajan en mayor medida en el sector servicios o en empresas sin convenio propio) otras tienen el efecto contrario (siendo la más significativa en este sentido su mayor dotación tanto de edad como de antigüedad). Esta última circunstancia se explica, a su vez, en buena medida por las características de los individuos ubicados en la parte alta de la distribución salarial, pues es únicamente para los ubicados en la cola derecha de la distribución donde se observan mayores dotaciones de edad y antigüedad para los asalariados con jornada parcial. Este dato es coherente con el hecho de que el contrato laboral dominante entre los varones a tiempo parcial sea el de jubilación parcial (Muñoz de Bustillo et al., 2008).

5.2. Resultados a nivel nacional

Los resultados de la aplicación de la extensión de la metodología de Juhn, Murphy y Pierce (1991, 1993) a la descomposición de los diferenciales en salarios medios entre los individuos con jornada parcial y completa aparecen en el cuadro 4, de forma desagregada para hombres (panel izquierdo) y para mujeres (panel derecho). Concretamente, la primera fila del cuadro contiene el valor del diferencial salarial entre los dos grupos de trabajadores y el resto de filas el valor de los distintos términos de la descomposición (donde un valor negativo indica que se trata de un factor que origina un diferencial salarial desfavorable para los trabajadores con jornada parcial frente a aquellos con jornada completa). Para cada caso se han considerado tres especificaciones diferentes de la ecuación salarial. La primera (modelo 1) incluye como variables explicativas exclusivamente características sociodemográficas de los individuos (nacionalidad, educación y edad). La segunda (modelo 2) incluye tanto características sociodemográficas como características relativas a puestos

de trabajo y empresa (en consecuencia, se añaden variables como antigüedad, tipo de contrato, región, sector, tamaño y tipo de convenio). Finalmente, la última (modelo 3) incorpora efectos fijos de empresa en lugar de los atributos relativos a las mismas. Cabe destacar que los resultados de los modelos 1 y 2 son equivalentes a los de una descomposición estándar en dos componentes (características y rendimientos) a la Oaxaca-Blinder, mientras que los del modelo 3 incorporan adicionalmente a los resultados de la descomposición el tercer componente del lado derecho de la ecuación (3).

Los resultados del modelo 1 revelan que cuando la comparación se ciñe exclusivamente a las características individuales, los menores niveles salariales de los individuos con jornada parcial no se explican por sus dotaciones relativas de características, sino por un diferente tratamiento salarial. Así, en el caso de los hombres el componente de características (componente (1)) toma un valor prácticamente negligible (lo que se debe, a su vez, a que las menores dotaciones de educación y la mayor presencia de inmigrantes entre los varones a tiempo parcial se compensa por la comparativamente mayor edad promedio de este colectivo), por lo que la práctica totalidad del diferencial salarial corresponde a la parte no explicada por las dotaciones de características (componente (3)). En el caso de las mujeres, por su parte, si bien el componente de características explica una parte no desdeñable (en torno al 41%) del diferencial (lo que se explica casi en su totalidad, a su vez, por las menores dotaciones relativas de educación de las empleadas a tiempo parcial), el grueso del mismo corresponde a la parte no explicada por diferencias en características. Ello vendría a significar que la penalización salarial asociada a trabajar a tiempo parcial presente en el conjunto del mercado de trabajo sería de -10,6 puntos logarítmicos para los varones y de -15,0 puntos en el caso de las mujeres.

Ahora bien, la introducción adicional como variables explicativas de ciertas características relativas a los puestos de trabajo y la empresa (modelo 2) aumenta muy significativamente, sin embargo, la parte explicada del diferencial observado, indistintamente para ambos géneros. En el caso de los hombres destacan como causas de los menores salarios de los individuos con jornada parcial, además de los menores niveles de educación y antigüedad, la mayor prevalencia de contratos temporales y, sobre todo, su ubicación en sectores de bajos salarios, mientras que el único factor que ejerce un efecto positivo significativo es su mayor edad. Para las mujeres, por su parte, los elementos que ejercen un efecto más pernicioso sobre los salarios de quienes desempeñan un trabajo parcial son también las menores dotaciones de educación y antigüedad y su ubicación en sectores de bajos salarios, si bien el efecto es en todos los casos cuantitativamente más importante que en los hombres. Con todo, el resultado más destacable de esta evidencia es que una vez que se consideran no únicamente características sociodemográficas, sino también de los puestos de trabajo y de las empresas, el grueso de las diferencias salariales asociadas al tipo de jornada se explica por las

diferencias en características (la parte explicada del diferencial asciende al 66% para los hombres y al 82% para las mujeres). La parte no explicada (o penalización salarial en sentido estricto) es únicamente -3,6 puntos logarítmicos para los varones y -4,6 puntos logarítmicos para las mujeres, correspondiendo al 35% y el 18% del total, respectivamente. Estos valores se alejan notablemente de las primas salariales positivas para los individuos con jornada parcial que estiman Cebrián et al. (2000), Pissarides et al. (2005) y Pagán (2007), todos ellos a partir del PHOGUE, mientras que se acercan a los resultados de O'Dorchai et al. (2007) con la *Encuesta de Estructura Salarial* de 1995 para los varones (-6 puntos logarítmicos), quedando ligeramente por debajo de los resultados (entre -6 y -13 puntos logarítmicos) que obtienen Fernández-Kranz y Rodríguez-Planas (2011) y Fernández-Kranz et al. (2014) con la MCVL.

La relevancia de las características en la explicación del diferencial salarial se refuerza al introducir como variables independientes los efectos fijos de empresa (modelo 3). Así, según los resultados de este modelo, para ambos sexos la desventaja salarial de los individuos con jornada parcial se debe en su práctica totalidad al efecto conjunto de las diferencias en las dotaciones de características productivas asociadas a características individuales y de los puestos de trabajo (el primer término de la descomposición explica un 29% del diferencial para los hombres y un 41% para las mujeres) y, especialmente, por la segregación relativa de los trabajadores a tiempo parcial en empresas de bajos salarios (según el segundo componente, la desigual distribución por empresas de los trabajadores a tiempo parcial y completo es el origen del 69% del diferencial para los hombres y el 56% para las mujeres). En consecuencia, para ambos géneros los residuos salariales (tercer componente) tienen una influencia mínima en el diferencial salarial por tipo de jornada (al incluir efectos fijos por empresa la penalización salarial desaparece para los varones y se reduce a -0,7 puntos logarítmicos para las mujeres). Cabe destacar que esta circunstancia revela, en última instancia, que, en términos agregados para el conjunto del mercado de trabajo español, los trabajadores a tiempo parcial y completo que trabajan en una misma empresa y que poseen las mismas características productivas observadas tienden a recibir de forma general un tratamiento salarial similar.

Las figuras 2 y 3 contienen, por su parte, los resultados de la descomposición de la diferencia por cuantiles del logaritmo del salario por hora entre los individuos con jornada parcial y completa, obtenidos tras aplicar la metodología propuesta por Fortin, Lemieux y Firpo (2011). Para facilitar la presentación, en la figura 2 se distingue únicamente entre la aportación agregada de los componentes de características y de rendimientos (o penalización salarial), mientras que la figura 3 contiene los resultados detallados del efecto separado de cada una de las variables explicativas

asociado al componente de características⁹. Esta evidencia ha sido obtenida a partir de una especificación de la ecuación salarial que considera entre las variables explicativas tanto características sociodemográficas de los individuos como las relativas a sus puestos de trabajo y empresas (modelo 2). En la figura 3 dichas variables han sido agrupadas en tres categorías, en función de si se trata de características individuales de los trabajadores, de sus puestos de trabajo o de sus empresas, con el objetivo de facilitar la presentación.

En el caso de los hombres, de forma consecuente con la evidencia obtenida con la descomposición de los salarios medios de los dos colectivos comparados, se constata que la desventaja salarial asociada a la jornada parcial que se observa en las partes izquierda y central de la distribución salarial se explica en una proporción relativamente similar tanto por la peor dotación de características de los individuos con jornada parcial (componente de características) como por su penalización salarial relativa (componente de coeficientes). Cabe destacar, sin embargo, que el diferencial de salarios entre los que tienen jornada parcial y completa tiende a reducirse a lo largo de la distribución salarial, hasta el punto de que en la cola derecha el mismo es favorable para los trabajadores con jornada parcial. El componente de características presenta un perfil suavemente creciente a lo largo de distribución, de modo que para cuantiles superiores contribuye menos negativamente a la diferencia salarial observada (figura 2), lo que se debe, a su vez, a la menor influencia de las características asociadas a los puestos de trabajo y, en concreto, al mayor peso de los contratos indefinidos entre los varones con jornada parcial ubicados en la cola derecha de la distribución salarial (figura 3 y cuadro A.4). En cualquier caso, la disminución de la brecha salarial a medida que se avanza en la distribución se explica en buena medida por el hecho de que la penalización salarial recogida por el componente de coeficientes que se observa en el grueso de la distribución se reduce con intensidad en su parte derecha, hasta el punto de transformarse en prima salarial positiva en las dos últimas decilas (figura 2).

En el caso de las mujeres, se confirma que las diferencias en dotaciones de características son sistemáticamente el principal responsable de la inferior retribución salarial de las trabajadoras a tiempo parcial (figura 2). La influencia de este factor no es, sin embargo, homogénea a lo largo de toda la distribución salarial, pues es comparativamente más reducida en la cola izquierda y creciente (en términos absolutos) en general a lo largo de la misma. Los resultados de la descomposición detallada revelan, por su parte, que el perfil creciente de este componente se debe a la importancia creciente de las características individuales y, en concreto, de las dotaciones de educación, ya que las diferencias en este aspecto concreto respecto a las mujeres que trabajan a tiempo completo son especialmente importantes y negativas para los salarios de las trabajadoras con jornada parcial

⁹ Puede encontrarse información adicional sobre los resultados de la descomposición en los cuadros A.3 y A.4 del anexo. La información relativa a los coeficientes estimados mediante el método de regresión cuantílica incondicional sobre el que se

ubicadas en la cola derecha de la distribución (figura 3 y cuadro A.4). Por su parte, la aportación del componente de coeficientes muestra una tendencia también creciente a lo largo de la distribución, lo cual significa que las mujeres en la parte derecha de la distribución (las cuales presentan en términos relativos algo más de experiencia y notablemente más estudios y mayor antigüedad en la empresa: cuadro A.4 del anexo) padecen una mayor penalización salarial. En concreto, ello se refleja en una menor rentabilidad de la educación y, muy especialmente, de la experiencia (aproximada a partir de la edad), una circunstancia que se deriva de tres fenómenos destacados por la literatura. De un lado, las trabajadoras a tiempo parcial reciben una retribución a la experiencia claramente inferior porque trabajar menos horas implica acumular menos capital humano específico. De otro, el rendimiento de la educación es inferior a causa de que el tránsito de tiempo completo a tiempo parcial implica degradación ocupacional en un alto porcentaje de mujeres (Connolly y Gregory, 2009), especialmente en aquellos países, como España, en que la normativa no contempla el derecho del empleado a reducir su jornada laboral manteniendo el mismo puesto de trabajo¹⁰. Por último, quienes trabajan a tiempo parcial tienen una menor probabilidad de promocionarse en la empresa (Russo y Hassik, 2008) y presentan un menor avance salarial cuando lo consiguen (Wolf, 2014 y Fernández-Kranz y Rodríguez-Planas, 2011). Previsiblemente todos estos aspectos afectan en mayor medida a quienes tienen más estudios (más degradación) y más años de experiencia (más promociones perdidas)¹¹.

5.3. Resultados a nivel regional

Los cuadros 5 y 6 contienen los resultados de la aplicación de la extensión de la metodología de Juhn, Murphy y Pierce (1991, 1993) a la descomposición de los diferenciales en salarios medios entre los individuos con jornada parcial y completa de forma desagregada por regiones. De forma general, los mismos revelan que los factores explicativos de dichos diferenciales presentan en muchos casos diferencias notables entre regiones, más acusadas para los hombres. Así, en el caso de las mujeres las diferencias en dotaciones de características (componente (1) de la descomposición) son sistemáticamente desfavorables en todas las regiones para las trabajadoras con jornada parcial y esta circunstancia es siempre un elemento explicativo de cierta relevancia de sus menores salarios

fundamenta la metodología de descomposición está disponible por parte de los autores ante su requerimiento.

¹⁰ En países como Noruega, Holanda, Suecia, Alemania o Francia el trabajador puede cambiarse a jornada parcial sin pérdida de categoría ni responsabilidad, excepto en circunstancias determinadas, lo cual minimiza el riesgo de degradación ocupacional. En el Reino Unido, donde no existe esta posibilidad, Connolly y Gregory (2009) han calculado que el 25,6% de las mujeres que optan por jornada parcial sufren degradación ocupacional, lo que implica una rebaja del salario/hora del 32%.

¹¹ A diferencia de las mujeres, estos fenómenos no se observan para los varones. En efecto, la rentabilidad de la experiencia no presenta, para ellos, el mismo impacto negativo que en las mujeres. La explicación más razonable es que en muchos casos estos trabajadores pasan a trabajar a tiempo parcial después de años de hacerlo a tiempo completo, acumulando, por tanto, capital humano específico al mismo ritmo que otros trabajadores que continúa trabajando a tiempo completo. Por su parte, la rentabilidad de la educación tampoco tiene la penalización de las mujeres, lo cual refleja la ausencia de degradación ocupacional pese a trabajar a tiempo parcial, resultado coherente con el hecho de que

relativos. La misma circunstancia se repite, en general con mayor intensidad, en relación con el efecto de la distribución relativa por empresas (componente (2)). Por su parte, y si bien es cierto que en la mayoría de las regiones la mayor parte de la diferencia salarial observada se explica por distintas dotaciones de características y empresas, existen algunas regiones donde la parte no explicada del diferencial (componente (3)) resulta especialmente relevante. La existencia de diferencias regionales destacables en este sentido se manifiesta, de hecho, en que aunque existe un mayor número de casos con valores negativos (penalización salarial), también hay un número no desdeñable de regiones que presenta el signo contrario (es decir, prima salarial). En todo caso, como se señalaba anteriormente, las diferencias regionales en la relevancia de los factores explicativos son más acusadas en el caso de los hombres, pues para este colectivo no es únicamente el último componente de la descomposición el que presenta resultados con signos diferentes según la región, sino que también se da la misma circunstancia en relación con el primer componente (lo que revela, en consecuencia, que en ciertas regiones los trabajadores a tiempo parcial tienen mejores dotaciones de características productivas).

La información sobre la magnitud de los residuos salariales (componente (3)) representada en el mapa 1 indica que en el caso de los varones las penalizaciones salariales al tiempo parcial se concentran en la mitad sur de la península (más La Rioja, Cataluña y las islas Baleares), mientras que las primas positivas se observan en la zona norte, especialmente País Vasco y Navarra, regiones de elevada renta per cápita, y Galicia, con nivel de renta y diferente estructura productiva. En el caso de las mujeres, las mayores penalizaciones salariales se dan en las regiones de mayor renta per cápita (Madrid, Cataluña, País Vasco y Baleares) más Cantabria; mientras que se observan pequeñas primas positivas en regiones de ingresos medios (Navarra, Aragón, Canarias y Galicia). Estos resultados muestran, por tanto, que más allá de las diferencias regionales en las características de los individuos (como el nivel educativo o la edad) o de las empresas (como la distribución por tamaños o sectores), existen otros factores regionales que explican el hecho de que se remuneren de forma diferente las características de los trabajadores a tiempo parcial y a tiempo completo.

La literatura ha destacado diversas razones que pueden generar penalización (o prima) salarial para los trabajadores a tiempo parcial. En primer lugar, como se ha comentado anteriormente, se tiende a considerar que dichos trabajadores forman parte del mercado de trabajo secundario (expresado en otros términos, formarían parte del segmento de *outsiders*), son mayoritariamente temporales y su estabilidad laboral es reducida¹². Todo ello conduce a que sus salarios sean más sensibles a la situación cíclica del mercado de trabajo, en comparación con los

se trate, en buena medida, de varones de edad avanzada que acceden a una jubilación parcial, muy probablemente sin cambiar de empresa ni ocupación.

¹² Tilly (1996) aplica este enfoque al mercado de trabajo de los trabajadores a tiempo parcial y O'Connell y Gash (2003) aportan evidencia para Irlanda al respecto.

trabajadores *insiders* a tiempo completo. Así pues, se espera que la penalización salarial al trabajo a tiempo parcial aumente con las cifras de desempleo o con entradas cuantiosas de mano de obra al mercado laboral. La figura 4 relaciona el componente no explicado de la descomposición salarial para los hombres en cada una de las comunidades autónomas con la tasa de paro masculina, y la de las mujeres con tasa de actividad¹³. Tal y como se puede observar en dicha figura, se confirma que la correlación entre las variables es negativa, es decir, en las regiones con mayores valores de estas tasas se observa una mayor penalización salarial, mientras que en las regiones con menores tasas de desempleo (hombres) y bajas tasas de actividad femenina (mujeres) se llega a observar una prima salarial positiva. Se confirma, por tanto, que en aquellas regiones donde existe una mayor disponibilidad de oferta laboral (mayor actividad y mayor desempleo), las empresas tienen más capacidad para presionar a la baja los salarios de los trabajadores del mercado secundario y, con ello, penalizar salarialmente al segmento con menor poder de negociación.

En segundo lugar, la literatura ha destacado que diversos factores institucionales de cada país pueden influir en la existencia o no de penalización salarial para ciertos colectivos, como los trabajadores a tiempo parcial. Uno de ellos es la presencia de sindicatos con capacidad de impedir prácticas discriminatorias en el seno de las empresas, siendo también importante el grado de afiliación de los trabajadores a tiempo parcial, normalmente inferior a sus compañeros de jornada completa (Riley, 1997). Si bien en el caso español el grado de afiliación sindical no es determinante de la fuerza negociadora de los trabajadores¹⁴, cabe esperar que una mayor afiliación sindical regional revele una mayor sensibilidad por los derechos de los trabajadores y por combatir las desigualdades sociales, y también las salariales. Según ello, las regiones de mayor tasa de afiliación sindical deberían mostrar una menor penalización salarial para los trabajadores a tiempo parcial. Esto es precisamente lo que se puede observar en el gráfico, una correlación positiva tanto para hombres como mujeres¹⁵. Otra forma de aproximar el tema sería mediante la importancia en la región de los convenios de empresa, por entender que tales convenios implican una presencia sindical fuerte en el seno de la empresa, impidiendo así cualquier práctica discriminatoria. Este es el resultado obtenido, como puede observarse en los gráficos de cada sexo¹⁶.

Un tercer factor explicativo que ha destacado la literatura es el poder monopsonístico que gozan las empresas a causa de la limitada movilidad geográfica de los trabajadores a tiempo parcial, los cuales, especialmente las mujeres, están limitados espacialmente en su ámbito de búsqueda de

¹³ La información relativa a las tasas de actividad y paro por género y comunidad autónoma se han obtenido a partir de la *Encuesta de Población Activa* y se corresponden al valor promedio durante 2010.

¹⁴ A causa de que los convenios colectivos sectoriales son de aplicación legal “erga omnes”, lo que se traduce en una elevada cobertura de los convenios, independientemente de la afiliación.

¹⁵ La tasa de afiliación sindical por comunidades autónomas se ha obtenido de la *Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo* correspondiente a 2010.

¹⁶ Los datos relativos al porcentaje de trabajadores afectados por convenios colectivos de empresa por regiones provienen de la *Estadística de Convenios Colectivos de Trabajo* del Ministerio de Empleo y Seguridad Social.

empleo por tratarse de quienes aportan menos renta a los hogares. El desplazamiento geográfico estaría basado en el principal ingreso familiar (trabajador a tiempo completo, por tanto), quedando, en cambio, condicionado geográficamente quien trabaja a tiempo parcial (Ermisch y Wright, 1991). Como resultado de esta insuficiente movilidad y limitado ámbito de búsqueda, las empresas del territorio se enfrentan a una oferta laboral más bien rígida, lo que les permite reducir los salarios. Las limitaciones de la EES en lo que se refiere al detalle territorial no hace posible considerar el posible impacto sobre la penalización salarial de la capacidad de búsqueda de empleo de los desempleados desde la perspectiva de los mercados de trabajo locales, por lo que se ha considerado que la movilidad entre regiones puede ser una buena aproximación cuantitativa a este fenómeno, al entender que cuantas más personas hayan llegado en los últimos años a una región¹⁷, mayor será el número de trabajadores a tiempo parcial limitados geográficamente. Tal y como se puede observar en la figura, la correlación es negativa¹⁸, de forma que el efecto es el esperado: una mayor disponibilidad de oferta de trabajo a tiempo parcial en el territorio reduce su capacidad negociadora y aumenta la penalización salarial.

En síntesis, la evidencia previa revela que las diferencias regionales en penalización salarial al tiempo parcial parecen responder a la mayor sensibilidad a las condiciones del mercado de trabajo (paro, oferta laboral, poder monopsonístico de las empresas) y a la desigual capacidad de los sindicatos para impedir tal discriminación.

6. Conclusiones

Esta investigación examina las diferencias salariales asociadas al tipo de jornada en España a partir de los microdatos de la *Encuesta de Estructura Salarial* y diversas metodologías econométricas de descomposición. El análisis empírico se desarrolla de forma diferenciada por sexo e introduce como principales novedades en relación con estudios previos el examen de las diferencias salariales a lo largo de la distribución salarial, así como desde una perspectiva regional. Los resultados obtenidos indican que los individuos que trabajan a jornada parcial se enfrentan en el mercado de trabajo español a una significativa desventaja salarial, más acusada en el caso de las mujeres. Esta desventaja no es homogénea a lo largo de la distribución salarial, pues en el caso de las mujeres tiende a aumentar a lo largo de la misma, mientras que en el caso de los hombres presenta, por el contrario, un perfil decreciente a lo largo de la distribución, hasta el punto de que se constata una ventaja salarial asociada a la jornada parcial en la cola derecha de la distribución.

¹⁷ El porcentaje de trabajadores que llevaban residiendo en la región considerada un periodo comprendido entre 3 y 5 años en 2010 se ha obtenido de la *Estadística de Movilidad Laboral y Geográfica*, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística.

¹⁸ Si bien la teoría parecería apuntar a una correlación más claramente negativa con la penalización de las mujeres, el efecto parece algo más claro entre los varones.

Los resultados de las descomposiciones econométricas muestran que, de forma similar para ambos géneros, la desventaja salarial asociada a la jornada parcial se explica en su práctica totalidad por las dotaciones de características, siendo especialmente relevante en la explicación de la misma la segregación de los trabajadores con jornada parcial en empresas de bajos salarios. De hecho, de forma agregada para el conjunto del mercado de trabajo español no se observan diferencias salariales significativas asociadas al tipo de jornada para individuos con características productivas observables similares que trabajan en una misma empresa. Se constata también que la prima salarial asociada al tipo de jornada difiere significativamente a lo largo de la distribución salarial, siendo decreciente para las mujeres y creciente para los varones, lo que parece indicar que la jornada parcial penaliza salarialmente comparativamente más a los varones poco cualificados y a las mujeres más cualificadas.

Desde una perspectiva regional, se constata que si bien en la mayoría de las regiones la mayor parte de la diferencia salarial observada entre trabajadores a tiempo completo y tiempo parcial se explica en base a las distintas dotaciones de características y empresas, existen diversas regiones donde la parte no explicada del diferencial resulta especialmente relevante, particularmente en el caso de los hombres. Dichas diferencias parecen estar relacionadas con las diferencias en el poder de mercado con el que cuentan las empresas en los distintos mercados de trabajo regionales, observándose una menor penalización salarial en aquellas comunidades autónomas con menores tasas de desempleo, con menores tasas de actividad y menor flujo de llegada de trabajadores en los últimos años, así como con una mayor afiliación y presencia sindical capaz de compensar dicho poder negociador y de impedir prácticas discriminatorias.

Para concluir, cabe destacar que el análisis desarrollado adolece de alguna limitación que, debido a las características de la base de datos empleada, no es posible abordar, destacando en este sentido el posible sesgo de selección asociado a la elección por parte de los trabajadores del tipo de jornada. La forma habitual de corregir dicho problema hace necesario, sin embargo, el uso de restricciones de exclusión válidas, algo de lo que no se dispone en la *Encuesta de Estructura Salarial* y sobre cuyo uso en este contexto existe una cierta controversia en la literatura. Asimismo, el grueso del empleo a tiempo parcial en España tiene un carácter involuntario, lo que plausiblemente reduce el alcance de este problema en el ámbito de esta investigación.

7. Referencias

- Aaronson, D. y E. French (2004): "The Effect of Part-Time Work on Wages: Evidence from the Social Security Rules", *Journal of Labor Economics* Vol 22, N° 2, págs. 329-352.
- Bardasi, E. y J.C. Gornick (2008): "Working for less? Women's part-time wage penalties across countries", *Feminist Economics*, vol 14 (1), págs. 37-72.

- Belous, R. (1989): *The Contingent Economy: The Growth of the Temporary, Part-Time and Subcontracted Workforce*, National Planning Association, Washington, DC.
- Booth, A.L. y M. Wood (2008): “Back-To-Front Down Under? Part-Time/Full-Time Wage Differentials In Australia”, *Industrial Relations*, Vol. 47, No. 1 (January), págs. 114-135.
- Cebrián, I., V. Gash, G. Moreno, P. O’Connell y L. Toharia (2000): “Peripheral labour in peripheral markets? Mobility and working time within transitional labour markets among women in Ireland and Spain” en O’Reilly, I. Cebrián y M. Lallement (eds.), *Working-Time Changes. Social Integration Through Transitional Labour Markets*, Edward Edgar, págs. 205-250.
- Cebrián, I., G. Moreno y L. Toharia (2001) “Trabajo a tiempo parcial y duración de la jornada en la Unión Europea: Características, salarios, pobreza”, en INE: *Condiciones de vida en España y en Europa*, INE, Madrid, págs. 241-280.
- Connolly, S. y M. Gregory (2009): “The part-time pay penalty: earnings trajectories of British Women”, *Oxford Economic Papers* 61 (2009), i76-i97.
- 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.
- Ermisch, J. y R. Wright (1991): “Wage offers and and full-time and part-time employment by British women”, *Journal of Human Resources*, Vol 25, N° 1, pp. 111-133.
- Euwals, R. y Hogerbrugger, M. (2006): “Explaining the Growth of Part-time Employment: Factors of Supply and Demand”, *Labour*, Vol. 20 (3), págs. 533-557.
- Fernández-Kranz, D. y N. Rodríguez-Planas (2010): “El contrato a tiempo parcial”, *Papeles de Economía Española*, número 124, págs. 148-163.
- Fernández-Kranz, D. y N. Rodríguez-Planas (2011): “The part-time penalty in a segmented labor market”, *Labour Economics*, 18, pp 591-606.
- Fernández-Kranz, D.; Paul, M. y Rodríguez-Planas, N. (2014): “Part-Time Work, Fixed-Term Contracts, and the Returns to Experience”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, forthcoming, <http://dx.doi.org/10.1111/obes.12073>.
- Fortin, N.; Lemieux, T. y Firpo, S. (2011): “Decomposition Methods in Economics”, *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4, Chapter 1, págs. 1-102. Elsevier.
- Ginn, J. y S. Arber (1998): “How Does Part-Time Work Lead to Low Pension Income?” en O’Reilly, J. y C. Fagan (eds.), *Part-Time Prospects: An International Comparison of Part-Time Work in Europe, North America, and the Pacific Rim*, Routledge, págs. 156-173.
- Hardoy, I. y P. Schone (2006): “The part-time wage gap. How large is it really?”, *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 44, No. 2, págs. 263-82.
- Harris, R. (1993): “Part-time female earnings: an analysis using Northern Ireland NES data”, *Applied Economics*, 25, págs. 1-12.
- Hirsch, B.T. (2005): “Why do Part-Time Workers Earn Less? The Role of Workers and Job Skills”, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 58, N° 4, págs. 525-551.
- Houseman, S. y O. Machiko (1998): “What is the Nature of Part-Time Work in the United States and Japan?” en O’Reilly, J. y C. Fagan (eds.), *Part-Time Prospects: An International Comparison of Part-Time Work in Europe, North America, and the Pacific Rim*, Routledge, págs. 232-251.
- Hu, Y. y K. Tjijdens (2003): *Choices for part-time jobs and the impacts on the wage differentials. A comparative study for Great Britain and the Netherlands*, IRISS at CEPS/INSTEAD, IRISS WP SERIES N° 2003-05.
- Jepsen, M., S. O’Dorchai, R. Plasman y F. Rycx (2005): “The Wage Penalty Induced by Part-Time Work: The Case of Belgium”, *Brussels Economic Review*, Vol. 48, No. 1-2, págs. 73-94.
- Juhn, C., K. Murphy y B. Pierce (1991): “Accounting for the Slowdown in Black-White Convergence”, en M. Osters (ed.) *Workers and Their Wages*, 107-143. Washington DC: American Enterprise Institute Press.
- Juhn, C.; Murphy, K.; Pierce, B. (1993): “Wage inequality and the rise in returns to skill”, *Journal of Political Economy*, Vol. 101, págs. 410-442.
- Machado, J. y Mata, J.A.F. (2005): “Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression”, *Journal of Applied Econometrics*, 20 (4), págs. 445-465.
- Manning, A. y B. Petrongolo (2008): “The Part-time Pay Penalty for Women in Britain”, *Economic Journal*, Vol. 118, No. 526, F28-F51.
- Melly, B. (2005): “Decomposition of differences in distribution using quantile regression”, *Labour Economics*, Elsevier, 12 (4), págs. 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.

- Montgomery, M. (1988): "On the Determinants of Employer Demand for Part-Time Workers", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70 (1), págs. 112-117.
- Mumford, K. y P.N. Smith (2009): "What determines the part-time and gender earnings gaps in Britain: evidence from the workplace", *Oxford Economic Papers* 61, págs. 156-175.
- Muñoz de Bustillo, R., E. Fernández y J.I. Antón (2008): *El trabajo a tiempo parcial en España en el contexto de la Unión Europea. Características, condiciones de trabajo y perspectivas*, Ministerio de Trabajo e Inmigración, Colección Informes y Estudios, Serie Empleo nº 36, Madrid.
- Neumark, D. (1988): "Employer's discriminatory behaviour and the estimation of wage discrimination", *Journal of Human Resources*, Vol. 23, págs. 279-295.
- Oaxaca, R. y M. Ransom (1994): "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, 61, págs. 5-22.
- O'Connell, P.J. y V. Gash (2003): "The Effects of Working Time, Segmentation and Labour Market Mobility on Wages and Pensions in Ireland", *British Journal of Industrial Relations* 41, págs. 71-95.
- O'Dorchai, S., R. Plasman y F. Rycx, (2007): "The part-time wage penalty in European countries: how large is it for men?", *International Journal of Manpower*, Vol. 28, Nº 7 págs. 571-603
- Pissarides, C.; P. Garibaldi; C. Olivetti, B. Petrongolo y E. Wasmer (2005): "Women in the labor force: How well is Europe doing?" en T. Boeri, D. Del Boca y C. Pissarides (eds.), *Women at Work: An Economic Perspective*, Oxford University Press, págs. 9-120.
- Posel, D. y C. Muller (2007): *Is there evidence of a wage penalty to female parttime employment in South Africa?* University of Kwazulu-Natal, Working Paper Number 61.
- Riley, N. (1997): "Determinants of union membership: a review", *Labour*, Vol. 11, Nº 2, pp. 265-301.
- Rodgers, J.R. (2004): "Hourly Wages of Full-Time and Part-Time Employees in Australia", *Australian Journal of Labour Economics* 7(June):231-54.
- Russo, G. y W. Hassink (2008): "The Part-Time Wage Gap: A Career Perspective", *De Economist*, Vol. 156, No. 2, págs. 145-74.
- Tilly, C. (1990): *Short Hours, Short Shift: Causes and Consequences of Part-Time Work*, The Economic Policy Institute, Washington, DC.
- Tilly, C. (1996): *Half a job: Bad and good part-time jobs in a changing labour market*, Temple University Press, Philadelphia.
- Wolf, E.(2014): *The German part-time wage gap: bad news for men?*, SOEP papers 663/2014.

Figuras, mapas y cuadros

Figura 1.
Diferencias salariales entre trabajadores a tiempo parcial y a tiempo completo a lo largo de la distribución salarial.

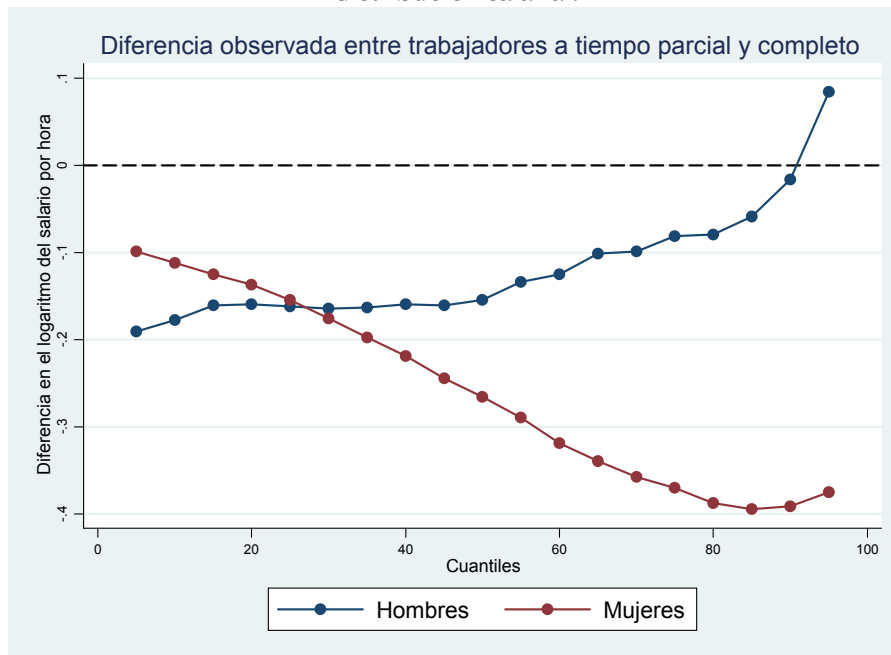
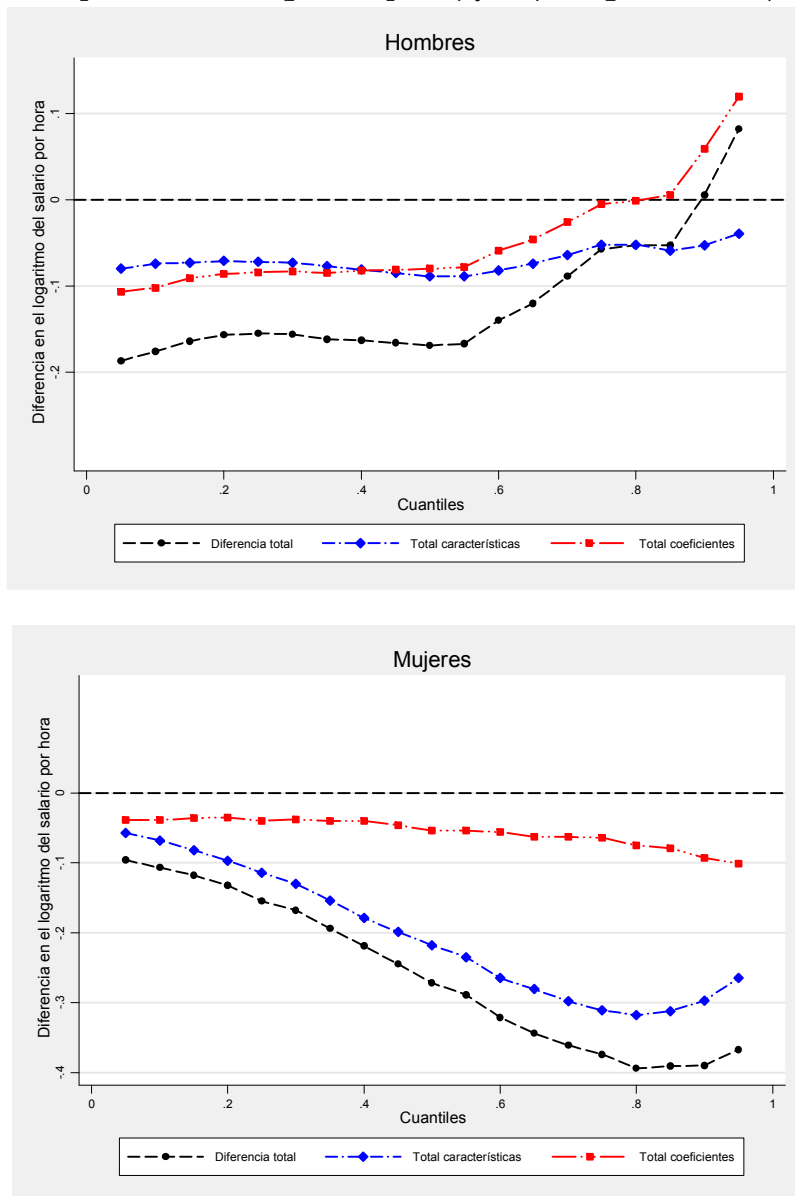
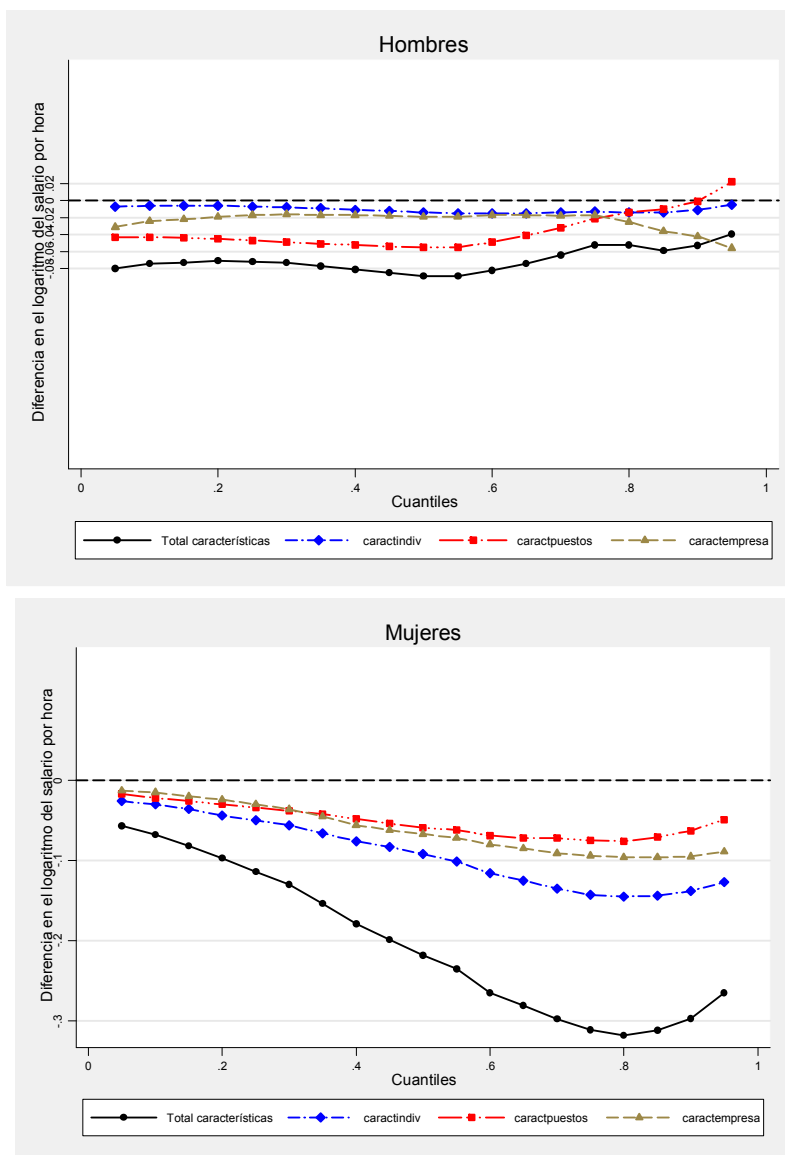


Figura 2.
Descomposición agregada de las diferencias salariales entre trabajadores a tiempo parcial y a tiempo completo. Hombres (panel superior) y mujeres (panel inferior).



Notas: La especificación de la ecuación salarial considerada incluye como variables explicativas características individuales, del puesto de trabajo y la empresa (nacionalidad, edad, educación, antigüedad, tipo de contrato, región, sector, tamaño y tipo de convenio).

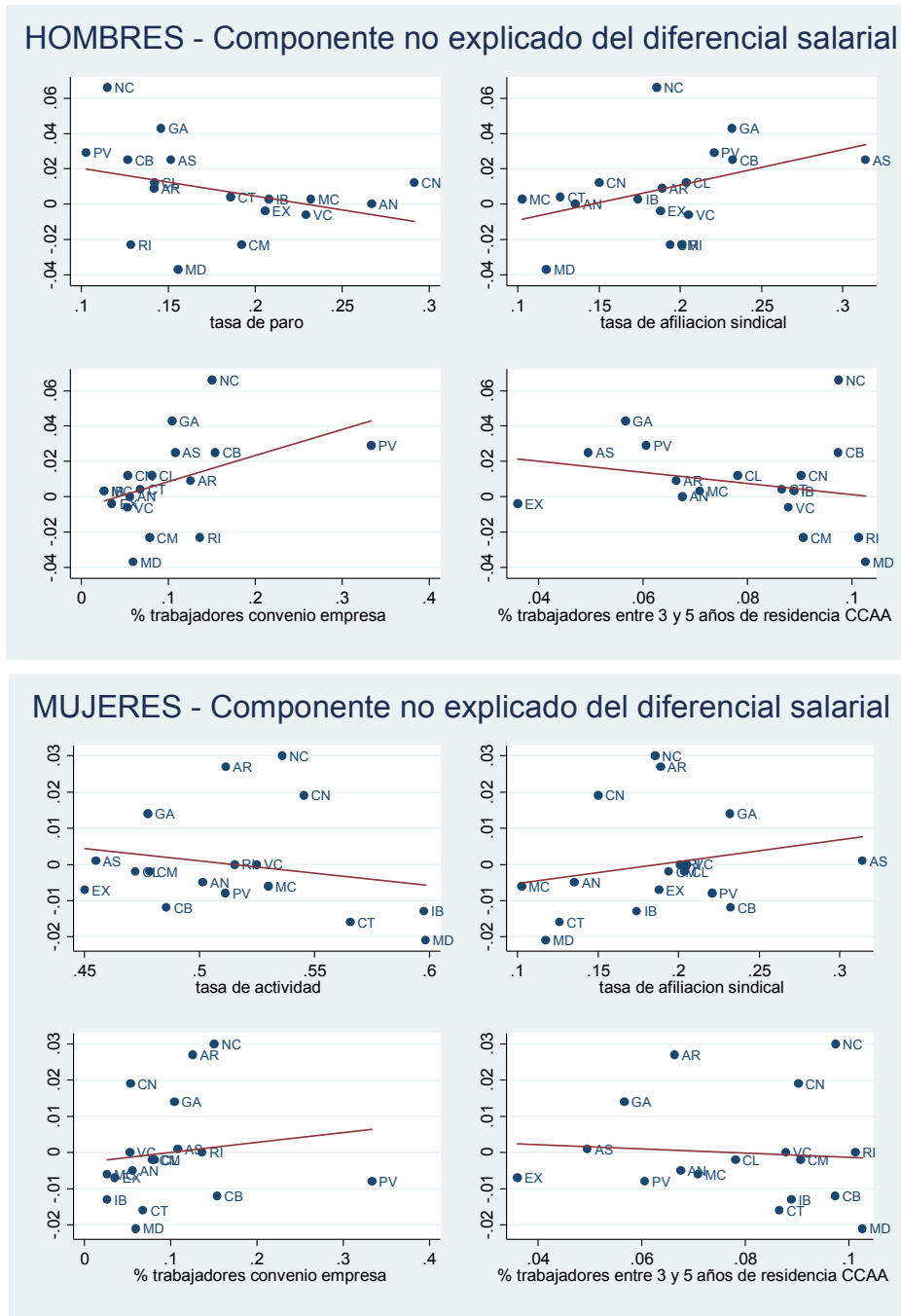
Figura 3.
Descomposición detallada de las diferencias salariales entre trabajadores a tiempo parcial y a tiempo completo. Hombres (panel superior) y mujeres (panel inferior).



Notas: La especificación de la ecuación salarial considerada incluye como variables explicativas características individuales, del puesto de trabajo y la empresa (nacionalidad, edad, educación, antigüedad, tipo de contrato, región, sector, tamaño y tipo de convenio).

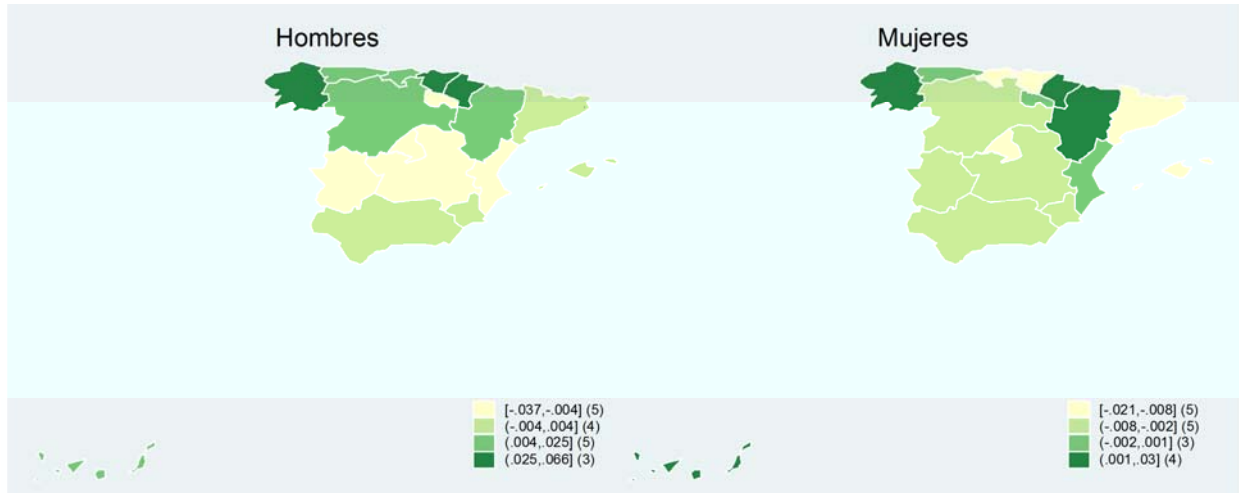
Figura 4.

Componente no explicado de las diferencias salariales entre trabajadores a tiempo parcial y a tiempo completo y características regionales. Hombres (panel superior) y mujeres (panel inferior).



Mapa 1.

Diferencias regionales en el componente no explicado de las diferencias salariales entre trabajadores a tiempo parcial y a tiempo completo.



Cuadro 1.
Estudios recientes sobre diferencias salariales entre trabajadores a tiempo parcial y completo.

Autores	País	Años	Base de datos	Muestra/Género	Muestra edades	Penalización salarial de jornada parcial	Control ocupaciones	Control autoselección	Efectos fijos de empresa
O'Connell y Gash (2003)	Irlanda	1994	PHOGUE (ECHPS)	Hombres y Mujeres	17 y más	H 0%	No	No	No
						M -9%*	No	No	No
						H 0%	Si	No	No
						M 0%	Si	No	No
Hu y Tjijdens (2003)	Holanda y Reino Unido	1984-88	PHOGUE (ECHPS)	Hombres+Mujeres juntos	15-65	Hol -11%* RU -3%*	Si	Probit ordenado	No
Rodgers (2004)	Australia	2001	HILDA (hogares)	Hombres y Mujeres	...	H -3 p. log. M -9 p. log.	Si	Logit multinomial	No
Hirsch (2005)	USA	1995-2002	Census Population Survey	Hombres y Mujeres	16 y más	H -33 p. log.*	No	No	No
						M -18 p. log.*	No	No	No
						H -22 p. log.*	Si	No	No
						M -10 p. log.*	Si	No	No
						H +19 p. log.*	Si	EF individual	No
M +15 p. log.*	Si	EF individual	No						
Jepsen et al (2005)	Bélgica	1995	EES (empresas)	Mujeres	...	-4 p. log.*	No	No	No
						+1 p. log.	Si	No	No
Pissarides et al (2005)	Reino Unido	1994-99	PHOGUE (ECHPS)	Hombres y Mujeres	16-61	RU H -20 p. log.*	Si	No (1)	No
	Finlandia					M -12 p. log.*			
	Dinamarca					FINL H -9 p. log.*			
	Alemania					M -2p. log.			
	Holanda					DIN H -15 p. log.*			
	Bélgica					M -6 p. log.*			
	Austria					ALEM H 0p. log.			
	Irlanda					M -10 p. log.*			
	Francia					HOL H -11 p. log.*			
	Italia					M -4 p. log.*			
	España					BELG H -6 p. log.			
	Portugal					M +3 p. log.			
	Grecia					AUS H -12 p. log.*			
						M +6 p. log.*			
						IRL H -12 p. log.*			
						M -8 p. log.*			
						FRA H 0 p. log.			
						M +4 p. log.*			
						ITAL H +15 p. log.*			
						M +16 p. log.*			
	ESP H +6 p. log.*								
	M +19 p. log.*								
	PORT H 0 p. log.								
	M -4 p. log.*								
	GRE H +12 p. log.*								
	M +14 p. log.*								
Hardoy y Schone (2006)	Noruega	1997-98	LLS (hogares)	Mujeres (sólo TP voluntario)	20-60	- 0,5% -10,9%*	Si	No	No
O'Dorchai et al (2007)	Bélgica	1995	EES (empresas)	Hombres	...	BEL -7 p. log.*	Si	No	No
	Dinamarca					DIN +1 p. log.			
	Italia					ITA -13 p. log.*			
	España					ESP -6 p. log.*			
	Irlanda					IRL -29 p. log.*			
	Reino Unido					RU -15 p. log.*			

Posel y Muller (2007)	Sudáfrica	2001-2004	LFS (hogares)	Hombres	...	+ 34% * + 40% * + 50% *	No Si Si	No No EF individual	No No No
Pagán (2007)	España	2000	PHOGUE	Hombres y Mujeres	16-64	H +6 p. log.* M +14 p. log.*	Si	Probit ordenado	No
Russo y Massik (2008)	Holanda	1997-98 y 1999-2000	WCS (empresas)	Hombres y Mujeres que no cambian de empresa	...	H - 3%* M - 1% *	Si	No	No
Manning y Petrongolo (2008)	Reino Unido	2001-03	LFS (hogares)	Mujeres	16-64	-11 p. log.* - 3 p. log.* -11 p. log.* - 2 p. log. *	No Si No Si	No No Probit Probit	No No No No
Mumford y Smith (2008)	Reino Unido	2004	BWERS (empresas)	Hombres y Mujeres	...	H 0 p. log. M -11 p. log.* H +5 p. log.* M -3 p. log.* H +1 p. log.* M -8 p. log.*	No No Si Si Si Si	No No No No No No	No No No No Si Si
Bardasi y Gornick (2008)	Canadá USA Reino Unido Alemania Italia Suecia	1994 o 1995	Luxembourg Income Study	Mujeres	25-59	CAN -9 p. log.* USA -17 p. log.* RU -1 p. log. ALE -8 p. log.* ITA -15 p. log.* SUE -3 p. log.*	Si	Si	No
Boot y Wood (2008)	Australia	2001-04	HILDA (hogares)	Hombres y Mujeres	18-60	H Casual +10%* H No Cas +15%* M Casual + 15%* M No Cas + 10%*	Si	EF Individual	No
Connelly y Gregory (2009)	Reino Unido	1975-2001	New Earnings Survey	Mujeres	16 y más	-10 p. log.* -2 p. log.* -7 p. log.* -32 p. log.*	No Si Si No	EF individual EF Individual EF movers EF movers	No No No No
Fernández-Kranz y Rodríguez-Planas (2011)	España	1996-2006	MCVL	Mujeres	25-45	-19 p. log.* -17 p. log.* -13 p. log.* -11 p. log.*	No SI No Si	EF individual EF individual EF individual EF individual	No No Si Si
Fernández-Kranz, Paul y Rodríguez-Planas (2014)	España	1996-2006	MCVL	Mujeres	23-45	C Permanente -6 p. log.* C Temporal -9 p. log.*	No (2)	Modelo multicuacional y Probit	Si
Wolf (2014)	Alemania (Este y Oeste)	1984-2010	SOEP (hogares)	Hombres y Mujeres	20-60	Oeste H -12%* H -11%* M 0% M +1% Este H -11%* H -10%* M +1% M +2%	No Si No Si No Si No Si	EF individual	No

* Estadísticamente significativo a los niveles habituales (1% o 5%, depende de cada trabajo).

(1) Los autores señalan que controlando la autoselección mediante un probit o mediante efectos fijos individuales cuando trabajan con la muestra de los que han pasado de tiempo completo a tiempo parcial los resultados no cambian. No muestran estos resultados.

(2) Los autores comentan que han realizado pruebas con controles adicionales (ocupaciones y otros) sin que se modifiquen los resultados.

Cuadro 2.

Incidencia de la jornada parcial y diferencias salariales entre trabajadores a a tiempo parcial y a tiempo completo en las regiones españolas.

	Incidencia jornada parcial		Diferencial salarial jornada parcial-jornada completa	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Andalucía	0,089	0,296	-0,164	-0,305
Aragón	0,063	0,261	0,028	-0,146
Asturias	0,054	0,213	0,028	-0,165
Baleares	0,071	0,220	-0,010	-0,192
Canarias	0,111	0,231	-0,139	-0,268
Cantabria	0,058	0,233	0,050	-0,230
Castilla-León	0,061	0,252	-0,016	-0,246
Castilla-La Mancha	0,064	0,279	-0,032	-0,269
Cataluña	0,079	0,235	-0,151	-0,247
Comunidad Valenciana	0,099	0,306	-0,138	-0,209
Extremadura	0,069	0,273	-0,104	-0,315
Galicia	0,067	0,226	0,045	-0,192
Madrid	0,073	0,208	-0,299	-0,314
Murcia	0,090	0,286	-0,125	-0,271
Navarra	0,063	0,314	0,049	-0,071
País Vasco	0,058	0,306	0,037	-0,227
La Rioja	0,068	0,290	-0,083	-0,100
Promedio no ponderado	0,073	0,261	-0,060	-0,222
Desviación estándar regional	0,016	0,036	0,100	0,071
Máximo	0,111	0,314	0,050	-0,071
Mínimo	0,054	0,208	-0,299	-0,315

Notas: En el cuadro aparece el diferencial del promedio del logaritmo del salario por hora entre los trabajadores a tiempo parcial y a tiempo completo.

Cuadro 3.
Diferencias salariales entre trabajadores a tiempo parcial y a tiempo completo en España.

	Hombres	Mujeres
Promedio	-0,104	-0,254
Percentiles		
5	-0,191	-0,099
10	-0,178	-0,112
20	-0,160	-0,137
30	-0,165	-0,176
40	-0,159	-0,219
50	-0,155	-0,266
60	-0,125	-0,319
70	-0,099	-0,358
80	-0,080	-0,388
90	-0,016	-0,391
95	0,084	-0,375

Notas: En el cuadro aparece el diferencial del logaritmo del salario por hora entre los trabajadores a tiempo parcial y a tiempo completo.

Cuadro 4.
Descomposición del diferencial salarial promedio entre trabajadores a tiempo parcial y completo.
Descomposición de Juhn-Murphy-Pierce.

	Hombres			Mujeres		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Diferencial salarial	-0,104	-0,104	-0,104	-0,254	-0,254	-0,254
Características (1)	0,002(-2,0)	-0,069(66,3)	-0,030(28,8)	-0,104(40,9)	-0,208(81,9)	-0,104(40,9)
Nacionalidad	-0,003	-0,001	0,000	-0,002	0,000	0,000
Educación	-0,026	-0,022	-0,017	-0,104	-0,088	-0,069
Edad	0,031	0,014	0,011	0,001	0,000	0,000
Antigüedad	-	-0,016	-0,014	-	-0,048	-0,034
Tipo de contrato	-	-0,016	-0,010	-	0,000	-0,001
Región	-	0,007	-	-	-0,005	-
Sector	-	-0,040	-	-	-0,052	-
Tamaño	-	0,003	-	-	-0,006	-
Tipo de convenio	-	0,003	-	-	-0,010	-
Efectos por establecimiento (2)	-	-	-0,074(69,2)	-	-	-0,143(56,3)
Residuos salariales (3)	-0,106(102,0)	-0,036(34,6)	0,000(0,0)	-0,150(59,1)	-0,046(18,1)	-0,007(2,8)

Notas: El cuadro recoge los resultados obtenidos tras aplicar la ecuación (3) a la ola de 2010 de la *Encuesta de Estructura Salarial*. El modelo 1 corresponde a una especificación de la ecuación que incluye características individuales (nacionalidad, edad y educación); el modelo 2 incorpora adicionalmente características del puesto de trabajo (antigüedad y tipo de contrato) y de la empresa (región, sector, tamaño y tipo de convenio), mientras que el modelo 3 incluye características individuales y de los puestos de trabajo y efectos fijos de empresa. Entre paréntesis aparece el porcentaje del diferencial salarial explicado por cada término.

Cuadro 5.
Descomposición del diferencial salarial promedio entre trabajadores a tiempo parcial y completo.
Descomposición de Juhn-Murphy-Pierce. Análisis desagregado por regiones. Hombres.

	Andal.	Arag.	Astur.	Balear.	Canar.	Cantab.	C-L	C-LM	Catal.	Val.	Extre.	Galic.	Madrid	Murcia	Navarra	P.Vasco	Rioja
Diferencial salarial	-0,164	0,028	0,028	-0,010	-0,139	0,050	-0,016	-0,032	-0,151	-0,138	-0,104	0,045	-0,299	-0,125	0,049	0,037	-0,083
Características (1)	-0,042	0,075	0,028	-0,015	-0,040	0,059	0,013	0,017	-0,068	-0,019	-0,021	-0,002	-0,121	-0,023	0,017	0,015	-0,004
Nacionalidad	0,000	-0,001	0,000	0,000	0,000	-0,001	0,000	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,001	0,001	0,001	-0,001
Educación	-0,007	0,002	-0,036	-0,024	0,007	-0,005	-0,001	-0,012	-0,008	0,002	0,004	-0,013	-0,060	-0,016	-0,013	-0,031	0,004
Edad	-0,001	0,035	0,041	0,018	-0,007	0,047	0,018	0,016	-0,004	0,010	0,002	0,015	-0,003	0,006	0,024	0,050	0,008
Antigüedad	-0,020	0,038	0,011	-0,009	-0,032	0,042	0,006	0,014	-0,039	-0,032	-0,019	0,021	-0,035	-0,013	0,036	-0,002	-0,005
Tipo de contrato	-0,013	0,000	0,012	0,000	-0,008	-0,025	-0,010	0,000	-0,016	0,002	-0,007	-0,025	-0,021	0,000	-0,030	-0,003	-0,010
Efectos por establec. (2)	-0,122	-0,056	-0,024	0,003	-0,111	-0,035	-0,042	-0,026	-0,087	-0,113	-0,074	0,004	-0,142	-0,105	-0,034	-0,007	-0,057
Residuos salariales (3)	0,000	0,009	0,025	0,003	0,012	0,025	0,012	-0,023	0,004	-0,006	-0,004	0,043	-0,037	0,003	0,066	0,029	-0,023

Notas: El cuadro recoge los resultados obtenidos tras aplicar la ecuación (3) a la ola de 2010 de la *Encuesta de Estructura Salarial* con una especificación de la ecuación que incluye características individuales y de los puestos de trabajo y efectos fijos de empresa.

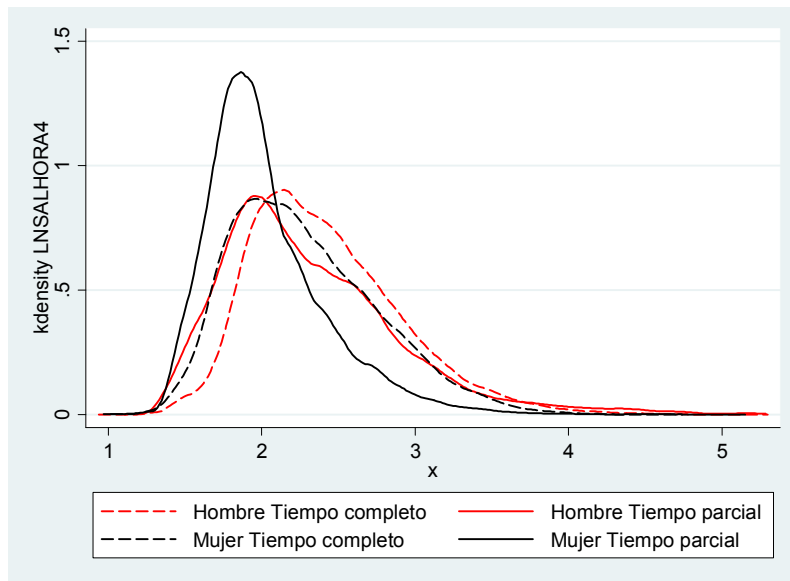
Cuadro 6.
Descomposición del diferencial salarial promedio entre trabajadores a tiempo parcial y completo.
Descomposición de Juhn-Murphy-Pierce. Análisis desagregado por regiones. Mujeres.

	Andal.	Arag.	Astur.	Balear.	Canar.	Cantab.	C-L	C-LM	Catal.	Val.	Extre.	Galic.	Madrid	Murcia	Navarra	P.Vasco	Rioja
Diferencial salarial	-0,305	-0,146	-0,165	-0,192	-0,268	-0,230	-0,246	-0,269	-0,247	-0,209	-0,315	-0,192	-0,314	-0,271	-0,071	-0,227	-0,100
Características (1)	-0,100	-0,085	-0,082	-0,090	-0,089	-0,091	-0,101	-0,108	-0,106	-0,092	-0,105	-0,077	-0,131	-0,100	-0,079	-0,095	-0,082
Nacionalidad	0,000	0,000	0,000	-0,001	0,000	0,000	0,000	0,001	-0,001	0,000	0,001	0,000	0,002	0,004	-0,001	0,001	0,001
Educación	-0,066	-0,055	-0,069	-0,084	-0,063	-0,068	-0,058	-0,089	-0,053	-0,060	-0,075	-0,054	-0,097	-0,070	-0,077	-0,061	-0,047
Edad	-0,001	0,000	0,000	0,004	0,000	-0,002	-0,001	0,001	-0,003	0,002	-0,001	0,001	0,003	-0,001	0,008	0,003	0,000
Antigüedad	-0,034	-0,030	-0,020	-0,010	-0,025	-0,021	-0,038	-0,023	-0,046	-0,029	-0,023	-0,021	-0,037	-0,032	-0,011	-0,034	-0,038
Tipo de contrato	0,002	0,000	0,006	0,000	0,000	0,000	-0,005	0,003	-0,003	-0,005	-0,007	-0,002	-0,002	-0,001	0,001	-0,004	0,003
Efectos por establec. (2)	-0,200	-0,088	-0,084	-0,089	-0,198	-0,127	-0,142	-0,159	-0,125	-0,117	-0,203	-0,130	-0,162	-0,166	-0,022	-0,124	-0,018
Residuos salariales (3)	-0,005	0,027	0,001	-0,013	0,019	-0,012	-0,002	-0,002	-0,016	0,000	-0,007	0,014	-0,021	-0,006	0,030	-0,008	0,000

Notas: El cuadro recoge los resultados obtenidos tras aplicar la ecuación (3) a la ola de 2010 de la *Encuesta de Estructura Salarial* con una especificación de la ecuación que incluye características individuales y de los puestos de trabajo y efectos fijos de empresa.

Anexo

Figura A.1.
Distribución salarial de hombres y mujeres a tiempo completo y parcial.



Notas: En el gráfico aparece la función de densidad del logaritmo del salario por hora.

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

	Jornada completa						Jornada parcial					
	Total		Media				Total		Media			
	Media	Desv. Est.	Tramos de la distribución salarial				Media	Desv. Est.	Tramos de la distribución salarial			
		<p25	p25-p50	p50-p75	>p75			<p25	p25-p50	p50-p75	>p75	
Logaritmo del salario hora	2.423	0.494	1.874	2.201	2.519	3.097	2.318	0.591	1.709	2.040	2.404	3.121
Educación primaria	0.183	0.387	0.278	0.232	0.157	0.067	0.233	0.423	0.259	0.224	0.251	0.198
Educación secundaria	0.598	0.490	0.670	0.664	0.621	0.436	0.585	0.493	0.637	0.668	0.555	0.482
Educación terciaria	0.219	0.414	0.052	0.104	0.222	0.497	0.181	0.385	0.104	0.108	0.194	0.320
Edad	40.640	10.150	37.390	39.330	41.010	44.810	42.740	14.830	36.110	37.890	45.030	51.900
Antigüedad	9.351	9.676	4.738	7.638	10.530	14.490	9.877	13.410	3.292	4.954	11.870	19.400
Contrato indefinido	0.811	0.391	0.665	0.781	0.863	0.935	0.444	0.497	0.501	0.548	0.419	0.307
Andalucía	0.099	0.299	0.103	0.104	0.090	0.101	0.111	0.314	0.134	0.121	0.095	0.095
Aragón	0.042	0.201	0.035	0.051	0.050	0.034	0.038	0.191	0.028	0.037	0.044	0.042
Asturias	0.034	0.181	0.034	0.037	0.038	0.026	0.028	0.164	0.025	0.021	0.026	0.038
Baleares	0.023	0.151	0.030	0.028	0.020	0.016	0.052	0.223	0.044	0.052	0.062	0.051
Canarias	0.042	0.201	0.073	0.037	0.030	0.029	0.033	0.179	0.061	0.027	0.026	0.019
Cantabria	0.027	0.161	0.033	0.030	0.025	0.019	0.026	0.158	0.024	0.024	0.023	0.032
Castilla-León	0.054	0.227	0.067	0.053	0.052	0.045	0.045	0.208	0.050	0.040	0.041	0.051
Castilla-Mancha	0.042	0.201	0.055	0.047	0.037	0.029	0.032	0.176	0.029	0.036	0.037	0.026
Cataluña	0.163	0.369	0.102	0.152	0.190	0.209	0.187	0.390	0.139	0.195	0.216	0.199
Comunitat Valenciana	0.083	0.275	0.091	0.092	0.081	0.066	0.084	0.278	0.093	0.091	0.100	0.053
Extremadura	0.024	0.151	0.050	0.020	0.013	0.012	0.017	0.127	0.030	0.019	0.011	0.007
Galicia	0.055	0.228	0.081	0.065	0.043	0.031	0.040	0.196	0.042	0.045	0.034	0.040
Madrid	0.171	0.377	0.138	0.138	0.169	0.240	0.172	0.377	0.209	0.181	0.142	0.157
Murcia	0.031	0.174	0.046	0.036	0.024	0.020	0.026	0.159	0.038	0.027	0.025	0.014
Navarra	0.030	0.169	0.015	0.033	0.044	0.027	0.029	0.166	0.009	0.026	0.032	0.047
País Vasco	0.063	0.243	0.027	0.055	0.082	0.089	0.068	0.252	0.034	0.040	0.077	0.124
La Rioja	0.016	0.125	0.022	0.021	0.014	0.007	0.012	0.109	0.012	0.020	0.010	0.007
Industria	0.424	0.494	0.354	0.438	0.488	0.415	0.288	0.453	0.161	0.208	0.345	0.437
Construcción	0.122	0.327	0.171	0.154	0.096	0.066	0.037	0.188	0.027	0.047	0.042	0.031
Servicios	0.454	0.498	0.475	0.408	0.416	0.518	0.675	0.468	0.812	0.745	0.613	0.532
Menos de 10 trabajadores	0.105	0.307	0.196	0.122	0.060	0.043	0.138	0.345	0.203	0.195	0.103	0.051
Entre 10 y 49 trabajadores	0.238	0.426	0.332	0.287	0.198	0.137	0.195	0.396	0.236	0.228	0.182	0.134
Entre 50 y 199 trabajadores	0.277	0.447	0.261	0.298	0.297	0.250	0.226	0.418	0.214	0.224	0.244	0.221
200 trabajadores o más	0.380	0.485	0.211	0.293	0.445	0.571	0.441	0.497	0.348	0.353	0.471	0.594
Convenio nacional	0.286	0.452	0.319	0.282	0.255	0.288	0.282	0.450	0.380	0.312	0.238	0.200
Convenio provincial	0.416	0.493	0.527	0.507	0.385	0.243	0.388	0.487	0.362	0.466	0.424	0.302
Otro tipo de convenio	0.299	0.458	0.154	0.211	0.360	0.469	0.329	0.470	0.258	0.222	0.338	0.498
Observaciones	81,578		20,394	20,394	20,394	20,394	7,766		1,941	1,941	1,941	1,941

Notas: La tabla incluye los descriptivos (media y desviación estándar) para cada uno de los colectivos (individuos con jornada completa y parcial), así como el valor del promedio de las variables para los cuatro tramos de la distribución salarial agregada definida por los tres cuartiles.

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

	Jornada completa						Jornada parcial					
	Total		Media				Total		Media			
	Media	Desv. Est.	Tramos de la distribución salarial				Media	Desv. Est.	Tramos de la distribución salarial			
			<p25	p25-p50	p50-p75	>p75			<p25	p25-p50	p50-p75	>p75
Logaritmo del salario hora	2.282	0.481	1.736	2.062	2.384	2.945	2.028	0.400	1.623	1.854	2.059	2.576
Educación primaria	0.102	0.303	0.191	0.129	0.064	0.024	0.200	0.400	0.261	0.240	0.199	0.101
Educación secundaria	0.542	0.498	0.703	0.651	0.539	0.274	0.637	0.481	0.678	0.672	0.669	0.529
Educación terciaria	0.356	0.479	0.105	0.220	0.397	0.701	0.163	0.369	0.061	0.088	0.131	0.370
Edad	39.080	9.826	37.090	37.770	39.360	42.110	39.200	10.920	39.300	39.200	38.900	39.410
Antigüedad	8.320	9.059	4.590	6.562	9.498	12.630	5.114	6.623	3.360	4.283	5.315	7.500
Contrato indefinido	0.800	0.400	0.743	0.777	0.817	0.862	0.666	0.472	0.621	0.668	0.701	0.675
Andalucía	0.080	0.272	0.077	0.087	0.080	0.078	0.134	0.341	0.166	0.138	0.119	0.113
Aragón	0.038	0.191	0.038	0.047	0.041	0.025	0.036	0.186	0.027	0.037	0.043	0.037
Asturias	0.025	0.156	0.043	0.028	0.017	0.013	0.025	0.155	0.038	0.030	0.014	0.016
Baleares	0.026	0.158	0.025	0.023	0.027	0.027	0.037	0.189	0.029	0.027	0.043	0.050
Canarias	0.044	0.205	0.059	0.045	0.037	0.035	0.040	0.196	0.068	0.035	0.029	0.027
Cantabria	0.018	0.135	0.023	0.018	0.017	0.016	0.023	0.149	0.017	0.032	0.027	0.015
Castilla-León	0.048	0.213	0.052	0.047	0.046	0.045	0.055	0.228	0.049	0.070	0.054	0.048
Castilla-Mancha	0.037	0.188	0.044	0.039	0.032	0.032	0.029	0.167	0.034	0.032	0.026	0.024
Cataluña	0.201	0.401	0.142	0.202	0.231	0.228	0.187	0.390	0.146	0.156	0.218	0.228
Comunitat Valenciana	0.076	0.265	0.101	0.083	0.070	0.050	0.080	0.271	0.096	0.095	0.064	0.064
Extremadura	0.016	0.125	0.023	0.011	0.014	0.015	0.020	0.139	0.036	0.015	0.016	0.012
Galicia	0.059	0.236	0.094	0.061	0.048	0.035	0.047	0.211	0.070	0.052	0.036	0.029
Madrid	0.223	0.416	0.182	0.192	0.226	0.291	0.170	0.376	0.138	0.187	0.164	0.189
Murcia	0.026	0.158	0.033	0.024	0.024	0.021	0.027	0.163	0.037	0.027	0.025	0.020
Navarra	0.020	0.141	0.017	0.027	0.026	0.011	0.020	0.139	0.008	0.016	0.029	0.026
País Vasco	0.052	0.222	0.029	0.051	0.056	0.072	0.060	0.237	0.029	0.033	0.082	0.094
La Rioja	0.012	0.108	0.018	0.017	0.008	0.005	0.013	0.111	0.012	0.018	0.011	0.009
Industria	0.220	0.414	0.231	0.245	0.217	0.185	0.093	0.291	0.095	0.083	0.091	0.105
Construcción	0.014	0.117	0.007	0.016	0.017	0.015	0.005	0.073	0.003	0.005	0.007	0.006
Servicios	0.766	0.423	0.762	0.739	0.765	0.800	0.902	0.298	0.903	0.912	0.902	0.889
Menos de 10 trabajadores	0.085	0.280	0.160	0.094	0.057	0.031	0.123	0.329	0.163	0.122	0.115	0.094
Entre 10 y 49 trabajadores	0.171	0.377	0.249	0.202	0.144	0.091	0.153	0.360	0.153	0.153	0.162	0.142
Entre 50 y 199 trabajadores	0.218	0.413	0.243	0.251	0.212	0.168	0.235	0.424	0.250	0.248	0.230	0.212
200 trabajadores o más	0.525	0.499	0.349	0.453	0.587	0.711	0.489	0.500	0.434	0.477	0.493	0.552
Convenio nacional	0.349	0.477	0.421	0.353	0.316	0.307	0.304	0.460	0.331	0.299	0.292	0.294
Convenio provincial	0.303	0.460	0.388	0.370	0.269	0.186	0.458	0.498	0.433	0.530	0.490	0.380
Otro tipo de convenio	0.348	0.476	0.192	0.277	0.415	0.507	0.238	0.426	0.236	0.172	0.217	0.327
Observaciones	45,338		11,334	11,334	11,334	11,334	17,417		4,354	4,354	4,354	4,354

Notas: La tabla incluye los descriptivos (media y desviación estándar) para cada uno de los colectivos (individuos con jornada completa y parcial), así como el valor del promedio de las variables para los cuatro tramos de la distribución salarial agregada definida por los tres cuartiles.

Cuadro A.3.
Descomposición de las diferencias salariales entre trabajadores a tiempo completo y parcial. Hombres.

		Cuantiles			
		Percentil 10	Mediana	Percentil 90	
Total	Tiempo completo	1.692 (0.006)***	2.176 (0.006)***	3.090 (0.019)***	
	Tiempo parcial	1.867 (0.001)***	2.345 (0.002)***	3.084 (0.004)***	
	Diferencia	-0.176 (0.006)***	-0.169 (0.006)***	0.006 (0.020)	
Características	Características	-0.074 (0.002)***	-0.089 (0.004)***	-0.053 (0.009)***	
	Coefficientes	-0.102 (0.005)***	-0.080 (0.005)***	0.059 (0.016)***	
	Nacionalidad	-0.002 (0.000)***	-0.003 (0.000)***	0.002 (0.000)***	
	Edad	0.002 (0.000)***	0.008 (0.001)***	0.029 (0.003)***	
	Educación	-0.006 (0.001)***	-0.019 (0.002)***	-0.042 (0.004)***	
	Antigüedad	-0.018 (0.001)***	-0.022 (0.002)***	-0.012 (0.004)***	
	Contrato	-0.025 (0.002)***	-0.033 (0.002)***	0.011 (0.004)***	
	Región	0.005 (0.001)***	0.009 (0.001)***	0.008 (0.001)***	
	Sector	-0.028 (0.001)***	-0.032 (0.001)***	-0.060 (0.003)***	
	Tamaño	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.005 (0.001)***	
	Tipo de convenio	-0.001 (0.000)***	0.003 (0.001)***	0.005 (0.001)***	
	Coefficientes	Nacionalidad	-0.022 (0.010)**	-0.013 (0.009)	0.015 (0.020)
		Edad	-0.017 (0.028)	-0.043 (0.026)*	-0.109 (0.073)
		Educación	0.004 (0.003)	0.009 (0.003)***	0.014 (0.012)
		Antigüedad	-0.003 (0.008)	0.014 (0.009)*	0.051 (0.031)
Contrato		0.007 (0.000)***	0.007 (0.001)***	-0.009 (0.002)***	
Región		-0.002 (0.005)	-0.015 (0.005)***	-0.006 (0.015)	
Sector		0.024 (0.011)**	0.004 (0.009)	-0.035 (0.025)	
Tamaño		0.003 (0.003)	-0.018 (0.003)***	0.012 (0.009)	
Tipo de convenio		0.003 (0.001)***	0.003 (0.001)***	0.004 (0.002)	
Constante		-0.098 (0.029)***	-0.028 (0.026)	0.123 (0.073)*	
<i>N</i>		89.344	89.344	89.344	

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

Cuadro A.4.
Descomposición de las diferencias salariales entre trabajadores a tiempo completo y parcial. Mujeres.

		Cuantiles			
		Percentil 10	Mediana	Percentil 90	
Total	Tiempo completo	1.616 (0.003)***	1.944 (0.003)***	2.557 (0.009)***	
	Tiempo parcial	1.724 (0.002)***	2.216 (0.003)***	2.948 (0.005)***	
	Diferencia	-0.107 (0.003)***	-0.272 (0.004)***	-0.390 (0.010)***	
Características	Características	-0.068 (0.002)***	-0.218 (0.003)***	-0.297 (0.005)***	
	Coefficientes	-0.039 (0.003)***	-0.054 (0.004)***	-0.093 (0.009)***	
	Nacionalidad	-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	0.003 (0.000)***	
	Edad	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	
	Educación	-0.029 (0.001)***	-0.091 (0.002)***	-0.142 (0.003)***	
	Antigüedad	-0.019 (0.001)***	-0.056 (0.002)***	-0.068 (0.003)***	
	Contrato	-0.003 (0.001)***	-0.003 (0.001)***	0.005 (0.001)***	
	Región	-0.001 (0.001)**	-0.004 (0.001)***	-0.013 (0.001)***	
	Sector	-0.011 (0.001)***	-0.043 (0.001)***	-0.063 (0.003)***	
	Tamaño	-0.004 (0.000)***	-0.006 (0.001)***	-0.005 (0.001)***	
	Tipo de convenio	0.001 (0.001)	-0.014 (0.001)***	-0.014 (0.001)***	
	Coefficientes	Nacionalidad	-0.021 (0.007)***	-0.018 (0.006)***	-0.007 (0.015)
		Edad	-0.032 (0.017)*	-0.093 (0.017)***	-0.351 (0.038)***
		Educación	-0.005 (0.002)**	0.011 (0.002)***	-0.034 (0.006)***
		Antigüedad	0.002 (0.004)	-0.053 (0.005)***	0.006 (0.015)
Contrato		-0.003 (0.002)*	-0.006 (0.002)***	-0.010 (0.005)*	
Región		-0.003 (0.003)	-0.014 (0.003)***	-0.016 (0.008)*	
Sector		0.002 (0.008)	0.018 (0.011)	-0.074 (0.072)	
Tamaño		-0.007 (0.003)**	-0.036 (0.003)***	0.008 (0.006)	
Tipo de convenio		0.006 (0.001)***	0.009 (0.001)***	0.004 (0.002)**	
Constante		0.023 (0.019)	0.128 (0.020)***	0.380 (0.082)***	
<i>N</i>		62,755	62,755	62,755	

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