

LA EVOLUCIÓN DE LA ESTRUCTURA SALARIAL, 2002-2010*

JOSÉ MANUEL CASADO

HIPÓLITO SIMÓN

Universidad de Alicante-IEI-IEB

El artículo examina la evolución de la estructura salarial de los hombres en España en el período 2002-2010 sobre la base de los microdatos de la Encuesta de Estructura Salarial y de la metodología econométrica de descomposición desarrollada por Fortin, Lemieux y Firpo (2011). Se constata que mientras que los salarios reales crecieron moderadamente a lo largo de todo el período, con independencia del ciclo económico, la desigualdad salarial presentó, por el contrario, una evolución contracíclica. Se observan también cambios notables en los determinantes de la evolución de la estructura salarial, ya que mientras que en el período expansivo anterior a la crisis tuvieron un papel protagonista los cambios en los rendimientos salariales, con posterioridad se observan también efectos significativos asociados a las modificaciones en la composición del empleo.

Palabras clave: desigualdad salarial, descomposición, cuantiles, ciclo.

Clasificación JEL: J3, C8, E3.

La evolución en el tiempo de la desigualdad salarial es un ámbito de investigación que ha recibido una atención preferente en la literatura económica [Blau y Kahn (1999), Katz y Autor (1999) y Acemoglu (2002)]. Esta circunstancia se explica en tanto que este tipo de desigualdad es un aspecto que influye decisivamente en la eficiencia del funcionamiento del mercado de trabajo, al determinar cuestiones como los incentivos de los trabajadores a invertir en capital humano o la capacidad de adaptación de las empresas ante cambios en las circunstancias económicas y, además, se trata de un determinante fundamental de la distribución de la renta y de su evolución en el tiempo, en la medida en que las rentas salariales suponen por lo general el grueso de los ingresos de la población en edad de trabajar [véase la evidencia para los países avanzados en OCDE (2011)].

En la actualidad existe abundante evidencia empírica sobre este tópico a nivel internacional. La misma ha permitido constatar que en las últimas décadas la desigualdad salarial ha tendido a crecer de forma significativa en la mayoría de las economías avanzadas, impulsada por factores como la globalización, la innovación tec-

(*) Este trabajo se ha beneficiado de la financiación del proyecto CSO2011-29943-C03-02 del Ministerio de Economía y Competitividad. E-mail: hsimon@ua.es

nológica y los cambios regulatorios en los mercados laborales y de productos [Lemieux (2008) y OCDE (2011)]. En el caso español los análisis empíricos sobre la estructura salarial y su evolución temporal han sido, sin embargo, tradicionalmente escasos. No obstante, diversas investigaciones recientes han permitido avanzar significativamente en el conocimiento de la evolución de la estructura salarial y sus determinantes en nuestro país, pudiéndose constatar a partir de ellas, entre otras circunstancias, que la desigualdad salarial en España presenta una evolución contracíclica, tendiendo a reducirse en las fases expansivas del ciclo y a aumentar durante las fases recesivas [Bonhomme y Hospido (2012), Arranz y García-Serrano (2012) y Carrasco *et al.* (2014)]. Esta circunstancia es llamativa en tanto que convierte a España en uno de los escasos países avanzados en los que en el pasado reciente se ha dado una reducción significativa de la desigualdad salarial [véanse OCDE (2007) y OCDE (2008)], aun cuando este proceso se limite a ciertas fases del ciclo económico.

El objetivo de este artículo es examinar desde una perspectiva empírica la evolución de la estructura salarial en España y los elementos determinantes de la misma en el período 2002-2010. Uno de los principales elementos de interés del análisis es que abarca la etapa recesiva y de intensa destrucción de empleo que comenzó con la Gran Recesión, un período para el que la evidencia empírica sobre el comportamiento de la desigualdad salarial es por lo general muy reducida. La excepción más destacable en el ámbito internacional es Jenkins *et al.* (2013), quienes muestran que la Gran Recesión no ha tenido por lo general un impacto significativo a corto plazo en los niveles de desigualdad salarial en los países de la OCDE. En el mismo sentido, en el ámbito nacional Bonhomme y Hospido (2012), Arranz y García-Serrano (2012) y Carrasco *et al.* (2014) documentan a partir de la Muestra Continua de Vidas Laborales y la Encuesta de Estructura Salarial, respectivamente, cómo la desigualdad salarial en España ha aumentado durante la crisis, cambiando la tendencia hacia la reducción del período anterior.

El análisis empírico del origen de la evolución de la estructura salarial que se aborda en la investigación se desarrolla exclusivamente para el colectivo de hombres a partir de los microdatos de las tres últimas olas disponibles de la Encuesta de Estructura Salarial (2002, 2006 y 2010). Además de constituir una de las fuentes estadísticas más completas a nivel microeconómico que existe sobre salarios en España, cabe señalar que la información sobre salarios contenida en las secciones cruzadas de esta encuesta presenta ciertas ventajas sobre la Muestra Continua de Vidas Laborales, entre las que destacan el hecho de que los salarios no están censurados y que sus microdatos emparejados empresa-trabajador contienen una información más amplia y fiable sobre los determinantes de los salarios, incluyendo factores como la educación¹. En consecuencia, su uso permite ofrecer resultados comple-

(1) Por el contrario, la Muestra Continua de Vidas Laborales presenta comparativamente las ventajas de que contiene información longitudinal con periodicidad mensual para un amplio período que cubre varias décadas (si bien la misma tiene un carácter retrospectivo con anterioridad a 2004, lo que podría introducir sesgos en la representatividad de la muestra, especialmente severos en el caso de las mujeres), un elevado tamaño muestral y la fiabilidad de la información derivada del carácter administrativo de los registros.

mentarios a la escasa evidencia disponible sobre el comportamiento y los determinantes de la estructura salarial a lo largo del ciclo económico².

El análisis se basa, asimismo, en la metodología econométrica de descomposición desarrollada por Fortin, Lemieux y Firpo (2011) sobre la base de la *función de influencia recentrada*. Esta técnica presenta una gran ventaja sobre metodologías de descomposición equiparables disponibles en la literatura económica, en la medida en que es capaz de proporcionar una descomposición detallada de los cambios experimentados en el tiempo a lo largo de toda la distribución salarial a partir de una variedad de estadísticos distribucionales que incluye tanto los cuantiles de la distribución salarial como medidas estándar de desigualdad. Poder conocer la aportación individual de cada uno de los factores explicativos a los cambios en el conjunto de la estructura salarial a través de los componentes de características y rendimientos es una circunstancia especialmente relevante para el caso español, en tanto que la etapa examinada se caracteriza por cambios en dimensiones variadas de la composición de la fuerza de trabajo y en el tejido productivo, con efectos potencialmente contrapuestos sobre la estructura salarial.

La evidencia obtenida muestra que a lo largo de todo el período 2002-2010 se dio un crecimiento relativamente moderado de los salarios reales, con independencia del momento cíclico de la economía. A su vez, permite constatar que la desigualdad salarial en España presenta una tendencia contracíclica, ya que mientras que en la etapa 2002-2006 la desigualdad experimentó una reducción, entre 2006 y 2010 tendió a aumentar. En otro orden de cosas, se observan también cambios notables en los determinantes de la evolución de la estructura salarial a lo largo del período analizado, ya que mientras que en la fase expansiva previa a la crisis tuvieron un papel protagonista los cambios en los rendimientos salariales, destacando los crecimientos salariales relativamente homogéneos que se dieron a lo largo de toda la distribución salarial, con posterioridad se observan efectos muy significativos asociados a las modificaciones tanto de las dotaciones de características de trabajadores y empresas como de los rendimientos salariales asociados.

La estructura del artículo es la siguiente. Tras esta introducción, en la primera sección se presenta brevemente el marco de determinación salarial en la economía española y se revisa la literatura económica relacionada con la evolución de la estructura salarial en España. En las dos secciones siguientes se describen la base de datos y la metodología econométrica de descomposición empleadas en el análisis empírico. En la cuarta sección se presenta evidencia descriptiva sobre la evolución de la estructura salarial en España, así como los resultados obtenidos sobre el análisis de su origen mediante los análisis econométricos. Finalmente, en la última sección se sintetizan las principales conclusiones de la investigación.

(2) Carrasco *et al.* (2014) también utilizan la Encuesta de Estructura Salarial para examinar la evolución de la distribución salarial en España, con el propósito fundamental de tratar de explicar la influencia de los factores de oferta y demanda en la evolución salarial observada durante el período 1995-2010, para lo que desarrollan como paso inicial de su análisis empírico una descomposición de los cambios en la distribución salarial mediante la técnica de Machado y Mata (2005). Aunque en general el sentido de nuestros resultados coincide con los obtenidos por estos autores, el uso de distintas metodologías de descomposición y distintas muestras de trabajo hace que los resultados de ambas investigaciones tengan un carácter complementario.

1. MARCO INSTITUCIONAL Y REVISIÓN DE LA LITERATURA

La determinación de los salarios en España ha resultado tradicionalmente muy influida por la negociación colectiva. El papel primordial que esta institución detenta en la práctica en el ajuste de los salarios es el resultado, por una parte, del reducido nivel que presenta el Salario Mínimo Interprofesional y, por otro, de la conjunción de una elevada tasa de cobertura de la negociación colectiva (estimada habitualmente en torno al 80-90% de los asalariados) y de una fuerte vinculación entre las tarifas salariales mínimas establecidas en los convenios de sector (los de mayor prevalencia) y los salarios realmente percibidos por los trabajadores españoles [para más detalles sobre estas cuestiones véase Simón (2010)].

Tiende a considerarse que, como consecuencia de las características de la fijación de salarios en la negociación colectiva, esta institución ha inducido tradicionalmente rigideces muy significativas en la determinación salarial en España en dos ámbitos³. En primer lugar, a nivel macroeconómico, ya que los salarios agregados en España han mostrado una escasa sensibilidad a las condiciones cíclicas de la economía y, por el contrario, una fuerte indiciación a la inflación, reforzada por elementos como la duración plurianual, el principio de ultraactividad y las cláusulas de salvaguarda de los convenios colectivos [véase, por ejemplo, Banco de España (2009)]. Esto ha dificultado la evolución de los salarios agregados conforme a la situación macroeconómica, en general, y del mercado de trabajo, en particular, y ha provocado que se hayan dado crecimientos de los salarios reales en ciertos contextos de destrucción de empleo, como los años iniciales de la reciente crisis económica, exacerbando el ajuste del empleo ante perturbaciones de demanda. El segundo ámbito consiste en la limitada capacidad de ajuste de los salarios relativos, ya que las tarifas pactadas en los convenios sectoriales se caracterizan en la práctica por una notable homogeneidad tanto en su estructura como en su evolución temporal. Esta circunstancia se refleja con nitidez en las características de la estructura salarial española, entre las que destaca una fuerte inercia temporal [Simón (2009)].

Son diversas las aportaciones recientes que han arrojado luz sobre las características de la estructura salarial y su evolución temporal en España. Aunque las mismas emplean distintas fuentes de información, la mayoría se desarrolla a partir de la Encuesta de Estructura Salarial. La más destacada entre éstas corresponde a Carrasco, Jimeno y Ortega (2014), quienes examinan la evolución de la distribución salarial en España durante el período 1995-2010 utilizando todas las olas disponibles de dicha encuesta disponibles actualmente (1995, 2002, 2006 y 2010). Dichos autores documentan concretamente cómo en nuestro país los salarios reales experimentaron un crecimiento muy moderado y la desigualdad salarial experimentó una ligera reducción entre 1995 y 2006, mientras que los salarios reales crecieron significativamente y la desigualdad salarial experimentó un aumento entre 2006 y 2010. Mediante un ejercicio de decomposición de los cambios en la estructura salarial cons-

(3) La negociación colectiva ha sido objeto recientemente de diversas e importantes modificaciones en su regulación, tanto en el marco de la reforma específica de esta institución de 2011 como en la reforma laboral de carácter general de 2012. Se trata, no obstante, de modificaciones que quedan fuera del período objeto de análisis cubierto por esta investigación, 2002-2010.

tatan, asimismo, que el escaso crecimiento de los salarios reales y la compresión de la distribución salarial en la primera etapa se debió en buena medida a la caída de los rendimientos a la educación mientras que, en sentido contrario, el aumento posterior de la desigualdad salarial se explica en buena medida por un aumento de los rendimientos a la educación. A su vez, muestran mediante un marco de oferta y demanda laboral que los cambios en dichos rendimientos se explican por un aumento tanto de la oferta de trabajadores cualificados como del peso de las ocupaciones con escasos requerimientos de cualificación en la etapa 1995-2006 y por un aumento de la demanda relativa de trabajadores cualificados en la etapa 2006-2010. Lacuesta e Izquierdo (2012) confirman, por su parte, mediante un análisis con la misma fuente de información y para el período 1995-2006, tanto la atonía en el crecimiento de los salarios reales como la ligera caída de la desigualdad salarial entre 1995 y 2006. Constatan, además, que dicha reducción se produjo exclusivamente en la parte baja de la distribución entre 1995 y 2002 y, por el contrario, en la parte alta entre 2002 y 2006, así como que existen diferencias significativas entre la evolución de la estructura salarial en España y la observada en otros países avanzados, como Alemania o Estados Unidos. Por último, muestran mediante la aplicación de una técnica de descomposición que la reducción de la desigualdad en el período se produjo aun a pesar de que los cambios que se dieron en la composición del empleo hubieran aumentado la desigualdad por sí solos, lo que se explica porque los cambios en los rendimientos salariales fueron un determinante más relevante.

Empleando únicamente las dos primeras olas de la Encuesta de Estructura Salarial, Motellón, López-Bazo y El-Attar (2010) confirman que entre 1995 y 2002 los salarios reales experimentaron un crecimiento muy reducido, concentrado en la parte baja de la distribución, y que la desigualdad salarial tendió a reducirse. Asimismo, constatan que los cambios experimentados en la estructura salarial en el período son consecuencia en buena medida de los cambios en los rendimientos salariales, con un papel menor para los cambios composicionales, y que los mismos afectaron de forma distinta a los trabajadores temporales (los cuales experimentaron mejoras salariales con un carácter relativamente homogéneo) y a los indefinidos (para los cuales se produjo una reducción de los salarios, centrada en la parte intermedia de la distribución salarial). Por su parte, Simón (2009) muestra, utilizando el equivalente de la Encuesta de Estructura Salarial para España y otros países europeos, que la estructura salarial española presenta peculiaridades significativas contemplada desde una perspectiva internacional, entre las que destaca el hecho de que las características concretas que presentan la fuerza laboral y las empresas en España están asociadas a mayores niveles relativos de desigualdad salarial mientras que, por el contrario, la forma específica en que se remuneran en el mercado de trabajo español las características de los trabajadores y de las empresas reduce comparativamente la desigualdad salarial. Desde una perspectiva temporal, sus hallazgos sugieren que la reducción de la desigualdad entre 1995 y 2002 se explica en mayor medida por las modificaciones de las características de los agentes económicos que por los cambios experimentados por los rendimientos salariales.

Utilizando fuentes de información alternativas, Pijoan y Sánchez (2010) muestran mediante el Panel de Hogares de la Unión Europea que la desigualdad salarial se redujo en la segunda mitad de la década de los noventa y mediante la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares que en las dos últimas décadas del siglo XX

la evolución de la desigualdad salarial en España presentó una tendencia contracíclica, tendiendo a reducirse en las fases expansivas y a aumentar en las recesivas. Este mismo patrón contracíclico de la evolución de la desigualdad salarial es documentado por Hidalgo (2010) para el caso de los hombres y el período 1980-2000 con la Encuesta de Presupuestos Familiares y la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, y por Bonhomme y Hospido (2012) y Arranz y García-Serrano (2012), a partir de la Muestra Continua de Vidas Laborales (en el primer caso para los hombres y el período 1988-2010 y en el segundo para la etapa 2005-2010 y el conjunto de los trabajadores). Bonhomme y Hospido (2012) muestran, en concreto, que el sector de la construcción desempeñó un papel relevante a la hora de explicar la evolución contracíclica de la desigualdad salarial masculina, así como que los cambios observados en la estructura salarial española son cuantitativamente importantes desde una perspectiva internacional. Asimismo, muestran que la reducción de la desigualdad salarial de los hombres durante la expansión vino determinada en buena medida por los cambios en los rendimientos salariales mientras que, por el contrario, el aumento de la desigualdad asociada a la crisis se explica prácticamente en su totalidad por los cambios en la composición del empleo medidos en términos de ocupación, edad y sector. Arranz y García-Serrano (2012), por su parte, constatan que la evolución de la desigualdad viene determinada mayormente por los cambios en las características de los asalariados y los puestos de trabajo.

Uno de los aspectos más llamativos que muestran los resultados de las investigaciones previas es la evolución contracíclica de la desigualdad salarial que se observa en España, en tanto en que, por lo general, en las últimas décadas la desigualdad salarial ha tendido a crecer de forma significativa en las economías avanzadas [OCDE (2007) y OCDE (2008)]. Esta circunstancia es, a su vez, uno de los determinantes fundamentales del aumento generalizado que en las mismas se ha dado en la desigualdad de la renta en el pasado reciente [OCDE (2011)]. El aumento de la desigualdad salarial se ha dado, con diferente intensidad, de forma prácticamente generalizada en todas las economías avanzadas, incluyendo países de Europa continental como Alemania o Portugal [Dustmann *et al.* (2009) y Centeno y Novo (2011)], si bien ha sido particularmente pronunciado en Estados Unidos y Reino Unido [Autor *et al.* (2008) y Acemoglu (2003)]. Existen, no obstante, ciertas excepciones, pues en países como Francia o Irlanda la desigualdad salarial ha tendido a reducirse en el pasado reciente [Charnoz *et al.* (2011) y OCDE (2007)]⁴. La evidencia disponible sugiere, además, que la tendencia generalizada hacia el aumento de la desigualdad salarial es un fenómeno impulsado por el efecto de factores como la globalización y, muy especialmente, la innovación tecnológica y los cambios regulatorios que se han dado en los mercados laborales y de productos [Lemieux (2008) y OCDE (2011)]. Cabe señalar, además, que en ciertos países el aumento de la desigualdad se ha dado en la forma de una significativa polarización de la estructura salarial, consistente en un aumento de la importancia relativa y de los salarios de los empleos de cualificación alta y baja, en detrimento de los de cualificación media. Este fenómeno fue observado en primer lugar para Estados Unidos y Reino Unido [Autor *et al.* (2006) y Goos y Manning (2007)]

(4) Para un análisis comparativo de la evolución de la estructura salarial y sus determinantes en los países de la Unión Europea véase Christopoulou *et al.* (2010).

y ha sido documentado con posterioridad para otros países desarrollados [Dustmann *et al.* (2009) y Goos *et al.* (2009)]. Entre sus posibles causas se encuentran la *rutinización* del empleo, entendida como la sustitución de trabajos basados en tareas rutinarias por nuevas tecnologías [Autor *et al.* (2006)] o las imperfecciones del mercado laboral y las instituciones que lo regulan [Acemoglu y Autor (2011)].

2. DATOS

La fuente de información de la que provienen los microdatos utilizados en la investigación es la Encuesta de Estructura Salarial (desde ahora, EES), en sus olas de 2002, 2006 y 2010. La EES es una encuesta elaborada por el Instituto Nacional de Estadística conforme a una metodología armonizada para todos los países de la Unión Europea (más ciertos países no miembros), diseñada para la realización de encuestas nacionales que contengan información comparable entre países sobre la distribución de los salarios. Se trata de una encuesta que cubre a los empleados por cuenta ajena y cuyo diseño corresponde a un muestreo en dos etapas de asalariados a partir de las cuentas de cotización de sus empresas en la Seguridad Social⁵.

La EES consiste en 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. Su cobertura ha ido creciendo con el transcurso del tiempo. Así, en la ola de 2002 se incluyeron por primera vez sectores de servicios no de mercado, como educación, sanidad y otras actividades sociales; en la de 2006 los establecimientos con menos de 10 trabajadores y en la de 2010 el sector de actividad correspondiente a Administración Pública y defensa y Seguridad Social obligatoria. Asimismo, también ha aumentado con el transcurso del tiempo la información disponible sobre las características de los trabajadores, ya que en la ola de 2002 se incluyó por primera vez información sobre la nacionalidad de los individuos y si realizan tareas de supervisión. Debido a estas circunstancias, se ha optado por ceñir el análisis empírico que se desarrolla en la investigación a las olas de la EES de 2002, 2006 y 2010, con el fin de poder disponer de las máximas cobertura e información posibles⁶. En el mismo sentido, en la medida en que la ausencia de información en la encuesta sobre trabajadores no ocupados, así como de variables que puedan emplearse como restricciones de exclusión apropiadas, impide la aplicación de las técnicas estándar de corrección del sesgo de selección *à la* Heckman en las estimaciones econométricas (Heckman, 1979), el análisis se limita al caso de los hombres con el fin de evitar los problemas de sesgo de selección en el empleo que caracterizan a los salarios de las mujeres.

(5) La misma incluye, en consecuencia, microdatos emparejados empresa-trabajador (esto es, observaciones para varios asalariados en cada establecimiento), un tipo de datos que ha tenido un impacto muy significativo a nivel general en el análisis de la determinación de los salarios [Hamermesh (2008) y Abowd y Kramarz (1999)].

(6) Se ha comprobado que la falta de cobertura de las empresas de menos de 10 trabajadores en la ola de 2002 de la EES no tiene aparentemente efectos significativos en los resultados del análisis empírico. Estos resultados están a disposición por parte de los autores ante su requerimiento.

Esta fuente de datos proporciona información muy detallada sobre los salarios y las características de los trabajadores (sexo, edad, educación y nacionalidad); de sus puestos de trabajo (ocupación, antigüedad, tipo de contrato, tipo de jornada y realización de tareas de supervisión) y empresas (sector, tamaño, tipo de convenio colectivo y región)⁷. 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–). A efectos de esta investigación el concepto salarial utilizado 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 la jornada de trabajo mensual⁸. 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. Los salarios de 2002 y 2010 han sido deflactados y expresados en términos reales a precios de 2006, sobre la base de la evolución del índice de precios al consumo correspondiente al mes de octubre.

De cara al análisis empírico, se han filtrado aquellas observaciones con información no disponible sobre las principales variables de interés, así como las correspondientes a individuos mayores de 65 años o con salarios por hora inferiores a un euro o superiores a doscientos euros. Asimismo, con el fin de utilizar una cobertura sectorial homogénea, en la ola de 2010 se han eliminado las observaciones correspondientes a la sección O de la clasificación CNAE-2009 (Administración Pública y defensa; Seguridad Social obligatoria). Las muestras finales tienen un tamaño de 78.426 observaciones para 2002, 82.767 para 2006 y 95.910 para 2010. Pueden encontrarse estadísticos descriptivos de dichas muestras en el cuadro A.1 del anexo 1.

3. METODOLOGÍA

En los últimos años han proliferado en la literatura económica técnicas diversas que permiten desarrollar empíricamente descomposiciones agregadas de diferencias entre distribuciones de una variable a partir de la construcción de distribuciones contrafactuales [puede encontrarse una revisión exhaustiva de estas técnicas

(7) La información contenida en la misma permite, además, calcular variables relativas a la composición de la fuerza de trabajo a partir del conjunto de las observaciones de cada establecimiento. Aunque su uso en los análisis econométricos es relativamente frecuente [véanse, por ejemplo, Bayard *et al.* (2003) y Card y De la Rica (2006)] este tipo de variables adolece de cierto error de medida al ser calculadas a partir de la información de la muestra de trabajadores de cada establecimiento (y también debido al uso en la segunda etapa de elaboración de la encuesta de un muestreo aleatorio estratificado por género y ocupación de los individuos dentro de cada establecimiento). Por este motivo, esta clase de variables no se ha empleado en el análisis.

(8) El salario por hora ha sido calculado dividiendo el salario mensual (el cual incluye entre sus componentes el salario base, cualquier tipo de complemento salarial y las horas extraordinarias remuneradas durante el mes de octubre) por la jornada semanal normal en la empresa en una semana de octubre multiplicada por 4,35 más el número de horas extraordinarias realizadas en dicho mes. Esta forma de calcular el salario por hora es equivalente a la que emplea el INE (véase la metodología de la Encuesta de Estructura Salarial en www.ine.es).

de descomposición en Fortin, Lemieux y Firpo (2011)]. Las mismas se basan en distintas aproximaciones, como enfoques no paramétricos basados en la reponderación de muestras [DiNardo, Fortin y Lemieux (1996)], aproximaciones paramétricas basadas en las distribuciones de los residuos [Juhn, Murphy y Pierce (1993)] o técnicas basadas en la estimación de regresiones cuantílicas [Machado y Mata (2005), Melly (2006) y Chernozhukov, Fernández-Val y Melly (2013)] y, en el ámbito del análisis de las distribuciones salariales, proporcionan una descomposición de las diferencias entre dos distribuciones en función del efecto de las diferencias que existen en las características observadas y en los rendimientos de las características, respectivamente⁹. Todas ellas comparten, no obstante la limitación común de que proporcionan una descomposición agregada que se limita al efecto del conjunto de características y rendimientos, sin que sea posible conocer la aportación individual de cada variable explicativa a través de cada una de estas vías¹⁰.

El análisis empírico que se desarrolla en el artículo se basa en un nuevo procedimiento desarrollado recientemente por Fortin, Lemieux y Firpo (2011) (desde ahora, FFL) que, a diferencia de las técnicas anteriores, permite desarrollar descomposiciones detalladas y, en consecuencia, estimar el impacto de los cambios en las dotaciones o los rendimientos de una variable explicativa concreta en los cuantiles u otros estadísticos de interés de la distribución salarial incondicional.

Esta metodología se basa en la estimación de una regresión donde la variable independiente (W , 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 basada en los resultados de la regresión. La misma es, a su vez, aplicable a cualquier estadístico distribucional de interés, como pueden ser los cuantiles o medidas de desigualdad como el índice de Gini o la varianza.

La función de influencia es una herramienta empleada tradicionalmente en el campo de la estimación robusta, que mide el efecto en estadísticos distribucionales de pequeños cambios en la distribución subyacente. Así, para un estadístico distribucional dado de la distribución F_W , $v(F)$, esta función mide la importancia que tiene cada observación en la conformación del valor de dicho estadístico. FFL sugieren

(9) Buena parte de estas técnicas son susceptibles de proporcionar en principio resultados similares. Así, Melly (2006) demuestra que, bajo el supuesto de que el número de simulaciones empleado en la técnica de Machado y Mata (2005) tiende al infinito, los resultados numéricos de ambas técnicas son idénticos. Adicionalmente, Autor *et al.* (2005) muestran que la descomposición de Machado y Mata (2005) anida la técnica de DiNardo, Fortin y Lemieux (1996) y corrige alguna de las carencias de la técnica de Juhn, Murphy y Pierce (1993).

(10) Las excepciones parciales son las técnicas de Machado y Mata (2005), la cual permite la descomposición detallada del componente de rendimientos (aunque la misma es, no obstante, *path-dependent*, ya que depende del orden de introducción de las variables explicativas) y la de DiNardo, Fortin y Lemieux (1996), que permite la descomposición detallada, pero exclusivamente en el caso de variables binarias y para el componente de características [pueden encontrarse más detalles en Fortin, Lemieux y Firpo (2011)]. Otras carencias compartidas por todas estas técnicas, incluyendo la de Fortin, Lemieux y Firpo (2011), es que asumen exogeneidad para todas las variables explicativas; emplean un enfoque de equilibrio parcial y no proporcionan información sobre los mecanismos que subyacen a la relación entre los salarios y las variables explicativas.

utilizar una versión recentrada de la función de influencia tras añadir el estadístico de interés, $RIF(W) = v(F) + IF(W)$, ya que la misma tiene como valor esperado el propio estadístico $v(F)$ (en la medida en que la esperanza de la función de influencia con respecto a la distribución de W es, por definición, cero).

En el caso concreto 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:

$$IF(W / Q_\theta) = \frac{\theta - I\{W < Q_\theta\}}{f_W(Q_\theta)} \quad [1]$$

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:

$$RIF(W / Q_\theta) = Q_\theta + \frac{\theta - I\{W < Q_\theta\}}{f_W(Q_\theta)} \quad [2]$$

Así pues, la función RIF puede computarse empíricamente en el caso de los cuantiles mediante una inversión local, tras el cálculo de la variable dummy $I\{W < Q_\theta\}$ (la cual especifica si el valor de W es mayor o menor que Q_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 estadístico de interés¹¹, 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 estadístico puede expresarse ceteris paribus como el efecto parcial promedio de esa variable en la esperanza condicionada de su función RIF, y asumiendo que la esperanza condicionada de la función RIF puede ser modelizada como una función lineal de las variables explicativas, estos valores pueden ser utilizados para la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios de una regresión de la variable RIF en un vector de variables explicativas¹². 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 estadístico distribucional [en el caso concreto de los cuantiles este tipo de estimación es denominada regresión cuantílica incondicionada: para más detalles, véase Firpo, Fortin y Lemieux (2009)].

(11) Aunque la presentación formal que aparece en el texto se centra en el caso de los cuantiles de la distribución incondicionada de los salarios, el análisis empírico incluye también el caso del índice de Gini [puede encontrarse la expresión exacta de la función RIF de este estadístico en Firpo, Fortin y Lemieux (2007)]. En el caso de la media, donde la función RIF coincide con la variable independiente, la regresión RIF corresponde a una regresión salarial estándar mediante mínimos cuadrados ordinarios.

(12) Fortin, Lemieux y Firpo (2011) muestran que el efecto marginal promedio también se puede calcular alternativamente, de forma más flexible, mediante un modelo logit o un estimador no paramétrico.

Tras la estimación de los coeficientes de dicha regresión, los mismos se emplean para el cálculo para cada estadístico de una descomposición estándar en las medias a la Oaxaca-Blinder. Siguiendo la recomendación de Oaxaca y Ransom (1994) y Neumark (1988), en el desarrollo de la misma se ha empleado como estructura salarial de referencia en la descomposición la correspondiente al *pool* de los dos años implicados en la comparación. En la estimación de la misma se ha incluido, además, una variable ficticia relativa al año de pertenencia de cada observación, dado que la no inclusión de la misma puede conducir a sesgos en la descomposición en la forma de una sobrevaloración del componente de características y la correspondiente infravaloración del de rendimientos, provocada por la omisión de interceptos específicos para cada año [Elder *et al.* (2010)]¹³. A su vez, para evitar el problema de identificación que surge en este tipo de descomposición, asociado al hecho de que la elección de una referencia específica en cada grupo de variables ficticias explicativas puede afectar en la práctica a los resultados de la descomposición detallada a través de la aportación relativa de cada variable explicativa al componente de rendimientos [Oaxaca y Ransom (1999)], en la estimación de la ecuación se ha adoptado la estrategia de normalización de variables ficticias sugerida por Yun (2005), lo que permite estimar apropiadamente la contribución real de cada variable al componente de rendimientos de la descomposición¹⁴.

La descomposición toma, en consecuencia, la siguiente forma:

$$\Delta_v = (\bar{X}_B - \bar{X}_A)\hat{\gamma}_v^* + \left\{ \bar{X}_B(\hat{\gamma}_{A,v} - \hat{\gamma}_v^*) + \bar{X}_A(\hat{\gamma}_v^* - \hat{\gamma}_{B,v}) \right\} \quad [3]$$

Donde Δ_v es la diferencia en el estadístico v entre las distribuciones salariales de los años A y B ; $\bar{X}_A$ y $\bar{X}_B$ son las características promedio de cada año y $\hat{\gamma}_{A,v}$, $\hat{\gamma}_{B,v}$ y $\hat{\gamma}_v^*$ son, respectivamente, los coeficientes estimados tras la regresión de la variable RIF del estadístico v sobre el conjunto de variables explicativas en los años A , B y el *pool* de ambos años. El primer componente del lado derecho de la ecuación representa el efecto en las diferencias en el estadístico de las diferencias en características (o componente “explicado”) y el segundo corresponde al efecto de los coeficientes (o componente “no explicado”). Es importante destacar que mediante este procedimiento se obtiene una descomposición detallada de la aportación de cada factor explicativo individual al diferencial a explicar (distinguiendo, a su vez, entre los correspondientes efectos asociados a dotaciones y rendimientos)¹⁵.

(13) Se ha comprobado, en cualquier caso, que los resultados de la descomposición son robustos ante el uso de estructuras salariales de referencia alternativas, como la correspondientes al año inicial, al año final y al *pool* de ambos años sin incluir una variable ficticia indicativa del año de pertenencia de la observación. Los resultados están disponibles por parte de los autores ante su requerimiento.

(14) Esta estrategia es equivalente a calcular el promedio de las aportaciones a cada componente de la descomposición de diferentes estimaciones en las que se utilizan alternativamente como referencia cada una de las categorías de cada subconjunto de variables ficticias. Gardeazábal y Ugidos (2004) sugieren una aproximación equivalente basada en la estimación de la ecuación con mínimos cuadrados restringidos bajo la restricción de que la suma de los coeficientes de cada subconjunto de variables ficticias es igual a cero.

(15) Una posible limitación de la metodología de FFL es que se basa en una aproximación lineal a funciones potencialmente no lineales de la distribución, de modo que puede surgir un sesgo, en la medida

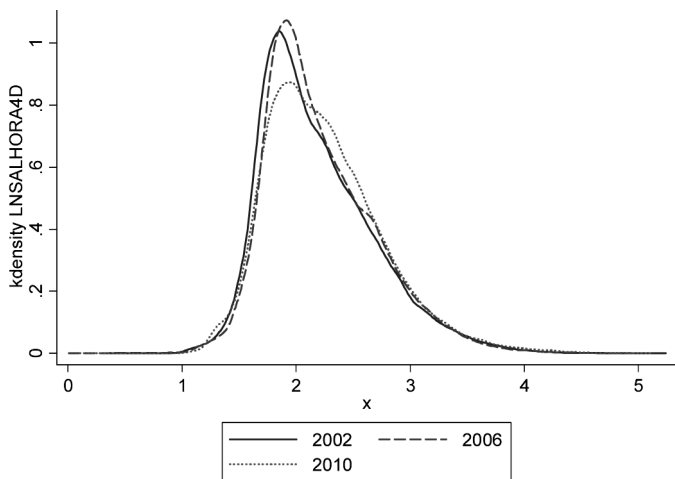
4. RESULTADOS

4.1. Evidencia descriptiva

La figura 1 y el cuadro 1 contienen evidencia descriptiva sobre la evolución a lo largo del período 2002-2010 de la distribución del salario por hora (expresado en logaritmos y a precios de 2006) y los correspondientes niveles de desigualdad (éstos se miden a partir del índice de Gini y los diferenciales entre los percentiles 10, 50 y 90 de la distribución salarial) de los hombres en España. Esta evidencia muestra, en síntesis, que los salarios reales crecieron moderadamente a lo largo de todo el período, con independencia del ciclo económico, mientras que la desigualdad salarial presentó, por el contrario, una evolución contracíclica, aumentando significativamente tras el inicio de la crisis económica.

Así, entre 2002 y 2006 el crecimiento real de los salarios fue positivo y relativamente reducido (0,026 puntos logarítmicos en promedio). El mismo se dio de forma relativamente homogénea a lo largo de toda la distribución salarial, aunque

Figura 1: DISTRIBUCIÓN SALARIAL EN ESPAÑA. 2002, 2006 Y 2010. HOMBRES



Notas: En el gráfico aparece la función de densidad del logaritmo del salario por hora. Los salarios están expresado en términos reales a precios de 2006.

Fuente: Elaboración propia.

en que el supuesto de linealidad utilizado en la regresión implica que la descomposición proporciona únicamente una aproximación de primer orden a la aportación de los componentes explicativos [para más detalles véase Rothe (2012)]. Posteriormente en la investigación se analiza empíricamente la existencia y magnitud de este posible error de especificación. En el mismo sentido, constituye una limitación adicional del análisis no tener en cuenta a la hora de calcular los errores estándar el hecho de que varios trabajadores pertenecen a una misma empresa.

**Cuadro 1: EVOLUCIÓN DE LA DISTRIBUCIÓN DEL SALARIO
POR HORA EN ESPAÑA. HOMBRES.**

	2002	2006	2010	Cambio 2002-2006	Cambio 2006-2010
Promedio	2,186	2,212	2,244	0,026	0,032
Deciles					
10	1,661	1,702	1,678	0,041	-0,025
20	1,775	1,818	1,815	0,043	-0,003
30	1,869	1,911	1,931	0,042	0,020
40	1,970	2,005	2,045	0,035	0,040
50	2,087	2,116	2,172	0,029	0,056
60	2,224	2,247	2,304	0,023	0,056
70	2,382	2,407	2,452	0,025	0,044
80	2,579	2,608	2,635	0,029	0,027
90	2,862	2,874	2,912	0,012	0,038
Medidas de desigualdad					
Índice de Gini	0,124	0,120	0,125	-0,004*	0,005*
Diferencial 90-10	1,201	1,172	1,235	-0,029*	0,063*
Diferencial 90-50	0,776	0,758	0,740	-0,018*	-0,018*
Diferencial 50-10	0,425	0,414	0,494	-0,011*	0,080*

Notas: Los salarios por hora están expresados en logaritmos y en términos reales a precios de 2006. 90-10, 50-10 y 90-50 son los diferenciales entre los percentiles 10, 50 y 90 de la distribución del logaritmo del salario por hora.

* Indica que la diferencia entre los dos años es estadísticamente significativa al 1%.

Fuente: Elaboración propia.

lo hizo con menor intensidad en las dos colas de la distribución. Esta circunstancia es consecuente con la ligera reducción experimentada por los niveles globales de desigualdad salarial (así, por ejemplo, el índice de Gini cayó de 0,124 a 0,120, siendo esta diferencia estadísticamente significativa a niveles convencionales). Esta reducción, a su vez, se debe a una disminución de la desigualdad tanto en la parte alta de la distribución (el diferencial 90-50 cayó 0,018 puntos logarítmicos) como en la parte baja (el diferencial 50-10 cayó 0,011 puntos logarítmicos). Entre 2006 y 2010, junto a un crecimiento relativamente similar del salario real (0,032 puntos logarítmicos en promedio) se dio, por el contrario, un aumento de la desigualdad salarial (el índice de Gini pasó de 0,120 a 0,125). Este aumento se explica porque el aumento de la desigualdad en la parte baja de la distribución (el diferencial 50-10 aumentó en 0,080 puntos) excedió holgadamente a la caída de la desigualdad en la parte alta (el diferencial 90-50 se redujo en 0,018 puntos).

El cuadro A.1 del anexo 1 contiene información detallada sobre las características de las muestras de la EES. Se constata a partir de la misma que en los dos períodos examinados hubo cambios significativos en las características de la fuerza de trabajo y de las empresas, y que el sentido de los mismos varía significativamente entre las dos etapas que conforman el período. Entre 2002 y 2006, la creación de empleo que se produjo en la fase expansiva dio lugar a ciertos cambios por el lado de la oferta y la demanda de trabajo que, con ciertas excepciones, se tradujeron en la incorporación de trabajadores y la creación de puestos de trabajo con características comparativamente peor valoradas en términos salariales que los existentes previamente. Así, aumentó significativamente la presencia de inmigrantes (si bien también la de trabajadores de mayor edad e individuos con educación terciaria); aumentó la presencia relativa de trabajadores sin cualificación (aunque también la de aquellos comparativamente más cualificados, dando lugar a un cierto proceso de polarización ocupacional) y se dio un aumento de puestos de trabajo con contrato temporal, con jornada parcial y sin tareas de supervisión. En lo que respecta a las características de las empresas, cambió la composición sectorial y regional de la fuerza de trabajo (en el primer caso, aumentó el peso de la construcción y las actividades inmobiliarias y se redujo el del sector manufacturero) y aumentó la presencia de trabajadores en empresas grandes y cubiertas por convenios colectivos de ámbito sectorial. Por su parte, la intensa destrucción de empleo que se produjo entre 2006 y 2010 provocó cambios más significativos en la composición del empleo que en la etapa anterior y que, por lo general, se centraron en trabajadores y puestos de trabajo con características asociadas a peores salarios. Así, se redujo la presencia relativa de inmigrantes y aumentó la de individuos con mayores niveles de edad, educación y antigüedad; cayó el peso relativo del empleo temporal, el de los puestos de trabajo sin tareas de supervisión y el de los trabajadores sin cualificación y, finalmente, se redujo el peso del sector de la construcción y hubo un desplazamiento del empleo hacia empresas de mayor tamaño relativo y con convenio de empresa.

En síntesis, la evidencia previa confirma que a lo largo de todo el período 2002-2010 se dieron cambios significativos en las características observadas de trabajadores y empresas. Las mismas, además, dieron lugar a efectos sobre los salarios que plausiblemente actúan en sentido contrapuesto y que podrían, en consecuencia, tener un efecto neto sobre la estructura salarial indeterminado a priori (en especial durante la etapa expansiva). Esta circunstancia subraya, en última instancia, la importancia del uso de una descomposición detallada en el análisis empírico.

4.2. Descomposiciones económicas

A continuación se examinan los resultados del análisis empírico de la evolución de la desigualdad salarial en España obtenidos mediante la técnica de FFL. Las variables explicativas que se han considerado en dicho análisis 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; el nivel de educación general (distinguiendo tres niveles: educación primaria, secundaria y terciaria) y la edad (distinguiendo tres tramos: menos de 30, entre 30 y 45 y más de 45 años). Las características de los puestos de trabajo son la ocupación (nueve categorías correspondientes a los grandes grupos ocupacionales); los años de antigüedad en el empleo ac-

tual y su forma cuadrática; el tipo de contrato (indefinido o de duración determinada); el tipo de jornada (tiempo completo o tiempo parcial) y la realización de tareas de supervisión. Por último, los atributos de las empresas son el sector (doce categorías)¹⁶; el tamaño (seis estratos); la región de ubicación y el tipo de convenio (distinguiendo entre convenio de empresa, de sector nacional y de sector infranacional).

Las figuras 2 y 3 muestran los coeficientes estimados mediante el método de regresión cuantílica incondicional sobre el que se fundamenta la metodología de descomposición propuesta por FFL. Dichos coeficientes miden para cada factor explicativo su impacto en diferentes cuantiles de la distribución incondicionada de los salarios¹⁷ y corresponden a los resultados obtenidos considerando conjuntamente las características individuales, de los puestos de trabajo y de las empresas. Cabe destacar que, por una cuestión de espacio, en este último caso se trata de variables explicativas seleccionadas (puede encontrarse información detallada sobre los coeficientes del conjunto de las variables explicativas en el cuadro A.2 del anexo 1). Con el fin de facilitar el análisis comparativo, las escalas de todos los gráficos son similares.

En general, la evidencia obtenida está en línea con los resultados de estudios previos sobre las características de la estructura salarial en España y la naturaleza de diversos diferenciales salariales. Así, se constata la existencia de un diferencial salarial desfavorable para los inmigrantes en las partes izquierda y, especialmente, central de la distribución, pero favorable en la cola derecha¹⁸. En los casos de la edad, la educación y la antigüedad se observan rendimientos positivos para estos factores que tienden a crecer por lo general a lo largo de la distribución salarial¹⁹. En lo que respecta al impacto de la temporalidad, la penalización salarial que afecta a los trabajadores españoles con contrato temporal [véase De la Rica (2004)] tiende a acentuarse en la parte central de la distribución y reducirse en la parte alta. En cuanto al resto de factores, sin ánimo de ser exhaustivos, la jornada parcial tiene un impacto negativo en los salarios en la parte baja de la distribución, pero positiva en la alta [puede encontrarse evidencia adicional sobre el impacto salarial de la jornada parcial para las mujeres españolas en Fernández-Kranz y Rodríguez-Planas (2011)];

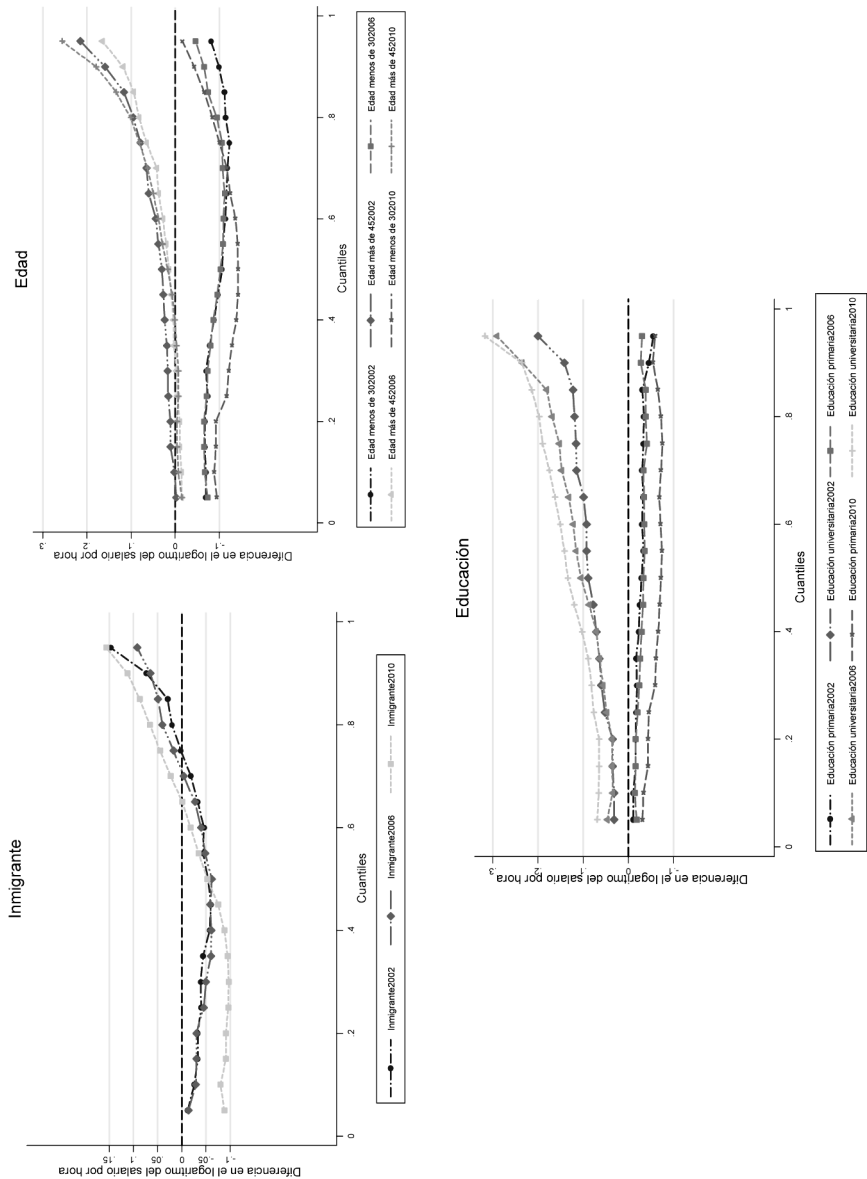
(16) En relación con olas anteriores de la EES, en la ola de 2010 se emplearon nuevas clasificaciones ocupacionales (CNO-11 en lugar de la CNO-94) y sectoriales (CNAE-2009 en lugar de CNAE-93). Con el fin de utilizar en el análisis empírico clasificaciones homogéneas en ambos casos, para todas las olas se han utilizado las secciones definidas según la CNAE-93 en el caso de los sectores (doce categorías) y los grandes grupos ocupacionales en el caso de las ocupaciones (nueve categorías).

(17) Cabe destacar que las estimaciones mediante este método no coinciden con las obtenidas mediante los métodos estándar que permiten realizar regresiones cuantílicas de carácter condicionado [Firpo, Fortin y Lemieux (2009)].

(18) Este resultado ya ha sido señalado por estudios previos [Canal y Rodríguez (2008)] y obedece muy posiblemente al diferente tratamiento salarial relativo con respecto a los nativos que ha sido observado para los inmigrantes en nuestro país en función de si proceden de economías emergentes o avanzadas. Así, mientras que en el caso de los primeros existe una brecha salarial desfavorable que se explica casi completamente por la segregación ocupacional y por establecimiento, los últimos reciben mayores salarios que los nativos que no se justifican por las dotaciones de características observadas [Simón *et al.* (2008)].

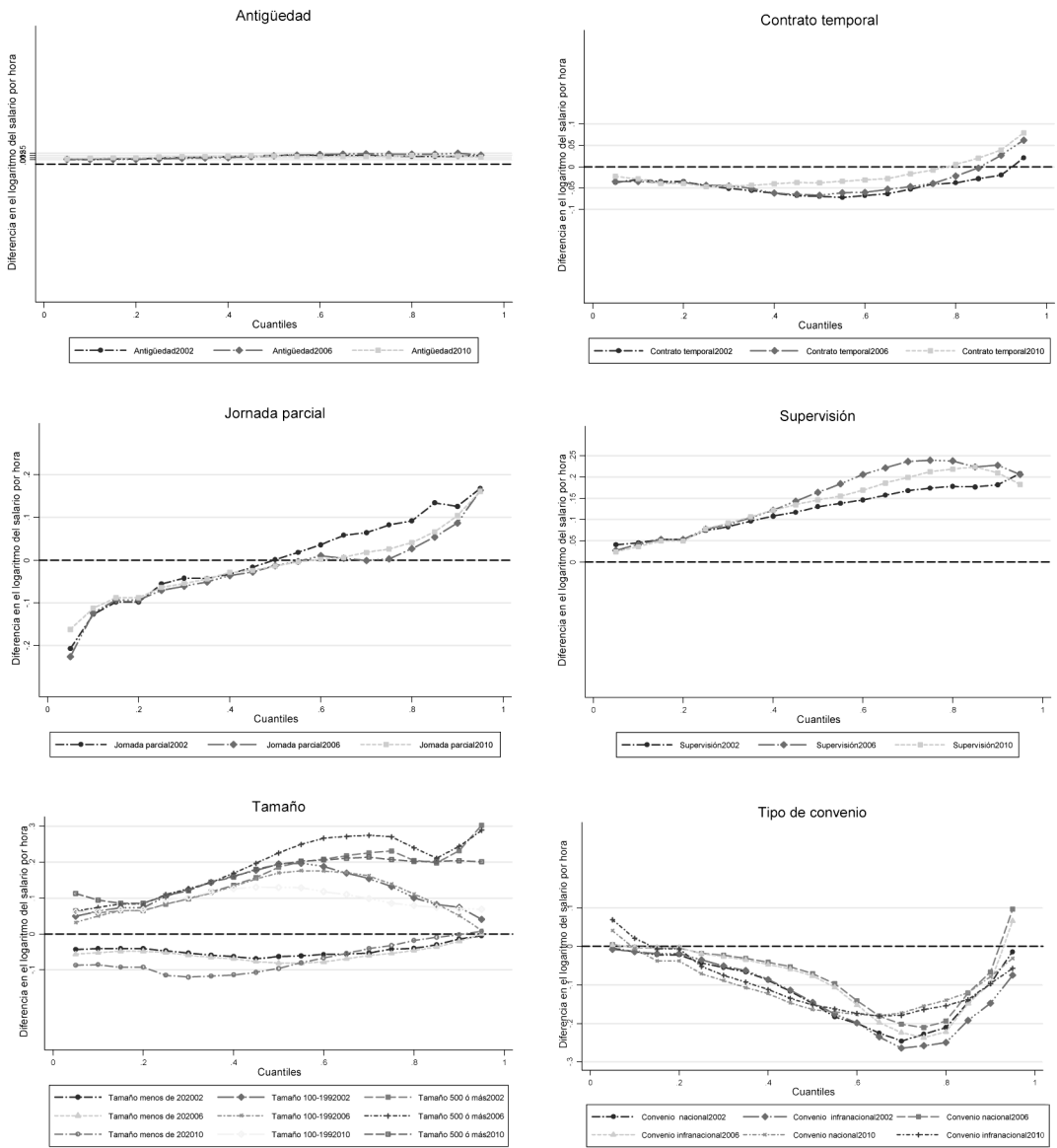
(19) Puede encontrarse evidencia detallada sobre la caída de los rendimientos a la educación/cualificación y la edad en España en el pasado reciente en Bonhomme y Hospido (2012) y Felgueroso *et al.* (2010).

Figura 2: COEFICIENTES DE LAS REGRESIONES CUANTÍLAS INCONDICIONADAS. CARACTERÍSTICAS INDIVIDUALES



Fuente: Elaboración propia.

Figura 3: COEFICIENTES DE LAS REGRESIONES CUANTÍLICAS INCONDICIONADAS.
CARACTERÍSTICAS SELECCIONADAS DE LOS PUESTOS DE TRABAJO Y DE LAS EMPRESAS



Fuente: Elaboración propia.

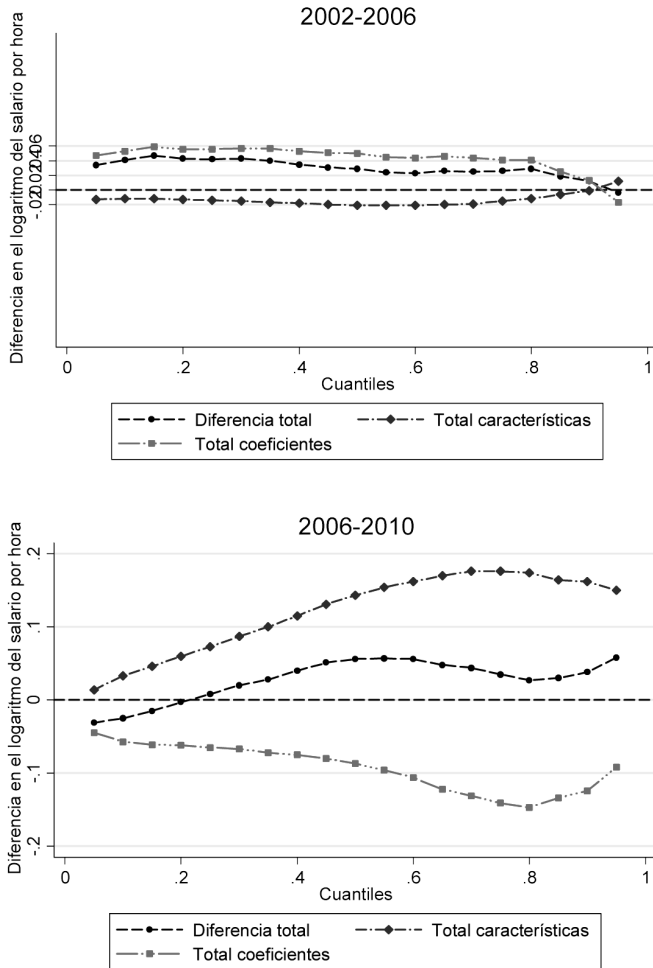
ejercer supervisión sobre otros trabajadores y trabajar en empresas de mayor tamaño incrementa los salarios (y lo hace, además, de forma creciente a lo largo de la distribución salarial) y se confirma que estar cubierto por un convenio de empresa está en general asociado a la percepción de mayores salarios [Card y De la Rica (2006)].

La figura 4 contiene la descomposición agregada de los cambios experimentados por la distribución salarial de los hombres en España durante el período temporal analizado, obtenida mediante la aplicación de la técnica de FFL. Más concretamente, se trata de la representación gráfica de los resultados de la descomposición del crecimiento del logaritmo del salario por hora en función de la aportación agregada de los componentes de rendimientos y características en veinte cuantiles de la distribución distribuidos uniformemente. Los resultados corresponden a una especificación de la ecuación salarial que incluye como variables explicativas las características sociodemográficas de los individuos y también características de los puestos de trabajo y empresas. Por su parte, en las figuras 5 y 6 y en los cuadros 2 y 3 aparecen los resultados detallados de la descomposición de los cuantiles y de una medida de desigualdad (el índice de Gini) obtenidos aplicando la metodología de FFL. Para facilitar la presentación, los mismos se presentan de forma separada para los factores explicativos que conforman los componentes de características y rendimientos, agrupados en cada caso distinguiendo entre características individuales, de los puestos de trabajo y de las empresas (pueden verse los resultados correspondientes a las diferentes variables explicativas individuales en los cuadros 2 y 3).

Comenzando con el período 2002-2006 (panel superior de la figura 4) se confirma que el cambio en la composición del empleo (cuyo efecto es recogido por el componente de características de la descomposición) contribuyó en términos netos a una reducción de los salarios de forma relativamente homogénea a lo largo de la distribución salarial (la única excepción es la cola derecha de la distribución, donde tuvo un impacto nulo o ligeramente positivo). El cambio experimentado por los coeficientes fue, en consecuencia, el principal origen del crecimiento experimentado en la práctica por los salarios reales, con un efecto, de nuevo, relativamente homogéneo en toda la distribución salarial (con la excepción de nuevo de la cola derecha de la distribución, donde fue menos intenso).

Aun a pesar del interés de esta evidencia, la misma no aporta información sobre cuáles son los factores explicativos concretos que determinaron los cambios atribuibles a los componentes de características y rendimientos, ilustrando así sobre una de las principales carencias asociadas a las descomposiciones de carácter agregado. En este sentido, los resultados de la descomposición detallada confirman que los cambios en las características individuales tuvieron efectos contrapuestos sobre los salarios (la mayor presencia de inmigrantes con un impacto generalmente negativo y la de individuos con mayor edad y educación con un impacto positivo), de modo que si bien produjeron un efecto conjunto favorable sobre los salarios éste fue en general muy poco significativo (figura 5 y cuadro 2). Por el contrario, los cambios en las características de los puestos de trabajo y empresas tuvieron en general un impacto negativo en los salarios, destacando en este sentido la menor presencia de asalariados con responsabilidades de supervisión. Asimismo, cabe destacar que el cambio en la distribución por ocupaciones tuvo un impacto negativo en las partes baja y central de la distribución pero positivo en la alta, lo que, junto con el impacto sa-

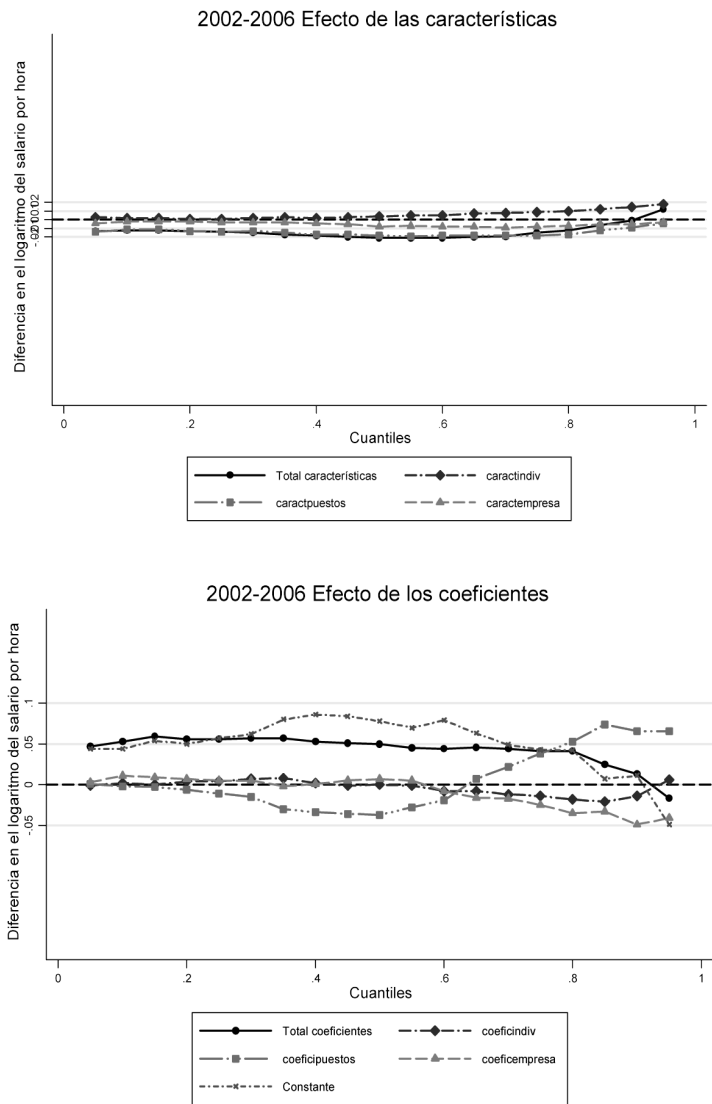
Figura 4: DESCOMPOSICIÓN AGREGADA DE LOS CAMBIOS
EN LA DISTRIBUCIÓN SALARIAL EN ESPAÑA



Fuente: Elaboración propia.

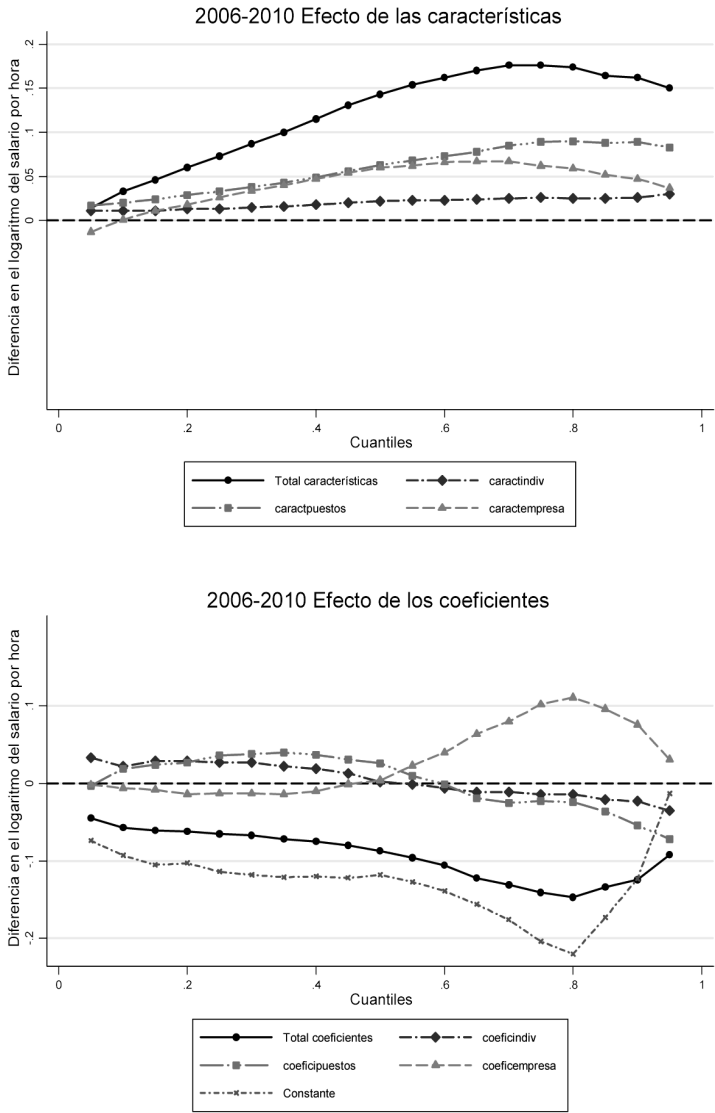
larial del tipo de jornada, ayuda a explicar el perfil creciente a lo largo de la distribución del impacto salarial agregado de los cambios en las características. Se trata de evidencia que sugiere, en síntesis, que la creciente presencia de puestos de trabajo y empresas con características asociadas a bajos salarios ejerció en esta etapa un efecto depresor sobre los salarios que se impuso a la mayor presencia de individuos con características asociadas a mejores salarios.

Figura 5: DESCOMPOSICIÓN DETALLADA DE LOS CAMBIOS
EN LA DISTRIBUCIÓN SALARIAL EN ESPAÑA. 2002-2006



Fuente: Elaboración propia.

Figura 6: DESCOMPOSICIÓN DETALLADA DE LOS CAMBIOS
EN LA DISTRIBUCIÓN SALARIAL EN ESPAÑA. 2006-2010



Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2: DESCOMPOSICIÓN DE LOS CAMBIOS EN LOS CUANTILES Y EN LA DESIGUALDAD. DESCOMPOSICIÓN DE FORTIN-LEMIEUX-FIRPO. 2002-2006

		Percentil 10	Mediana	Percentil 90	Gini
Total	2006	1,702 (0,002)***	2,116 (0,002)***	2,874 (0,004)***	0,120 (0,000)***
	2002	1,661 (0,002)***	2,087 (0,002)***	2,862 (0,004)***	0,124 (0,000)***
	Diferencia	0,041 (0,002)***	0,029 (0,003)***	0,012 (0,006)**	-0,004 (0,000)***
	Características	-0,012 (0,001)***	-0,021 (0,002)***	-0,001 (0,003)	0,002 (0,000)***
	Coefficientes	0,053 (0,002)***	0,050 (0,002)***	0,013 (0,005)***	-0,006 (0,000)***
Características	Nacionalidad	-0,001 (0,000)***	-0,003 (0,000)***	0,003 (0,000)***	0,000 (0,000)***
	Edad	0,002 (0,000)***	0,004 (0,000)***	0,006 (0,000)***	0,000 (0,000)***
	Educación	0,001 (0,000)***	0,003 (0,000)***	0,006 (0,001)***	0,000 (0,000)***
	Antigüedad	-0,001 (0,000)***	-0,003 (0,001)***	-0,003 (0,001)***	-0,000 (0,000)
	Contrato	-0,001 (0,000)***	-0,001 (0,000)***	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)***
	Jornada	-0,003 (0,000)***	-0,000 (0,000)	0,003 (0,000)***	0,001 (0,000)***
	Supervisión	-0,003 (0,000)***	-0,011 (0,000)***	-0,014 (0,001)***	-0,001 (0,000)***
	Ocupación	-0,003 (0,000)***	-0,003 (0,001)***	0,005 (0,002)**	0,001 (0,000)***
	Región	-0,001 (0,000)***	-0,001 (0,001)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)***
	Sector	-0,000 (0,000)	-0,002 (0,000)***	-0,006 (0,001)***	-0,000 (0,000)***
	Tamaño	-0,001 (0,000)***	-0,003 (0,001)***	0,002 (0,000)***	0,000 (0,000)***
	Tipo de convenio	-0,000 (0,000)**	-0,002 (0,000)***	-0,001 (0,000)***	-0,000 (0,000)***

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

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 2: DESCOMPOSICIÓN DE LOS CAMBIOS EN LOS CUANTILES Y EN LA DESIGUALDAD. DESCOMPOSICIÓN DE FORTIN-LEMIEUX-FIRPO. 2002-2006
(continuación)

		Percentil 10	Mediana	Percentil 90	Gini
Coeficientes	Nacionalidad	0,001 (0,005)	0,003 (0,005)	0,004 (0,007)	0,000 (0,001)
	Edad	0,001 (0,001)	0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,000)**
	Educación	-0,000 (0,001)	-0,003 (0,002)	-0,017 (0,005)***	-0,001 (0,000)***
	Antigüedad	0,005 (0,003)*	-0,008 (0,004)**	0,039 (0,008)***	0,003 (0,001)***
	Contrato	0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,011 (0,002)***	-0,001 (0,000)***
	Jornada	-0,001 (0,006)	0,006 (0,006)	0,018 (0,012)	-0,001 (0,001)
	Supervisión	0,001 (0,001)	-0,009 (0,002)***	-0,012 (0,004)***	-0,000 (0,000)*
	Ocupación	-0,008 (0,006)	-0,025 (0,006)***	0,032 (0,007)***	0,004 (0,001)***
	Región	-0,000 (0,005)	-0,008 (0,004)**	-0,015 (0,005)***	-0,001 (0,001)
	Sector	0,008 (0,003)***	-0,000 (0,003)	-0,048 (0,008)***	-0,004 (0,001)***
	Tamaño	-0,000 (0,001)	-0,002 (0,001)	0,002 (0,002)	-0,000 (0,000)
	Tipo de convenio	0,003 (0,002)*	0,017 (0,002)***	0,012 (0,006)**	0,000 (0,000)
	Constante	0,044 (0,012)***	0,078 (0,011)***	0,011 (0,020)	-0,005 (0,002)**
<i>N</i>		161.193	161.193	161.193	161.193

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

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a los efectos detallados asociados a los cambios en los coeficientes, cabe destacar que el efecto agregado de los cambios en rendimientos salariales se explica en buena medida por el efecto de la constante (la cual recoge el efecto de factores inobservados), el cual fue sistemáticamente positivo y relativamente homogéneo en toda la distribución, con la excepción de la cola derecha. Por el contrario, son muy pocos los factores individuales adicionales cuyos cambios en rendimientos tuvieron impactos significativos en el crecimiento del salario real entre 2002 y 2006 (en especial en las partes baja y central de la distribución, pues en la alta se aprecian ciertos efectos asociados a los cambios en los rendimientos salariales de la antigüedad y las ocupaciones).

Cuadro 3: DESCOMPOSICIÓN DE LOS CAMBIOS EN LOS CUANTILES Y EN LA DESIGUALDAD. DESCOMPOSICIÓN DE FORTIN-LEMIEUX-FIRPO. 2006-2010

		Percentil 10	Mediana	Percentil 90	Gini
Total	2010	1,678	2,172	2,912	0,125
		(0,002)***	(0,002)***	(0,004)***	(0,000)***
	2006	1,702	2,116	2,874	0,120
		(0,002)***	(0,002)***	(0,004)***	(0,000)***
	Diferencia	-0,025	0,056	0,038	0,005
		(0,002)***	(0,003)***	(0,005)***	(0,000)***
Características	Características	0,033	0,143	0,162	0,007
		(0,001)***	(0,002)***	(0,004)***	(0,000)***
	Coefficientes	-0,057	-0,087	-0,124	-0,002
		(0,002)***	(0,003)***	(0,005)***	(0,000)***
Características	Nacionalidad	0,001	0,001	-0,001	-0,000
		(0,000)***	(0,000)***	(0,000)***	(0,000)***
	Edad	0,005	0,010	0,011	0,000
		(0,000)***	(0,000)***	(0,001)***	(0,000)**
	Educación	0,005	0,011	0,016	0,001
		(0,000)***	(0,000)***	(0,001)***	(0,000)***
	Antigüedad	0,013	0,025	0,029	0,000
		(0,000)***	(0,001)***	(0,001)***	(0,000)***
	Contrato	0,002	0,004	-0,002	-0,001
		(0,000)***	(0,000)***	(0,000)***	(0,000)***
	Jornada	-0,003	-0,000	0,002	0,001
		(0,000)***	(0,000)**	(0,000)***	(0,000)***
	Supervisión	0,000	0,001	0,001	0,000
		(0,000)**	(0,000)**	(0,000)**	(0,000)**
	Ocupación	0,008	0,033	0,059	0,003
		(0,001)***	(0,001)***	(0,002)***	(0,000)***
	Región	0,003	0,008	0,008	0,000
		(0,000)***	(0,000)***	(0,001)***	(0,000)***
	Sector	-0,013	-0,007	0,003	0,002
		(0,001)***	(0,001)***	(0,001)***	(0,000)***
	Tamaño	0,011	0,028	0,018	-0,000
		(0,001)***	(0,001)***	(0,001)***	(0,000)***
	Tipo de convenio	0,000	0,031	0,018	0,001
		(0,001)	(0,001)***	(0,002)***	(0,000)***

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

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 3: DESCOMPOSICIÓN DE LOS CAMBIOS EN LOS CUANTILES Y EN LA DESIGUALDAD. DESCOMPOSICIÓN DE FORTIN-LEMIEUX-FIRPO. 2006-2010
(continuación)

		Percentil 10	Mediana	Percentil 90	Gini
Coeficientes	Nacionalidad	0,021 (0,005)***	-0,004 (0,004)	-0,020 (0,006)***	-0,005 (0,001)***
	Edad	0,003 (0,001)***	0,006 (0,001)***	-0,004 (0,001)***	-0,001 (0,000)***
	Educación	-0,002 (0,001)**	-0,000 (0,001)	0,001 (0,003)	0,000 (0,000)
	Antigüedad	0,016 (0,003)***	0,014 (0,004)***	-0,019 (0,008)**	-0,004 (0,001)***
	Contrato	-0,001 (0,002)	-0,007 (0,002)***	-0,003 (0,003)	-0,000 (0,000)
	Jornada	-0,005 (0,005)	0,001 (0,004)	-0,008 (0,008)	0,004 (0,001)***
	Supervisión	0,002 (0,001)	0,005 (0,002)***	0,005 (0,005)	0,000 (0,000)
	Ocupación	0,007 (0,005)	0,013 (0,005)***	-0,029 (0,006)***	-0,003 (0,001)***
	Región	0,006 (0,004)	-0,008 (0,003)**	0,001 (0,005)	-0,000 (0,001)
	Sector	-0,010 (0,003)***	0,026 (0,003)***	0,073 (0,007)***	0,007 (0,001)***
	Tamaño	-0,004 (0,001)***	0,002 (0,001)***	0,001 (0,001)	0,001 (0,000)***
	Tipo de convenio	0,002 (0,001)*	-0,016 (0,002)***	0,001 (0,004)	0,000 (0,000)
	Constante	-0,093 (0,010)***	-0,118 (0,009)***	-0,123 (0,017)***	-0,000 (0,002)
<i>N</i>		178.677	178.677	178.677	178.677

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

Fuente: Elaboración propia.

Para el período 2006-2010 los resultados de la descomposición agregada revelan que aunque el comportamiento de los salarios reales no fue sustancialmente diferente al del período anterior (con crecimientos moderados y relativamente homogéneos a lo largo de buena parte de la distribución salarial) el mismo obedeció a un origen muy diferente. Así, a diferencia de la etapa anterior, el cambio en la composición del empleo fue muy favorable para los salarios a lo largo de prácticamente toda la distribución salarial y el de rendimientos, por el contrario, desfavorable, acentuándose ambos efectos a lo largo de la distribución (figura 4). Los resultados deta-

llados (figura 6) confirman, por su parte, que, si bien los cambios en las características individuales tuvieron un efecto positivo sobre los salarios, el principal efecto es el asociado a las modificaciones de las características de los puestos de trabajo y empresas y, en consecuencia, de la estructura productiva. En cuanto al efecto de los coeficientes, se observa que el grueso del efecto depresor sobre los salarios asociado a los cambios experimentados por los rendimientos salariales se debió de nuevo al significativo efecto de la constante, puesto que los cambios en los rendimientos salariales asociados a otro tipo de factores individuales fueron por lo general muy poco significativos, con la única excepción de los asociados al sector de actividad (cuadro 3).

Desde la perspectiva de la evolución de la desigualdad, la reducción de la desigualdad que se produjo en el período 2002-2006 se explica porque el efecto de los cambios en los coeficientes se impuso al derivado de las modificaciones en la composición del empleo, las cuales hubieran aumentado *ceteris paribus* la desigualdad (cuadro 3). En la etapa 2006-2010, aunque no cambió el sentido de la influencia de los componentes de características y rendimientos, el impacto de los cambios en las características (con un papel destacado para la ocupación y el sector) se impuso, por el contrario, al derivado de los coeficientes, explicando esta circunstancia en última instancia el aumento que se produjo en los niveles de la desigualdad salarial.

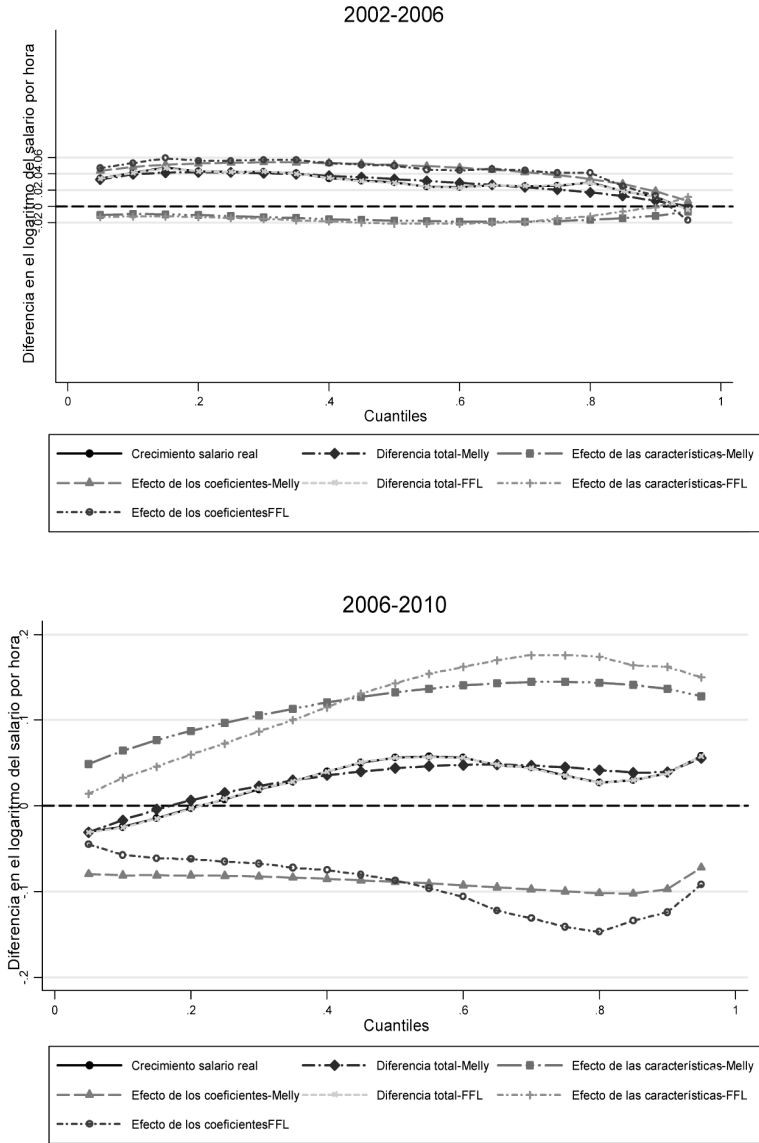
5.3. *Análisis de robustez*

Tal y como se señalaba en la sección de metodología, una posible limitación de la técnica de FFL es que se basa en una aproximación lineal a funciones potencialmente no lineales de la distribución, lo cual puede dar lugar a un sesgo en la aportación de los componentes explicativos. Una forma de examinar empíricamente el alcance de este sesgo es mediante la comparación de los resultados obtenidos en la descomposición con esta técnica en función de la aportación de los componentes agregados con los obtenidos mediante una técnica alternativa. Para ello se ha empleado la técnica de Melly (2006) basada en la regresión cuantílica²⁰. La misma, como se señalaba en la sección de metodología, es susceptible de proporcionar resultados similares a los de metodologías equiparables.

La figura 7 contiene los resultados de la descomposición obtenidos mediante ambas metodologías, junto con el crecimiento salarial realmente observado. Aunque se identifican discrepancias menores, se da por lo general una notable coincidencia entre ambas metodologías en la aportación de los componentes de características y rendimientos para los dos períodos temporales. En el mismo sentido, cabe destacar la mayor coincidencia con el crecimiento salarial realmente observado del crecimiento

(20) La técnica de Melly (2006) consta de tres etapas (en el anexo 2 se describe cada una de estas etapas con más detalle). En la primera se estima el impacto de un conjunto de variables explicativas sobre la distribución salarial condicionada mediante técnicas estándar de regresión cuantílica. En la segunda se estima la distribución salarial incondicionada mediante la integración de la distribución salarial condicionada sobre el rango de las variables explicativas empleadas en las regresiones cuantílicas. Finalmente, tras la construcción de los cuantiles de la distribución salarial contrafactual siguiendo las dos etapas anteriores, se descomponen las diferencias entre los cuantiles de las distribuciones salariales de interés en dos componentes: uno que captura la contribución de las diferencias en los coeficientes estimados (el componente de precios) y otro que mide la contribución de las diferencias en las características consideradas (el componente de características).

Figura 7: COMPARACIÓN DE RESULTADOS DE LA DESCOMPOSICIÓN AGREGADA.
TÉCNICAS DE MELLY (2006) Y FORTIN, LEMIEUX Y FIRPO (2011)



Fuente: Elaboración propia.

salarial total explicado por la técnica de FFL que por la de Melly (2006). Esta evidencia sugiere, en síntesis, que, si bien pudieran existir ciertos efectos de sesgo asociados al uso de aquella técnica de descomposición, los mismos son aparentemente poco significativos en el contexto del análisis desarrollado en esta investigación.

5. CONCLUSIONES

Este artículo examina la evolución de la estructura salarial y sus principales determinantes en España en el período 2002-2010. El análisis empírico cubre un período que abarca el inicio de la crisis económica actual y para el que la evidencia previa es escasa. El análisis se desarrolla de forma exclusiva para los hombres sobre la base de los microdatos de las últimas olas de la Encuesta de Estructura Salarial (2002, 2006 y 2010) y una metodología econométrica de descomposición desarrollada recientemente por Fortin, Lemieux y Firpo (2011). Esta técnica presenta una gran ventaja sobre otras metodologías de descomposición equiparables propuestas en la literatura económica, ya que proporciona una descomposición detallada de los cambios experimentados en el tiempo a lo largo de la distribución salarial, permitiendo conocer la aportación individual de cada uno de los factores explicativos a través de los componentes de características y rendimientos. Esta circunstancia es relevante, en la medida en que en la etapa examinada se produjeron en la economía española cambios significativos y poco usuales en dimensiones variadas de las características de la oferta y demanda de trabajo, con efectos sobre la estructura salarial potencialmente contrapuestos.

La evidencia obtenida muestra que durante todo el período 2002-2010 se dio un crecimiento moderado de los salarios reales y que el mismo fue relativamente similar en las dos etapas que lo conforman, con independencia de la situación de la economía en términos de crecimiento económico y comportamiento del empleo. En consonancia con los resultados de investigaciones previas basadas en fuentes de información alternativas, se observa que la desigualdad salarial presentó una evolución contracíclica, reduciéndose en la etapa 2002-2006 y aumentando significativamente entre 2006 y 2010, tras el inicio de la crisis económica.

Asimismo, se observan cambios notables en los determinantes de la evolución de la estructura salarial durante la etapa examinada. Así, el moderado aumento de los salarios reales que se dio en el período 2002-2006 se explica fundamentalmente por los cambios en los rendimientos salariales y, en concreto, por los crecimientos salariales moderados y relativamente homogéneos que se dieron a lo largo de toda la distribución salarial. En el período 2006-2010, por su parte, se dieron efectos muy significativos derivados tanto de las modificaciones de las dotaciones de características de trabajadores y empresas como de las de los correspondientes rendimientos salariales, con un efecto contrapuesto sobre los salarios, si bien se impuso el derivado de los cambios en la composición del empleo, originando un aumento de los salarios reales. En cuanto a los cambios experimentados por la desigualdad salarial, se constata que el aumento de desigualdad que se produjo entre 2002 y 2006 se explica fundamentalmente por los cambios en las características de trabajadores y empresas, mientras que su reducción posterior se debe al efecto del componente de rendimientos.

Otro resultado a destacar que se desprende del análisis es que el efecto en la evolución de la estructura salarial española atribuible a los cambios en los rendimientos salariales tiende a explicarse por los factores inobservados capturados por la constante, y no tanto por cambios en rendimientos asociados a factores individuales identificables. Este efecto, además, tiende a ser relativamente homogéneo en toda la distribución salarial, con la excepción de una influencia más débil en la cola derecha. La existencia de estos elementos comunes en los procesos de determinación salarial que tienden a afectar al grueso de los trabajadores son consistentes con rasgos distintivos de la negociación colectiva en España, como son la fuerte inercia derivada de la gran homogeneidad de los incrementos de salarios pactados y su elevada tasa de cobertura. En consecuencia, si bien con la debida cautela, cabe señalar que la evidencia obtenida sobre la significativa inercia temporal de la estructura salarial española es compatible con la influencia significativa de la negociación colectiva en la determinación salarial en nuestro país.

La evidencia obtenida muestra que el crecimiento de los salarios reales de los hombres en los años iniciales de la crisis económica fue equiparable al de los años de expansión. Los resultados del ejercicio de descomposición sugieren, no obstante, la presencia de cierta moderación en el comportamiento de los salarios tras el inicio de la crisis, ya que la evolución de los salarios en el período 2006-2010 estuvo muy influida por los cambios en la composición de las empresas y la fuerza laboral, sin los cuales los salarios reales habrían caído. En cualquier caso, en términos de política económica, parece deseable la adopción de medidas que redundasen en una mayor moderación salarial que favoreciese tanto la reducción del desempleo como el proceso de devaluación competitiva en el que se encuentra inmersa la economía española. A la luz de los hallazgos de esta investigación, parece recomendable, además, que las mismas prestasen especial atención al funcionamiento de la negociación colectiva. Esta circunstancia parece avalar el acometimiento de las modificaciones potencialmente profundas en esta institución que constituyó, precisamente, una de las principales líneas de actuación de la reforma laboral de 2012 (en la que, entre otras circunstancias, se dotó de prioridad aplicativa plena a los convenios de empresa, se potenció la aplicación de las cláusulas de descuelgue de los convenios de sector y se eliminó la ultraactividad de los convenios). Así, aunque queda fuera del alcance de esta investigación, resultará de indudable interés examinar en el futuro en qué medida los importantes cambios de los que ha sido objeto la regulación de la negociación colectiva redundarán en la práctica en modificaciones significativas en la determinación de los salarios y la evolución de la estructura salarial en España.

ANEXO 1

Cuadro A.1: DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES. HOMBRES

	2002	2006	2010
Salario por hora (euros de 2006)	10,272 (7,13)	10,460 (6,87)	10,994 (8,19)
Logaritmo del salario por hora	2,186 (0,49)	2,212 (0,48)	2,244 (0,50)
Nativo	0,963	0,916	0,929
Inmigrante	0,037	0,084	0,071
Edad menos de 30	0,258	0,227	0,154
Edad 30-45	0,469	0,477	0,508
Edad más de 45	0,272	0,295	0,338
Educación primaria	0,304	0,296	0,185
Educación secundaria	0,547	0,528	0,591
Educación terciaria	0,149	0,176	0,223
Antigüedad	7,695 (9,62)	7,528 (9,63)	9,377 (10,06)
Contrato temporal	0,268	0,288	0,216
Contrato indefinido	0,732	0,712	0,784
Jornada parcial	0,042	0,068	0,090
Jornada completa	0,958	0,932	0,910
Supervisión	0,290	0,215	0,219
No supervisión	0,710	0,785	0,781
Directores y gerentes	0,031	0,033	0,042
Técnicos y profesionales científicos	0,083	0,085	0,127
Técnicos y profesionales de apoyo	0,133	0,126	0,191
Empleados administrativos y de oficina	0,077	0,082	0,081
Servicios de restauración y vendedores	0,076	0,063	0,083
Trabajadores cualificados en agricultura	0,002	0,003	0,004
Trab. cual. de manufacturas y construcción	0,256	0,272	0,224
Operadores de instalaciones y maquinaria	0,237	0,206	0,153
Ocupaciones elementales	0,106	0,130	0,095
Andalucía	0,098	0,101	0,103
Aragón	0,049	0,046	0,040
Asturias	0,035	0,031	0,033
Baleares	0,032	0,028	0,028
Canarias	0,045	0,040	0,039
Cantabria	0,019	0,021	0,025
Castilla-La Mancha	0,047	0,049	0,039

Cuadro A.1: DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES. HOMBRES (continuación)

	2002	2006	2010
Castilla y León	0,054	0,057	0,051
Cataluña	0,153	0,144	0,167
Comunidad Valenciana	0,112	0,106	0,085
Extremadura	0,025	0,027	0,023
Galicia	0,063	0,059	0,053
Madrid	0,120	0,136	0,175
Murcia	0,040	0,043	0,030
Navarra	0,027	0,024	0,029
País Vasco	0,061	0,066	0,062
La Rioja	0,020	0,019	0,017
Ceuta y Melilla	0,001	0,002	0,003
Industrias extractivas	0,017	0,013	0,007
Industria manufacturera	0,435	0,387	0,374
Producción de energía eléctrica, gas y agua	0,013	0,008	0,032
Construcción	0,152	0,170	0,112
Comercio	0,075	0,078	0,131
Hostelería	0,050	0,048	0,023
Transporte y comunicaciones	0,055	0,064	0,058
Intermediación financiera	0,056	0,050	0,035
Actividades inmobiliarias y de alquiler	0,068	0,089	0,139
Educación	0,030	0,037	0,014
Sanidad	0,032	0,037	0,037
Otras actividades sociales y de servicios	0,018	0,021	0,039
Tamaño menos de 20	0,218	0,238	0,239
Tamaño 20-49	0,272	0,265	0,133
Tamaño 50-99	0,150	0,134	0,110
Tamaño 100-199	0,111	0,105	0,140
Tamaño 200-499	0,143	0,134	0,212
Tamaño 500 ó más	0,105	0,124	0,167
Convenio sectorial de ámbito nacional	0,355	0,375	0,344
Convenio sectorial de ámbito infranacional	0,546	0,543	0,515
Convenio de empresa	0,099	0,082	0,141
Número de observaciones	78.426	82.767	95.910

Notas: Entre paréntesis aparece la desviación estándar de las variables continuas.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A.2: RESULTADOS DE LA REGRESIÓN CUANTÍLICA INCONDICIONADA

	2002			2006			2010		
	Percentil 10	Mediana	Percentil 90	Percentil 10	Mediana	Percentil 90	Percentil 10	Mediana	Percentil 90
Inmigrante	-0,026 (0,009)***	-0,054 (0,009)***	0,073 (0,012)***	-0,029 (0,008)***	-0,062 (0,006)***	0,065 (0,009)***	-0,080 (0,009)***	-0,053 (0,005)***	0,112 (0,010)***
Edad menos de 30	-0,069 (0,004)***	-0,106 (0,005)***	-0,099 (0,005)***	-0,067 (0,005)***	-0,102 (0,004)***	-0,065 (0,006)***	-0,088 (0,006)***	-0,142 (0,006)***	-0,043 (0,006)***
Edad más de 45	0,002 (0,003)	0,030 (0,004)***	0,159 (0,010)***	-0,014 (0,003)***	0,014 (0,004)***	0,118 (0,010)***	-0,007 (0,004)	0,017 (0,004)***	0,179 (0,009)***
Educación primaria	-0,011 (0,004)***	-0,029 (0,004)***	-0,045 (0,007)***	-0,014 (0,004)***	-0,033 (0,005)***	-0,027 (0,005)***	-0,033 (0,004)***	-0,072 (0,004)***	-0,054 (0,006)***
Educación terciaria	0,032 (0,004)***	0,089 (0,008)***	0,142 (0,022)***	0,035 (0,004)***	0,105 (0,006)***	0,235 (0,017)***	0,066 (0,004)***	0,134 (0,007)***	0,236 (0,018)***
Antigüedad	0,010 (0,000)***	0,020 (0,001)***	0,018 (0,002)***	0,011 (0,001)***	0,019 (0,001)***	0,025 (0,002)***	0,013 (0,000)***	0,019 (0,000)***	0,019 (0,001)***
Antigüedad* Antigüedad	-0,000 (0,000)***	-0,000 (0,000)***	-0,000 (0,000)***	-0,000 (0,000)***	-0,000 (0,000)***	-0,000 (0,000)***	-0,000 (0,000)***	-0,000 (0,000)***	-0,000 (0,000)***
Contrato temporal	-0,030 (0,005)***	-0,070 (0,006)***	-0,020 (0,008)***	-0,035 (0,005)***	-0,067 (0,005)***	0,027 (0,008)***	-0,029 (0,005)***	-0,038 (0,005)***	0,039 (0,008)***
Jornada parcial	-0,127 (0,011)***	0,001 (0,008)	0,126 (0,026)***	-0,124 (0,009)***	-0,013 (0,008)	0,087 (0,017)***	-0,113 (0,008)***	-0,014 (0,006)***	0,104 (0,011)***
Supervisión	0,045 (0,003)***	0,130 (0,005)***	0,182 (0,011)***	0,041 (0,003)***	0,164 (0,006)***	0,228 (0,011)***	0,036 (0,003)***	0,146 (0,005)***	0,210 (0,011)***
Directores y gerentes	0,178 (0,010)***	0,467 (0,012)***	1,776 (0,046)***	0,116 (0,009)***	0,360 (0,011)***	1,626 (0,048)***	0,229 (0,010)***	0,495 (0,011)***	1,968 (0,040)***
Técnicos y prof. cient.	0,215 (0,009)***	0,536 (0,012)***	1,011 (0,034)***	0,182 (0,009)***	0,465 (0,011)***	0,863 (0,032)***	0,278 (0,011)***	0,503 (0,010)***	0,614 (0,024)***
Técnicos y prof. apoyo	0,198 (0,009)***	0,403 (0,009)***	0,378 (0,015)***	0,143 (0,009)***	0,339 (0,009)***	0,301 (0,016)***	0,254 (0,010)***	0,348 (0,008)***	0,218 (0,012)***

Notas: Por una cuestión de espacio la tabla no incluye los resultados correspondiente a las variables explicativas relacionadas con la región (los mismos están disponibles ante su requerimiento por parte de los autores). Los errores estándar se han calculado mediante técnicas de bootstrap con 100 repeticiones.

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

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A.2: RESULTADOS DE LA REGRESIÓN CUANTÍLICA INCONDICIONADA (continuación)

	2002				2006				2010			
	Percentil 10	Mediana	Percentil 90	Percentil 10	Mediana	Percentil 90	Percentil 10	Mediana	Percentil 90	Percentil 10	Mediana	Percentil 90
Empleados administr.	0,136 (0,011)***	0,184 (0,010)***	0,003 (0,013)	0,082 (0,009)***	0,174 (0,009)***	-0,003 (0,013)	0,153 (0,012)***	0,101 (0,008)***	-0,047 (0,012)***			
Serv. de rest. y vend.	0,133 (0,011)***	0,061 (0,012)***	-0,006 (0,014)	0,040 (0,012)***	0,148 (0,009)***	-0,069 (0,012)***	0,025 (0,013)*	-0,016 (0,009)*	-0,048 (0,009)***			
Trabaj. cualif. agric.	0,034 (0,049)	-0,092 (0,037)**	-0,077 (0,046)*	0,059 (0,037)	0,168 (0,036)***	-0,088 (0,031)***	0,160 (0,033)***	-0,013 (0,021)	-0,067 (0,024)***			
Trab. cual. manuf.	0,176 (0,009)***	0,168 (0,006)***	-0,016 (0,007)**	0,118 (0,007)***	0,170 (0,006)***	0,025 (0,006)***	0,231 (0,009)***	0,136 (0,006)***	0,012 (0,005)***			
Oper. instal. y maquin.	0,158 (0,009)***	0,167 (0,007)***	-0,063 (0,006)***	0,092 (0,008)***	0,145 (0,008)***	-0,003 (0,007)	0,196 (0,010)***	0,131 (0,006)***	-0,010 (0,007)			
Industrias extractivas	-0,007 (0,013)	0,146 (0,015)***	0,082 (0,023)***	0,022 (0,013)*	0,173 (0,016)***	0,050 (0,026)*	0,081 (0,020)***	0,132 (0,021)***	0,065 (0,032)**			
Industria manufacturera	-0,092 (0,005)***	-0,071 (0,007)***	-0,063 (0,009)***	-0,089 (0,005)***	-0,055 (0,006)***	-0,055 (0,009)***	-0,059 (0,006)***	-0,006 (0,006)	-0,032 (0,009)***			
Prod. energía eléctrica	-0,070 (0,009)***	0,058 (0,014)***	0,182 (0,056)***	-0,075 (0,012)***	0,106 (0,020)***	0,579 (0,061)***	0,026 (0,011)**	0,075 (0,010)***	0,007 (0,020)			
Comercio	-0,190 (0,010)***	-0,089 (0,010)***	-0,019 (0,017)	-0,176 (0,007)***	-0,089 (0,008)***	-0,032 (0,014)**	-0,061 (0,008)***	-0,012 (0,008)	-0,001 (0,014)			
Hostelería	-0,127 (0,011)***	-0,076 (0,013)***	-0,136 (0,018)***	-0,082 (0,010)***	-0,092 (0,009)***	-0,041 (0,012)***	0,037 (0,015)**	-0,045 (0,014)***	-0,139 (0,018)***			
Transporte y comun.	-0,073 (0,008)***	-0,004 (0,010)	-0,017 (0,016)	-0,080 (0,009)***	0,021 (0,009)**	-0,025 (0,015)	-0,111 (0,009)***	-0,027 (0,009)***	-0,098 (0,021)***			
Intermed. financiera	-0,077 (0,006)***	0,112 (0,010)***	0,246 (0,027)***	-0,077 (0,006)***	0,091 (0,009)***	0,292 (0,029)***	-0,054 (0,009)***	0,149 (0,011)***	0,392 (0,039)***			

Notas: Por una cuestión de espacio la tabla no incluye los resultados correspondiente a las variables explicativas relacionadas con la región (los mismos están disponibles ante su requerimiento por parte de los autores). Los errores estándar se han calculado mediante técnicas de bootstrap con 100 repeticiones.

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

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A.2: RESULTADOS DE LA REGRESIÓN CUANTÍLICA INCONDICIONADA (continuación)

	2002			2006			2010		
	Percentil 10	Mediana	Percentil 90	Percentil 10	Mediana	Percentil 90	Percentil 10	Mediana	Percentil 90
Activid. inmov.	-0,125 (0,008)***	-0,166 (0,012)***	-0,182 (0,017)***	-0,162 (0,008)***	-0,110 (0,007)***	-0,127 (0,012)***	-0,154 (0,008)***	-0,110 (0,007)***	-0,105 (0,012)***
Educación	-0,062 (0,009)***	0,034 (0,013)***	-0,459 (0,037)***	-0,116 (0,010)***	-0,020 (0,011)*	-0,361 (0,036)***	-0,071 (0,011)***	-0,074 (0,017)***	-0,618 (0,034)***
Sanidad	-0,105 (0,009)***	-0,110 (0,012)***	0,040 (0,029)	-0,139 (0,010)***	-0,089 (0,011)***	0,190 (0,034)***	-0,112 (0,011)***	-0,106 (0,011)***	0,247 (0,030)***
Otras activ. Sociales	-0,099 (0,013)***	-0,041 (0,016)***	-0,045 (0,035)	-0,184 (0,013)***	-0,007 (0,012)	0,065 (0,032)**	-0,158 (0,012)***	-0,063 (0,012)***	-0,115 (0,017)***
Tamaño menos de 20	-0,041 (0,005)***	-0,063 (0,005)***	-0,014 (0,007)*	-0,052 (0,005)***	-0,081 (0,004)***	-0,020 (0,008)***	-0,086 (0,006)***	-0,096 (0,006)***	-0,002 (0,008)
Tamaño 50-99	0,049 (0,005)***	0,119 (0,006)***	0,070 (0,010)***	0,043 (0,005)***	0,101 (0,007)***	0,038 (0,008)***	0,028 (0,005)***	0,072 (0,006)***	0,038 (0,010)***
Tamaño 100-199	0,063 (0,004)***	0,195 (0,008)***	0,074 (0,013)***	0,050 (0,006)***	0,170 (0,005)***	0,051 (0,013)***	0,062 (0,006)***	0,130 (0,007)***	0,070 (0,009)***
Tamaño 200-499	0,068 (0,005)***	0,220 (0,008)***	0,123 (0,011)***	0,062 (0,005)***	0,226 (0,006)***	0,108 (0,012)***	0,081 (0,005)***	0,181 (0,006)***	0,087 (0,011)***
Tamaño 500 ó más	0,059 (0,005)***	0,186 (0,009)***	0,232 (0,021)***	0,074 (0,007)***	0,226 (0,006)***	0,244 (0,015)***	0,094 (0,006)***	0,194 (0,008)***	0,204 (0,013)***
Conv. sect. nacional	-0,014 (0,005)***	-0,148 (0,008)***	-0,096 (0,020)***	-0,003 (0,005)	-0,071 (0,008)***	-0,067 (0,019)***	-0,006 (0,005)	-0,164 (0,005)***	-0,079 (0,012)***
Conv. sect. infranac.	-0,014 (0,005)***	-0,145 (0,008)***	-0,148 (0,019)***	-0,002 (0,004)	-0,077 (0,006)***	-0,095 (0,017)***	0,021 (0,004)***	-0,152 (0,005)***	-0,097 (0,010)***
Constante	1,569 (0,014)***	1,831 (0,014)***	2,647 (0,022)***	1,671 (0,010)***	1,797 (0,012)***	2,474 (0,021)***	1,468 (0,013)***	1,817 (0,010)***	2,389 (0,020)***
R ²	0,13	0,37	0,29	0,11	0,36	0,30	0,15	0,39	0,30
Observaciones	78.426	78.426	78.426	82.767	82.767	82.767	95.910	95.910	95.910

Notas: Por una cuestión de espacio la tabla no incluye los resultados correspondiente a las variables explicativas relacionadas con la región (los mismos están disponibles ante su requerimiento por parte de los autores). Los errores estándar se han calculado mediante técnicas de bootstrap con 100 repeticiones.

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

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 2: LA TÉCNICA DE MELLY (2006)

La primera etapa de esta técnica consiste en la estimación de la distribución salarial condicionada completa empleando técnicas de regresión cuantílica. Así, si se asume que los cuantiles de la distribución salarial condicionada son lineales en las variables explicativas, es posible estimar la regresión cuantílica mediante una especificación lineal de la siguiente forma [para más detalles sobre la estimación véase Koenker y Basset (1978) y Koenker (2005)]:

$$Q_{\theta}(W / X) = X_i' \beta_{\theta} \quad [A.1]$$

Donde W es la variable dependiente (el logaritmo del salario por hora); X_i es un conjunto de variables explicativas para cada individuo i y β_{θ} es un vector de coeficientes a estimar en el θ -ésimo cuantil.

Aunque esta regresión cuantílica puede ser estimada potencialmente para un número infinito de cuantiles tal que $\theta \in (0,1)$, siguiendo la práctica habitual en otras investigaciones, en este trabajo se estima un número específico de regresiones cuantílicas, J (en la práctica, 50), uniformemente distribuidas sobre la distribución salarial. Este procedimiento es suficiente bajo el supuesto de que la solución únicamente cambia en esos puntos específicos, pero no en los intervalos entre los puntos, y proporciona un número finito de vectores de coeficientes de las regresiones cuantílicas $\hat{\beta}(\theta_1), \dots, \hat{\beta}(\theta_j), \dots, \hat{\beta}(\theta_J)$.

La segunda etapa del método consiste en la estimación de la distribución salarial incondicionada mediante la integración de la distribución salarial condicionada sobre el rango completo de las variables explicativas empleadas en las regresiones cuantílicas. Este paso es necesario en tanto que la ley de las expectativas iteradas no se cumple en el caso de los cuantiles (esto es, $Q_{\theta}(W) \neq E_X [Q_{\theta}(W / X)]$, donde $Q_{\theta}(W)$ es el θ -ésimo cuantil de la distribución incondicionada de los salarios y $Q_{\theta}(W / X)$ es el correspondiente cuantil condicionado).

Nótese que el cuantil de la distribución incondicionada de los salarios puede expresarse como:

$$\theta = F_W(Q_{\theta}) = E[F_{W/X}(Q_{\theta}(W / X))] = \int F_{W/X}(Q_{\theta}(W / X)) dF_X(X) \quad [A.2]$$

Donde $F_W(Q_{\theta})$ representa la función de distribución condicionada de los salarios.

En la medida en que la inversa de la función de distribución $F_W^{-1}(Q_{\theta})$ es la función cuantílica, invirtiendo ésta se obtiene la función de distribución condicionada de los salarios. A continuación, es posible obtener la función de distribución no condicionada integrando la función de distribución condicionada sobre el conjunto de variables explicativas. Finalmente, mediante la inversión de la función de distribución incondicionada se obtienen los cuantiles de interés incondicionados.

Con el fin de obtener los cuantiles contrafactuales necesarios para el desarrollo de la descomposición en la tercera etapa del método es necesario invertir una distribución contrafactual creada artificialmente que corresponde a la distribución de las características del año A y la estructura salarial del año B de la siguiente forma:

$$F_{W_{B,\theta}}^C(W) = \int F_{W_{B,\theta}/X_B}(Q_{\theta}(W / X)) dF_{X_A}(X) \quad [A.3]$$

Tras la estimación del correspondiente cuantil contrafactual, $Q_{C,\theta} = F_{WC}^{-1}(Q_\theta)$ la descomposición de la diferencia en el cuantil incondicionado de la distribución salarial entre los años A y B (Δ_θ) puede expresarse como:

$$\Delta_\theta = [Q_{B,\theta} + Q_{C,\theta}] + [Q_{C,\theta} - Q_{A,\theta}] \quad [A.4]$$

Donde el primer componente del lado derecho de la ecuación representa el efecto en el diferencial de las diferencias en características y el segundo corresponde al efecto de los coeficientes.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abowd, J.M. y Kramarz, F. (1999): "The Analysis of Labor Markets Using Matched Employer-Employee Data", en O. Ashenfelter y D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Acemoglu, D. (2002): "Technical Change, Inequality and the Labor Market", *Journal of Economic Literature*, vol. XL, págs. 7-72.
- Acemoglu, D. (2003): "Cross-Country Inequality Trends", *Economic Journal*, vol. 113(485), págs. 121-149.
- Acemoglu, D. y Autor, D. (2011): "Skills, tasks and technologies: implications for employment and earnings", en Ashenfelter, O., Card, D. (Eds.), *Handbook of labor economics*, vol. 4, ed. Elsevier.
- Arranz, J.M. y García-Serrano, C. (2012): "Earnings differentials and the changing distribution of wages in Spain, 2005-2010", Instituto de Estudios Fiscales Papeles de trabajo 10/2012.
- Autor, D.H., Katz, L.F. y Kearney, M.S. (2005): "Residual Wage Inequality: The Role of Composition and Prices", NBER Working Paper 11628.
- Autor D., Katz, L. y Kearney, M. (2006): "The Polarization of the U.S. Labor Market", *American Economic Review*, vol. 96(2), págs. 189-194.
- Autor, D., Katz, L. y Kearney, M. (2008): "Trends in U.S. wage inequality: revising the revisionists", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 90(2), págs. 300-323.
- Banco de España (2009): "El funcionamiento del mercado de trabajo y el aumento del paro en España", Boletín económico, julio-agosto.
- Bayard, K., Hellerstein, J., Neumark, D. y Troske, K. (2003): "New evidence on sex segregation and sex differences in wages from matched employee-employer data", *Journal of Labor Economics*, vol. 21, n° 4, págs. 887-922.
- Blau, F.D. y L.M. Kahn (1999): "Institutions and Laws in the Labor Market", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, Amsterdam, págs. 1399-1461.
- Bonhomme, S. y Hospido, L. (2012): "The Cycle of Earnings Inequality: Evidence from Spanish Social Security Data", IZA DP 6669.
- Canal, J.F. y Rodríguez, C. (2008): "Analysis of wage differences between native and immigrant workers in Spain", *Spanish Economic Review*, vol. 10(2), págs. 109-134.
- Card, D. y de la Rica, S. (2006): "Firm-level Contracting and the Structure of Wages", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 59(4), págs. 573-593.
- Carrasco, R., J.F. Jimeno y Carolina Ortega, A. (2014): "Returns to Skill and the Distribution of Wages: Spain 1995-2006", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, doi: 10.1111/obes.12077.

- Centeno, M. y Novo, A. (2012): "When Supply Meets Demand: Wage Inequality in Portugal", IZA DP 4592.
- Charnoz, P., Oudin, E. y Aini, M. (2011): "Wage inequalities in France 1976-2004: A quantile regression analysis", Direction des Études et Synthèses Économiques Documente de Travail G2011/06.
- Chernozhukov, V., Fernández-Val, I. y Melly, B. (2013): "Inference on counterfactual distributions", *Econometrica*, vol. 81(6), págs. 2205-2268.
- Christopoulou, R., Jimeno, J.F. y Lamo, A. (2010): "Changes in the Wage Structure in EU Countries", Working Paper No. 1017, Banco de España.
- De la Rica, S. (2004): "Wage gaps between workers with indefinite and fixed-term contracts: The impact of firm and occupational segregation", *Moneda y Crédito*, nº 219, págs. 43-69.
- Di Nardo, J., Fortin, N.M. y Lemieux, T. (1996): "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semi-parametric approach", *Econometrica*, vol. 64(5), págs. 1011-1044.
- Dustmann, C., Ludsteck, J. y Schonberg, U. (2009): "Revisiting the German Wage Structure", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 142(2).
- Elder, T.E., Goddeeris, J.H. y Haider, S.J. (2010): "Unexplained gaps and Oaxaca-Blinder decompositions", *Labour Economics*, vol. 17(1), págs. 284-290.
- Felgueroso, F., Hidalgo, M. y Jiménez-Martín, S. (2010): "Explaining the fall of the skill wage premium in Spain", mimeo.
- Fernández-Kranz, D. y Rodríguez-Planas, N. (2011): "The part-time pay penalty in a segmented labor market", *Labour Economics*, vol. 18(5), págs. 591-606.
- Firpo, S., Fortin, N. y Lemieux, T. (2007): "Decomposing Distribution Using Recentered Influence Function Regressions", mimeo, University of British Columbia.
- Firpo, S., Fortin, N. y Lemieux, T. (2009): "Unconditional Quantile Regressions", *Econometrica*, vol. 77(3), págs. 953-973.
- Fortin, N., Lemieux, T. y Firpo, S. (2011): "Decomposition Methods in Economics", *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4, Chapter 1, págs. 1-102. Elsevier.
- Gardeazábal, J. y Ugidos, A. (2004): "More on identification in detailed wage decompositions", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 86(4), págs. 1034-1036.
- Goos, M. y Manning, A. (2007): "Lousy and lovely jobs: the rising polarization of work in Britain", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 89(1), págs. 118-133.
- Goos, M., Manning, A. y Salomons, A. (2009): "Job Polarization in Europe", *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 99(2), págs. 58-63.
- Hamermesh, D. (2008): "Fun with matched firm-employee data: Progress and road maps", *Labour Economics*, vol. 15(4), págs. 662-672.
- Heckman, J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, vol. 47(1), págs. 153-161.
- Jenkins, S., Brandolini, A., Micklewright, J. y Nolan, B. (2013): *The Great Recession and the Distribution of Household Income*, ed. Oxford University Press.
- Juhn, C., Murphy, K. y Pierce, B. (1993): "Wage inequality and the rise in returns to skill", *Journal of Political Economy*, vol. 101, págs. 410-442.
- Hidalgo, M. (2010): "Wage Inequality in Spain, 1980-2000: the case of male head-of-household", *Estadística Española*, vol. 52, núm. 174, págs. 333-366.
- Katz, L.F. y D.H. Autor (1999), "Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, Amsterdam, págs. 1463-1555.
- Koenker, R. y Bassett, G. (1978): "Regression Quantiles", *Econometrica*, vol. 46(1), págs. 33-50.

- Koenker, R. (2005): *Quantile Regressions*, ed. Cambridge University Press.
- Lacuesta, A. y Izquierdo, M. (2012): "The contribution of changes in employment composition and relative returns to the evolution of wage inequality: the case of Spain", *Journal of Population Economics*, vol. 25(2): págs. 511-543.
- Lemieux, T. (2008): "The Changing Nature of Wage Inequality", *Journal of Population Economics*, vol. 21(1), págs. 21-48.
- Machado, J.A. y Mata, J. (2005): "Counterfactual decomposition of changes in wage distribution using quantile regression", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, págs. 445-465.
- Melly, B. (2006): "Estimation of counterfactual distributions using quantile regression", mimeo, Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research, University of St. Gallen.
- Motellón, E., López-Bazo, E. y El-Attar, M. (2010): "Cambios en la distribución salarial en España, 1995-2002. Efectos a través del tipo de contrato", *Revista de Economía Aplicada*, Número 53 (vol. XVIII), págs. 5-38.
- Neumark, D. (1988): "Employer's discriminatory behaviour and the estimation of wage discrimination", *Journal of Human Resources*, vol. 23, págs. 279-295.
- OCDE (2007): *Employment Outlook 2007*, ed. OCDE.
- OCDE (2008): *Growing unequal? Income distribution and poverty in OECD countries*, ed. OCDE.
- OCDE (2011): *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*, ed. OCDE.
- Oaxaca, R. y Ransom, M. (1994): "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, vol. 61, págs. 5-22.
- Oaxaca, R. y Ramson, M. (1999): "Identification in detailed wage decompositions", *The Review of Economics and Statistics*, 81(1), págs. 154-157.
- Pi Joan-Mas, J. y Sánchez-Marcos, V. (2010): "Spain is Different: Falling Trends of Inequality", *Review of Economic Dynamics*, vol. 13, 154-178.
- Rothe, C. (2012): "Decomposing the Composition Effect", IZA DP 6397.
- Simón, H., Ramos, R. y Sanromá, E. (2008): "Labour Segregation and Immigrant and Native-born Wage Distributions in Spain: An Analysis Using Matched Employer-Employee Data", *Spanish Economic Review*, vol. 10(2), págs. 135-168.
- Simón, H. (2009): "La desigualdad salarial en España: Una perspectiva internacional y temporal", *Investigaciones Económicas*, vol. XXXIII(3), págs. 439-471.
- Simón, H. (2010): "La negociación colectiva y la estructura salarial en España", *Papeles de Economía Española*, nº 124, págs. 214-228.
- Yun, M. (2005): "A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions", *Economic Inquiry*, vol. 43, págs. 766-772.

Fecha de recepción del original: abril, 2013

Versión final: agosto, 2014

ABSTRACT

The article examines the evolution of the wage structure for men in Spain between 2002 and 2010 on the basis of microdata from the Encuesta de Estructura Salarial and a decomposition econometric methodology developed by Fortin, Lemieux and Firpo (2011). It is observed that real wages grew moderately over the entire period, regardless of the economic cycle, and wage inequality presented a counter-cyclical evolution, increasing significantly after the onset of the economic crisis. Significant changes in the determinants of the evolution of the wage structure are also observed over the period: while changes in wage returns were the most prominent determinants of the evolution of the wage structure during the boom, significant effects are observed during the crisis resulting from changes both in the composition of employment and in wage returns.

Key words: wage inequality, decomposition, quantiles, cycle.

JEL Classification: J3, C8, E3.

