

La desigualdad salarial y su evolución en España (1995-2002): Una exploración con datos emparejados empresa-trabajador

Hipólito Simón
Universidad de Alicante-Instituto de Economía Internacional

Resumen

El artículo examina la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español y su evolución reciente a partir de los microdatos emparejados empresa-trabajador de las olas de 1995 y 2002 de la Encuesta de Estructura Salarial. Su uso en el análisis empírico junto con las metodologías propuestas por Fields (2003) y Yun (2006) permite obtener una descomposición detallada del origen tanto del nivel de desigualdad salarial como de sus cambios y, en consecuencia, desarrollar una exhaustiva evaluación empírica de sus determinantes. Tras identificar en la práctica el grueso de su origen, se constata que tanto el nivel de desigualdad salarial como su tendencia hacia la reducción con el transcurso del tiempo son fenómenos fuertemente asociados a la heterogeneidad salarial entre las empresas, de modo que los factores relacionados con la oferta de trabajo ejercen una influencia menos destacada en ambos fenómenos.

Palabras clave: Desigualdad salarial; datos emparejados empresa-trabajador.

Códigos JEL: J30, J31.

1. Introducción

La desigualdad salarial de una economía es un determinante fundamental de cuestiones como la eficiencia del funcionamiento del mercado de trabajo o la distribución de la renta. Este hecho explica que el origen de dicha desigualdad y de sus cambios en el tiempo haya despertado una gran atención en la literatura económica, de modo que en las últimas décadas han proliferado los estudios que abordan ambos fenómenos (pueden consultarse excelentes revisiones de los mismos en Blau y Kahn, 1999 y Katz y Autor, 1999). Una proporción muy destacada de las investigaciones existentes sobre el origen de la desigualdad salarial se basa en análisis individuales para países. Merece especial mención en este sentido la extensa literatura que ha documentado el fuerte aumento de la dispersión salarial que se ha dado en Estados Unidos en las últimas décadas y que ha analizado la influencia relativa que en el mismo han ejercido elementos como las instituciones laborales o los cambios en la oferta y demanda de cualificaciones –esta última influida, a su vez, por factores como el cambio tecnológico y el incremento del comercio internacional- (sin ánimos de ser exhaustivos, veáanse las investigaciones de Acemoglu, 2002, Card y DiNardo, 2002 y Autor et al., 2005). En los países desarrollados se han producido, sin embargo, tendencias muy dispares en cuanto a la evolución en la práctica de la desigualdad salarial en las últimas décadas (Freeman y Katz, 1995 y OCDE, 2004). Así, con la notable excepción del Reino Unido, en los países europeos

el crecimiento de la dispersión de la estructura salarial ha sido mucho más modesto que en Estados Unidos, e incluso en algunos de estos países la desigualdad ha tendido a mantenerse estable o a reducirse, constituyendo también una cuestión de debate en la literatura económica si esta estabilidad es explicada por cambios relativamente similares de la oferta y demanda de cualificaciones; por el papel de las instituciones laborales o por una combinación de ambas (Machin y Van Reenen, 1998, Acemoglu, 2002 y Koeniger et al., 2006). Un aspecto muy notable de los análisis existentes sobre la desigualdad salarial radica en el hallazgo de que una parte muy significativa de los niveles de desigualdad salarial y de sus cambios se explica generalmente por la desigualdad que se da dentro de grupos demográficos homogéneos definidos por criterios como la educación, la experiencia o el sexo, por lo que es, en definitiva, atribuible a la dispersión residual y no puede ser explicada (véanse Katz y Autor, 1999, Autor et al., 2005 y Juhn et al., 1993 para Estados Unidos y la recopilación de trabajos contenida en Asplund y Barth, 2005 para diversos países europeos). Esta circunstancia se da también en relación con los estudios que abordan los determinantes de las diferencias internacionales en la desigualdad salarial mediante comparaciones entre países, y cuyos resultados confirman que la heterogeneidad en las habilidades de las fuerzas de trabajo explican únicamente una pequeña porción de las diferencias internacionales en la variabilidad salarial -independientemente de si las mismas se miden a partir de la dotación de educación de los individuos o de sus habilidades cognitivas-, de modo que el grueso de las discrepancias internacionales en la desigualdad salarial es atribuible a la dispersión residual y tiene, en consecuencia, un origen desconocido (Blau y Kahn, 1996, 2005 y Devroye y Freeman, 2001).

En contraste con la extensa literatura empírica que ha documentado las tendencias de la dispersión salarial en otros países, los estudios que han analizado los determinantes de la desigualdad salarial y de su evolución para el caso español son notablemente escasos, por lo que el grado de conocimiento que tenemos actualmente sobre estas cuestiones en nuestro país es relativamente impreciso. Existen, no obstante, excepciones reseñables. Entre las mismas cabe destacar, en primer lugar, el trabajo de Jimeno et al. (2001). Estos autores analizan los determinantes del nivel de desigualdad en el mercado de trabajo español mediante los microdatos de la ola de 1995 de la Encuesta de Estructura Salarial y su principal hallazgo es que la educación, el tipo de contrato y la ocupación de los individuos son factores con una incidencia muy destacada en la desigualdad. Basándose en esa misma fuente de información, Palacio y Simón (2004) constatan que las diferencias salariales entre empresas detentan un papel también muy relevante en el origen de dicha desigualdad. Ninguna de estas dos investigaciones ofrece, sin embargo, una cuantificación precisa del efecto individual de cada factor individual en la desigualdad salarial, por lo que sus resultados proporcionan, en definitiva, únicamente evidencia fragmentaria sobre el origen del fenómeno.

En el mismo sentido, nuestro conocimiento de la evolución de la desigualdad salarial y sus determinantes para el caso español es también notablemente incompleto. Una razón de peso es que tradicionalmente se ha dado en nuestro país una cierta escasez de bases de datos microeconómicos con una adecuada perspectiva temporal e información apropiada sobre las ganancias salariales y las características de los asalariados. A esto hay que añadir, además, que buena parte de las escasas investigaciones que han abordado los cambios en la estructura salarial española centran su análisis en la década de los ochenta y principios de la década de los noventa (entre las mismas pueden destacarse, sin ánimo de ser exhaustivos, las de Bover et al., 2002; Jimeno y Toharia, 1994 y Abadie, 1997), con lo que no cubren el pasado más reciente. El reciente trabajo de Izquierdo y Lacuesta (2006) constituye una novedad destacable en este contexto. En el mismo se analizan los determinantes de la evolución de la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español a partir de los microdatos de las dos olas de la Encuesta de Estructura Salarial, correspondientes a 1995 y 2002, prestando especial atención al efecto de ciertos factores relacionados con la oferta de trabajo que experimentan variaciones significativas durante el período, tales como la participación laboral de las mujeres, las dotaciones de educación y las dotaciones de antigüedad. Sus principales hallazgos son que la desigualdad salarial en España está experimentando una cierta reducción en los últimos años y que dicha tendencia es el resultado de los efectos contrapuestos derivados, por una parte, de los cambios en la composición de la fuerza de trabajo, que han tendido a aumentar la desigualdad, y, por otra, de las modificaciones experimentadas por ciertos rendimientos salariales, que han tendido a reducirla.

El propósito de este trabajo es abordar desde una perspectiva empírica el análisis de la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español a partir de la información de las olas de 1995 y 2002 de la Encuesta de Estructura Salarial. En la medida en que, como es sabido, esta encuesta incluye microdatos emparejados empresa-trabajador, a partir de los mismos es posible controlar apropiadamente por la influencia tanto de los factores de oferta de trabajo como por la de los de demanda como causas de la desigualdad salarial y de sus cambios (sobre el destacado efecto que la disponibilidad de este tipo de microdatos ha tenido en general en los análisis sobre determinación salarial pueden consultarse las excelentes revisiones de Abowd y Kramarz, 1999 y Haltiwanger et al., 1999). Esta circunstancia es especialmente relevante en el contexto del análisis que aquí se desarrolla, muy especialmente cuando se considera que, tal y como se ha señalado anteriormente, un hallazgo común a buena parte de los análisis existentes sobre la desigualdad salarial consiste en que ésta y sus cambios son explicados únicamente de forma parcial por factores relacionados con la oferta de trabajo.

El objetivo central de la investigación es el análisis de los determinantes tanto de los niveles de desigualdad salarial como de los de su evolución¹. De este modo, en primer lugar se examinan las fuentes de los niveles de desigualdad a partir de la aplicación de la técnica desarrollada por Fields (2003). La principal virtud de la misma es que proporciona una descomposición exacta de la desigualdad en función de la aportación de cada variable explicativa y, en consecuencia, permite evaluar sistemáticamente la contribución individual de cada factor explicativo a la desigualdad. Se trata, además, de una descomposición cuyos resultados son invariantes, bajo una serie de supuestos, para un amplio conjunto de medidas de desigualdad, que incluye algunas de las más utilizadas habitualmente en la literatura económica. Su aplicación a los microdatos de la Encuesta de Estructura Salarial permite identificar en la práctica el grueso del origen de la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español. La evidencia empírica así obtenida revela que los niveles de desigualdad salarial están fuertemente asociados en España a las diferencias salariales entre empresas, de modo que las diferencias asociadas a las características individuales y de los puestos de trabajo ejercen una influencia comparativamente menos determinante en el fenómeno. Este resultado es de interés, entre otras circunstancias, en la medida en que permite identificar la diferenciación salarial entre las empresas como uno de los principales motivos de la elevada desigualdad salarial que España ha presentado tradicionalmente en relación con los países de su entorno geográfico (Eurostat, 2003)² y es consecuente con la evidencia existente en el sentido de que la dispersión de los diferenciales salariales entre empresas es significativamente mayor en España que en otros países europeos (Simón, 2005)³. El mismo confirma, en definitiva, que no son los factores relacionados con la oferta de trabajo sino los factores de demanda los que más influencia tienen en la desigualdad salarial en España.

En la segunda parte del análisis se examinan los factores explicativos de los cambios experimentados por la desigualdad salarial desde mediados de la década de los noventa. Se trata de un análisis cuyo objetivo básico es obtener evidencia empírica detallada que permita un mejor conocimiento práctico del fenómeno. Debe señalarse que del mismo escapa, sin embargo, explicar los motivos subyacentes tras los cambios en la estructura salarial y el papel que en dicho proceso desempeñan factores como el cambio tecnológico o los cambios en las instituciones laborales. Esta

¹ Ésta constituye una de las diferencias significativas que existen entre esta investigación y el trabajo de Izquierdo y Lacuesta (2006). Otro rasgo distintivo en relación con el mismo radica en la diferente metodología empleada para el análisis del origen de los cambios en la desigualdad salarial. Más concretamente, la empleada aquí permite, como se detalla más adelante, obtener una descomposición detallada de la influencia de cada factor individual en los cambios experimentados por la desigualdad.

² La evidencia existente sugiere, sin embargo, que esta circunstancia podría estar cambiando, en la medida en que España es uno de los países de la Unión Europea en los que se viene produciendo una de las reducciones más intensas de la desigualdad desde mediados de la década de los noventa (Eurostat, 2005).

³ La elevada diferenciación salarial entre empresas constituye un rasgo muy destacable del mercado de trabajo español ya que implica, entre otras circunstancias, que las mujeres españolas sufren comparativamente una mayor penalización

parte del análisis empírico se basa en la metodología de descomposición desarrollada recientemente por Yun (2006). Se trata de una técnica que permite desagregar la aportación bruta de cada factor individual a los cambios en la desigualdad en dos partes, explicadas en términos de precios y cantidades, respectivamente, algo altamente conveniente en tanto que ambos pueden tener para un mismo factor un efecto contrapuesto en la evolución de la desigualdad. En el caso de España esta circunstancia no es descartable, de entrada, en relación con la educación. Como es sabido, el aumento que se ha dado en el nivel educativo de la fuerza de trabajo en el mercado de trabajo español asociado a la incorporación de nuevas cohortes está muy relacionado, a su vez, con la expansión de la educación terciaria. En la medida en que los trabajadores con educación universitaria presentan una mayor dispersión salarial intra-grupo que el resto (véase la evidencia para diversos países europeos, entre ellos España, de Martins y Pereira, 2004), su mayor peso relativo en la fuerza de trabajo debería haber conducido mecánicamente a un aumento de la desigualdad salarial. No obstante, en tanto que en los últimos años los rendimientos salariales de la educación en España parecen tender a reducirse (Barceinas et al., 2001 y Alba, 1993), esto debería haber provocado una reducción de la desigualdad entre grupos con distintos niveles de educación y, por extensión, de la desigualdad global⁴. La técnica de Yun (2006) permite aislar de forma separada los efectos asociados a los cambios en los precios y las cantidades de la educación y, en definitiva, cuantificar de forma separada sus efectos contrapuestos en la evolución de la desigualdad.

De forma general, los cambios que se vienen observando en la oferta y demanda de trabajo en el mercado de trabajo español y que pueden haber influido en las tendencias de la desigualdad salarial son variados. Así, entre las modificaciones que ha experimentado la composición de la fuerza de trabajo destacan por su importancia las relacionadas con el nivel educativo de los trabajadores, así como con el aumento de la mano de obra femenina e inmigrante. Por el lado de la demanda es plausible que se hayan producido también modificaciones significativas, dada la tendencia general existente en el conjunto de los países desarrollados al aumento de la demanda relativa de trabajadores cualificados, por los efectos del progreso tecnológico y la mayor integración económica. En la medida en que las empresas detentan por lo general una fuerte influencia en la determinación de la desigualdad salarial (véase, por ejemplo, la evidencia de Davis y Haltiwanger, 1991 para Estados Unidos, o la de Cardoso, 1999 para Portugal), otra vía de influencia potencial son los posibles cambios experimentados por las diferencias salariales entre

relativa ante un mismo nivel de segregación en empresas de salarios bajos, un hecho que explica parcialmente el que su diferencial salarial frente a los hombres sea más elevado que en otros países europeos (Simón, 2006).

⁴ Barth y Lucifora (2006) analizan el impacto del fuerte aumento de la educación en los países europeos en sus estructuras salariales. Puede encontrarse una excelente revisión de la evidencia existente a nivel internacional sobre el impacto de la educación en la explicación de las diferencias de la desigualdad salarial entre países y a lo largo del tiempo en Peracchi (2006).

empresas. Esta posibilidad es especialmente plausible conforme a la experiencia de un nutrido grupo de países en los que buena parte del incremento en la desigualdad salarial que han experimentado en las últimas décadas resulta precisamente explicado por un aumento de la desigualdad salarial entre las empresas (en concreto, Kramarz et al., 1996 para Francia; Skans et al., 2007 para Suecia; Aagard et al., 2007 para Dinamarca; Dunne et al., 2004 para Estados Unidos y Faggio et al., 2006 para el Reino Unido). Es importante reseñar, sin embargo, que la negociación colectiva podría actuar en España limitando la magnitud de los cambios en las diferencias salariales entre empresas (o, al menos, la de los cambios relacionados con ciertos atributos). Esta expectativa se basa en dos circunstancias. La primera es que existe evidencia fragmentaria que sugiere que la negociación colectiva ejerce en nuestro país una influencia significativa en la conformación de las diferencias salariales entre empresas. En este sentido apunta el hecho de que mientras que, como es sabido, el sistema de negociación colectiva español se caracteriza por un acusado predominio de los convenios colectivos de ámbito sectorial y provincial, las diferencias salariales entre sectores y regiones son altamente coincidentes con las que se dan en las tarifas salariales pactadas en los convenios -presentando ambos tipos de diferencias salariales, además, una dispersión relativamente elevada desde una perspectiva comparada internacional- (Casado-Díaz y Simón, 2007 y Simón et al., 2006). La segunda es que en la negociación colectiva se da una fuerte inercia en la determinación salarial, lo que se traduce en una gran similitud en la práctica de los incrementos salariales pactados entre convenios colectivos (Izquierdo et al., 2003). La evidencia obtenida en la investigación confirma que las diferencias salariales asociadas a los atributos de los establecimientos muestran en general una mayor estabilidad temporal que los rendimientos salariales asociados a factores individuales como la educación, la antigüedad o la experiencia, lo que es consecuente con esta expectativa. Resulta notable, en otro orden de cosas, que los cambios que se han producido en los rendimientos de los diversos factores individuales ejercen efectos contrapuestos en la desigualdad salarial, de modo que los mismos tienden en buena medida a contrarrestarse.

La estructura del trabajo es la siguiente. Tras esta introducción, en la segunda sección se describe la base de datos. En la tercera sección se detalla el conjunto de la metodología empleada. En la cuarta se presenta evidencia descriptiva sobre la desigualdad salarial y su evolución en España, así como los resultados del análisis empírico sobre el origen detallado de ambos fenómenos. El apartado de conclusiones cierra el trabajo.

2. Datos: La Encuesta de Estructura Salarial

Los microdatos utilizados en la investigación provienen de las olas de 1995 y 2002 de la Encuesta de Estructura Salarial (desde aquí EES). Como es sabido, el diseño de la EES

corresponde a un amplio muestreo en dos etapas de trabajadores a partir de las cuentas de cotización de las empresas en la Seguridad Social. La EES abarca a los empleados por cuenta ajena que trabajan en establecimientos de diez o más trabajadores y cubre un amplio abanico de sectores productivos; en concreto, se trata de la industria, la construcción, el comercio, la hostelería, los transportes y comunicaciones, la intermediación financiera, las actividades inmobiliarias y de alquiler, y los servicios empresariales (y, únicamente en el caso de la EES 2002, también de la sanidad, la educación y otras actividades sociales). Como se puede constatar, la cobertura de la encuesta es incompleta, pues no abarca a las empresas de pequeño tamaño ni al sector público, lo que debe ser tenido en consideración de cara a la interpretación de los resultados.

Uno de los rasgos más relevantes de la EES es que incluye observaciones para varios individuos en cada establecimiento y, por lo tanto, microdatos emparejados empresa-trabajador. La encuesta contiene en la práctica una variada información tanto para los trabajadores (salario, sexo, edad, educación, antigüedad, ocupación, tipo de contrato y tipo de jornada; en la EES 2002 también la nacionalidad y si el trabajador realiza tareas de supervisión) como para sus empresas (sector, tamaño, tipo de convenio colectivo y región) y permite, además, calcular a partir de las observaciones de cada establecimiento en la muestra variables relativas a la composición de la fuerza de trabajo (en concreto, la proporción de mujeres y la dotación promedio de años de educación, antigüedad y experiencia potencial, respectivamente, de la fuerza de trabajo del establecimiento)⁵. Se han filtrado aquellos establecimientos con menos de dos observaciones, con el fin de permitir una correcta identificación de los efectos fijos por establecimiento en las estimaciones econométricas de la cuarta sección del trabajo, y se han eliminado también aquellas observaciones con información no disponible sobre las principales variables de interés. En la EES 2002 se han filtrado, además, las observaciones de los sectores de actividad no cubiertos por la EES 1995, con el fin de tener una cobertura sectorial homogénea en ambos años. Las muestras finales resultantes tienen un tamaño de 155.889 observaciones en 16.362 establecimientos para 1995 y 107.961 observaciones en 10.215 establecimientos para 2002.

El concepto salarial empleado es el logaritmo del salario bruto por hora, el cual se ha calculado a partir de la información salarial correspondiente al mes de octubre de cada año (la elección de este mes por parte del Instituto Nacional de Estadística responde al hecho de que se considera un mes representativo del conjunto del año.). Este concepto salarial presenta la misma definición para los dos años y, con la excepción del pago de horas extraordinarias, cubre en general

⁵ Este último tipo de variables adolece de cierto error de medida, al ser calculadas a partir de la información de la muestra, una circunstancia que debe tenerse en consideración en la interpretación de los resultados. No obstante, su uso en los análisis econométricos es relativamente frecuente: véanse, por ejemplo, Bayard et al. (2003) o Card y De la Rica (2006). Según estos últimos autores, la inclusión de las medidas del capital humano de la fuerza de trabajo en el establecimiento está justificado, entre otras circunstancias, en la medida en que las mismas podrían permitir controlar parcialmente por la influencia en los salarios de los componentes inobservados de la habilidad de los individuos.

cualquier tipo de pago por parte de las empresas. Los salarios de 1995, expresados originalmente en pesetas, han sido convertidos a euros.

3. Metodología: la descomposición de la desigualdad salarial y sus cambios

3.1. La técnica de Fields (2003)

La metodología diseñada por Fields (2003) se basa en el análisis de regresión, y parte de la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios de una ecuación salarial semilogarítmica. Eliminando los subíndices individuales de la ecuación, con el fin de facilitar la presentación, la misma toma la forma:

$$w^t = \beta_0^t + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_k^t X_k^t + \varepsilon^t \quad (1)$$

Donde w^t corresponde al logaritmo del salario bruto por hora del trabajador i en el período t ($t=1995, 2002$), y X_k^t y ε^t son la k -ésima variable explicativa y un término de error aleatorio, respectivamente.

Tomando en ambos lados de la ecuación (1) la covarianza con respecto al logaritmo de los salarios, la varianza del logaritmo de los salarios individuales en un momento del tiempo t puede expresarse a partir de la siguiente identidad:

$$\sigma_{w^t}^2 = \sigma_{\sum_{k=1}^{K-1} \beta_k^t X_k^t, w^t} + \sigma_{\varepsilon^t, w^t} = \sum_{k=1}^{K-1} \sigma_{\beta_k^t X_k^t, w^t} + \sigma_{\varepsilon^t, w^t} \quad (2)$$

Donde $\sigma_{w^t}^2$, $\sigma_{\beta_k^t X_k^t, w^t}$ y $\sigma_{\varepsilon^t, w^t}$ son, respectivamente, la varianza del logaritmo de los salarios, la covarianza de $\beta_k^t X_k^t$ y w^t y la covarianza entre ε^t y w^t . A su vez, $\sigma_{\varepsilon^t, w^t} = \sigma_{\varepsilon^t}^2$, en la medida en que, por las propiedades de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios, $\sigma_{\varepsilon^t, X_k^t} = 0$, donde $k=1, \dots, K-1$.

Dividiendo ambos lados de la ecuación (2) por $\sigma_{w^t}^2$, se obtiene la expresión:

$$1 = \left(\sum_{k=1}^{K-1} \sigma_{\beta_k^t X_k^t, w^t} + \sigma_{\varepsilon^t, w^t} \right) / \sigma_{w^t}^2 = \sum_{k=1}^K S_{k,t} \quad (3)$$

Donde los factores $S_{k,t}$ constituyen el peso relativo de la k -ésima variable en la desigualdad de la varianza del logaritmo del salario del año t , y están compuestos por $K-1$ factores correspondientes a las variables explicativas y el factor K , correspondiente a los residuos, que es tratado como un factor con coeficiente igual a 1 ($\beta_K^t = 1$). Éste se define como $\sigma_{\varepsilon^t, w^t} / \sigma_{w^t}^2$, mientras

que en el caso de los $K-1$ factores correspondientes a las variables explicativas $S_{k,t}$, el factor correspondiente, se define como⁶:

$$S_{k,t} = \sigma_{\beta_k' X_k^t w^t} / \sigma_{w^t}^2 = (\beta_k' \sigma_{X_k^t} \rho_{X_k^t, w^t}) / \sigma_{w^t} \quad (4)$$

Donde $\sigma_{X_k^t}$ es la desviación estándar de X_k^t y $\rho_{X_k^t, w^t}$ es el coeficiente de correlación entre X_k^t y w^t (esto es, $\rho_{X_k^t, w^t} = \sigma_{X_k^t, w^t} / \sigma_{X_k^t} \sigma_{w^t}$). Como puede observarse, la influencia de cada variable en la desigualdad salarial depende tanto de su coeficiente como de su dispersión.

En la medida en que se cumple que $\sum_{k=1}^K S_{k,t} = 1$, la varianza del logaritmo de los salarios del año t se puede descomponer de forma exacta en la suma de la proporción explicada por cada variable. A su vez, cuando se excluye el peso relativo en la desigualdad de los residuos, la suma de los restantes factores es exactamente igual al coeficiente de determinación sin ajustar de la regresión, de modo que $\sum_{k=1}^{K-1} S_{k,t} = R^2(w^t)$.

Shorrocks (1982) demuestra que, bajo una serie de axiomas genéricos⁷, si una variable puede expresarse como la suma de diversos factores, entonces el peso relativo en la desigualdad de la variable que mide el factor -tal como viene expresado en la ecuación (4)- es invariante para todas las medidas de desigualdad que cumplen las propiedades de ser continuas y simétricas y tomar un valor cero si todas las observaciones corresponden al promedio de la muestra. Tal y como señala Fields (2003), el resultado del teorema de Shorrocks (1982) sobre la descomposición de la desigualdad en componentes aditivos es de aplicación directa, por homeomorfismo, en el contexto del análisis de regresión, siempre que las variables explicativas entren en la ecuación linealmente⁸, por lo que los resultados expresados por las ecuaciones (3) y (4) son extensibles a otras medidas de desigualdad diferentes de la varianza del logaritmo. Un amplio conjunto de medidas de desigualdad satisface en la práctica las condiciones anteriormente enumeradas, encontrándose entre las mismas medidas empleadas muy habitualmente en la literatura económica, como el índice de Gini, los índices de la familia de entropía generalizada, el coeficiente de variación o los cocientes entre deciles. Esta circunstancia implica, en definitiva, que la proporción de la desigualdad salarial explicada por cada factor S_k , (y, por extensión, la descomposición que resulta de la misma), es invariante para un amplio conjunto de medidas de desigualdad.

La técnica de Fields (2003) puede aplicarse también para descomponer los cambios de la desigualdad salarial en función de la contribución de factores individuales. En este caso, la

⁶ Nótese que el signo de $S_{k,t}$ puede ser negativo, en la medida en que el signo de β_k' sea opuesto al de $\rho_{X_k^t, w^t}$.

⁷ Por una cuestión de espacio, dichos axiomas no se detallan. Para más detalles véanse Shorrocks (1982) o Fields (2003).

⁸ Una de las implicaciones de que la descomposición sea únicamente válida si las variables explicativas son lineales es que no es posible el uso de interacciones entre las mismas.

aportación de la k-ésima variable al cambio entre dos años de una determinada medida de desigualdad, I , puede expresarse, en términos absolutos o relativos, respectivamente, como:

$$S_{k,2002}I_{2002} - S_{k,1995}I_{1995} \quad (5)$$

$$\Pi_k(I) = (S_{k,2002}I_{2002} - S_{k,1995}I_{1995}) / (I_{2002} - I_{1995}) \quad (5')$$

Donde I_t es la medida de desigualdad en el período t (t=1995, 2002) y $S_{k,t}$ el peso relativo del factor j en el nivel de desigualdad salarial del período t. El factor $\Pi_k(I)$ mide la proporción del cambio de la desigualdad salarial que es explicado por la k-ésima variable y, en la medida en que $I_{2002} - I_{1995} = \sum_{k=1}^K (S_{k,2002}I_{2002} - S_{k,1995}I_{1995})$, se cumple que $\sum_{k=1}^K \Pi_k(I) = 1$. Un valor positivo (negativo) de $\Pi_k(I)$ indica, concretamente, que el factor k contribuye a un aumento (disminución) de la desigualdad entre 1995 y 2002 (siempre que $I_{2002} > I_{1995}$). Una circunstancia relevante en este contexto es que, a diferencia de la descomposición en niveles expresada por la ecuación (4), la aportación de cada variable al cambio de la desigualdad varía entre medidas de desigualdad, por lo que la magnitud de los cambios no tiene por qué coincidir en la práctica para distintas medidas. Debe destacarse, además, que en ninguno de los dos casos es posible desagregar las contribuciones de las variables en los efectos asociados, respectivamente, a las dotaciones y a los rendimientos.

3.2. La técnica de Yun (2006)

La metodología de Yun (2006) constituye una síntesis de las metodologías desarrolladas previamente por Fields (2003) y Juhn et al. (1993), respectivamente, y su principal virtud es que permite descomponer los cambios en la desigualdad salarial -medida a través de la varianza del logaritmo- en la aportación de coeficientes y características de forma detallada para cada variable individual. Se trata, pues, de una técnica que permite superar en la práctica las principales carencias de la técnica de Fields (consistente, como se detalla más adelante, en que la aportación bruta de cada factor a la desigualdad no se puede desagregar en efectos asociados a precios y cantidades) y de la de Juhn et al. (en la cual si bien los cambios en la desigualdad pueden ser descompuestos en la aportación de coeficientes, características y residuos, se trata de una descomposición que es únicamente válida a un nivel agregado, lo que impide analizar de forma precisa la contribución de las variables individuales)⁹ y, en definitiva, la visión parcial que ofrecen del origen de la desigualdad salarial y sus cambios. Esta cuestión es relevante en tanto que cada variable X_j puede contribuir a los cambios en la desigualdad global a través de las modificaciones tanto de su remuneración de mercado como de los cambios en su distribución.

Una limitación a destacar de este método es que es únicamente aplicable a la varianza del logaritmo como medida de desigualdad. Aunque esta medida presenta ciertas características no

deseables, como el hecho de que viola el principio de transferencia de Pigou-Dalton (Sen, 1973 y Foster y Ok, 1999), su uso para cuantificar la desigualdad es relativamente estándar en la literatura económica. Se trata, además, de una medida de dispersión natural en un contexto de análisis de regresión, dado que se puede descomponer en la varianza de las partes predichas y residual.

La metodología propuesta por Juhn et al. (1993) permite, en concreto, descomponer las diferencias en cualquier característica de la distribución salarial entre dos momentos del tiempo basándose en la construcción de distribuciones salariales contrafactuales, que actúan como distribuciones auxiliares. En particular, y adaptada al contexto de esta investigación, la técnica parte de la estimación de la ecuación salarial (1) de forma separada para cada año:

$$w^{2002} = \beta_0^{2002} + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_k^{2002} X_k^{2002} + \varepsilon^{2002} \quad (6)$$

$$w^{1995} = \beta_0^{1995} + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_k^{1995} X_k^{1995} + \varepsilon^{1995} \quad (7)$$

El siguiente paso consiste en reemplazar los coeficientes de la ecuación (6) por los de la ecuación (7), manteniendo las características y los residuos constantes. La ecuación salarial auxiliar tras la modificación de los coeficientes es:

$$w^* = \beta_0^{1995} + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_k^{1995} X_k^{2002} + \varepsilon^{2002} \quad (8)$$

A continuación, se computa otra regresión auxiliar reemplazando, adicionalmente, las características individuales de 2002 con las de 1995:

$$w^{**} = \beta_0^{1995} + \sum_{k=1}^{K-1} \beta_k^{1995} X_k^{1995} + \varepsilon^{2002} \quad (9)$$

Si la desigualdad salarial se cuantifica a partir de la medida de desigualdad I , e I_* y I_{**} miden la desigualdad salarial en el caso de las distribuciones contrafactuales anteriores, la diferencia en la desigualdad salarial entre 2002 y 1995 puede descomponerse a partir de las ecuaciones (6) a (9) como:

$$(I_{2002} - I_{1995}) = (I_{2002} - I_*) + (I_* - I_{**}) + (I_{**} - I_{1995}) \quad (10)$$

Las distribuciones salariales auxiliares permiten, en definitiva, descomponer las diferencias en las distribuciones de 1995 y 2002 en función de la aportación de las diferencias que se dan entre ambos años en características, precios e inobservables. Así, el primer término del lado derecho de la ecuación (10) corresponde a la parte del diferencial en la medida de desigualdad I de las distribuciones salariales observadas de 1995 y 2002 que es atribuible a las diferencias en los rendimientos de las características; el segundo captura la parte explicada por las diferencias en las características y el tercero corresponde, finalmente, a las discrepancias en el efecto de los inobservables. Este método es aplicable a la descomposición de cualquier medida de desigualdad I ,

⁹ Esta última carencia es compartida por otras técnicas de descomposición que permiten distinguir entre los efectos asociados a los precios y las cantidades, tales como las propuestas por DiNardo et al. (1996) o Bourguignon et al. (2001).

pero, tal y como se señalaba anteriormente, únicamente proporciona información agregada para el conjunto de las variables explicativas, y en ningún caso a nivel de variables individuales.

El método de Yun (2006) se basa, por su parte, en el cómputo de los factores que miden el peso relativo de cada variable ($S_{k,t}$) en la desigualdad de los salarios observados y la de los salarios contrafactuales contruídos con la regresión auxiliar dada por la ecuación (8). A partir de los mismos, la diferencia entre 1995 y 2002 en la varianza del logaritmo de los salarios se descompone de la siguiente forma¹⁰:

$$\sigma_{w^{2002}}^2 - \sigma_{w^{1995}}^2 = (\sigma_{w^{2002}}^2 - \sigma_{w^*}^2) - (\sigma_{w^*}^2 - \sigma_{w^{1995}}^2) = \sum_{k=1}^K (S_{k,2002} \sigma_{w^{2002}}^2 - S_{k,*} \sigma_{w^*}^2) + \sum_{k=1}^K (S_{k,*} \sigma_{w^*}^2 - S_{k,1995} \sigma_{w^{1995}}^2) \quad (11)$$

Donde los primeros K-1 factores son las variables exógenas en las ecuaciones salariales y el factor K es el residuo, con su coeficiente de valor uno (es decir, $\beta_K^{2002} = \beta_K^{1995} = 1$)¹¹.

A su vez, con el fin de expresar de forma separada el efecto de los residuos, la ecuación (11) puede expresarse como:

$$\sigma_{w^{2002}}^2 - \sigma_{w^{1995}}^2 = (\sigma_{w^{2002}}^2 - \sigma_{w^*}^2) - (\sigma_{w^*}^2 - \sigma_{w^{1995}}^2) = \sum_{k=1}^{K-1} (S_{k,*} \sigma_{w^*}^2 - S_{k,1995} \sigma_{w^{1995}}^2) + \sum_{k=1}^{K-1} (S_{k,2002} \sigma_{w^{2002}}^2 - S_{k,*} \sigma_{w^*}^2) + (\sigma_{\varepsilon^{2002}}^2 - \sigma_{\varepsilon^{1995}}^2) \quad (12)$$

Donde el primer y el segundo término del lado derecho de la ecuación corresponden a las sumas de los efectos de los cambios en los coeficientes y la varianza de las variables exógenas, respectivamente, y el tercer término identifica el efecto asociado a los residuos.

Las variables explicativas que se consideran en el análisis empírico abarcan tanto características individuales como de los puestos de trabajo y de los establecimientos. En relación con las primeras, se trata de controles relativos al sexo del individuo; el nivel de educación general (distinguiendo once niveles distintos de titulación); los años de experiencia potencial en el mercado de trabajo y su forma cuadrática¹² y los años de antigüedad en el empleo actual y su forma cuadrática. Las características de los puestos de trabajo consideradas son el tipo de contrato (indefinido o de duración determinada); el tipo de jornada (tiempo completo o tiempo parcial) y controles para la ocupación (distinguiendo cincuenta y siete ocupaciones). Por último, los atributos de los establecimientos son la región de ubicación; el sector (considerando las divisiones de la CNAE-93); el tipo de convenio (sectorial nacional, sectorial provincial, convenio de empresa y otro tipo de convenio); el tamaño (cinco estratos); la proporción de mujeres; y la dotación promedio de años de educación, antigüedad y experiencia potencial, respectivamente, de la fuerza

¹⁰ La ecuación (11) puede expresarse alternativamente como:

$$\sigma_{w^{2002}}^2 - \sigma_{w^{1995}}^2 = (\sigma_{w^{2002}}^2 - \sigma_{w^*}^2) - (\sigma_{w^*}^2 - \sigma_{w^{1995}}^2) = \sum_{k=1}^K (\beta_k^{2002} \sigma_{X_k^{2002}} \rho_{X_k^{2002}, w^{2002}} \sigma_{w^{2002}}^2 - \beta_k^{1995} \sigma_{X_k^{2002}} \rho_{X_k^{2002}, w^*} \sigma_{w^*}^2) + \sum_{k=1}^K (\beta_k^{1995} \sigma_{X_k^{2002}} \rho_{X_k^{2002}, w^*} \sigma_{w^*}^2 - \beta_k^{1995} \sigma_{X_k^{1995}} \rho_{X_k^{1995}, w^{1995}} \sigma_{w^{1995}}^2)$$

¹¹ Nótese que, a diferencia de la técnica de Juhn et al. (1993), no es necesario computar en este caso la segunda regresión auxiliar, dada por la ecuación (9). Esto es así debido a que el efecto de los residuos ya viene medido por $(S_{K,2002} \sigma_{w^{2002}}^2 - S_{K,*} \sigma_{w^*}^2)$, que es igual a $(S_{K,*} \sigma_{w^*}^2 - S_{K,1995} \sigma_{w^{1995}}^2)$, en la medida en que $(S_{K,2002} \sigma_{w^{2002}}^2 - S_{K,*} \sigma_{w^*}^2)$ es igual a cero.

¹² La experiencia potencial se mide como la edad del individuo menos la edad de entrada en el mercado de trabajo después de abandonar la educación a tiempo completo.

de trabajo del establecimiento¹³. En el caso de la descomposición de Fields de los niveles de desigualdad salarial se considera, además, un modelo alternativo de regresión, que pasa por el uso de efectos fijos por establecimiento en lugar de sus atributos. El uso de esta especificación no es posible, por el contrario, en las descomposiciones de los cambios en los niveles de desigualdad con las técnicas de Fields o Yun, pues ambas requieren establecer la correspondencia entre ambos años de los establecimientos, algo que es irrealizable en la práctica, pues por motivos de confidencialidad la identidad de los mismos está anonimizada en las muestras de la EES.

4. Resultados empíricos

4.1. Evidencia descriptiva

El gráfico 1 contiene estimaciones de las funciones de densidad kernel del logaritmo del salario por hora de forma separada para 1995 y 2002. Las mismas sugieren, de entrada, la existencia de importantes diferencias globales en las estructuras salariales de ambos años. Este punto es confirmado por el valor del test de Kolmogorov-Smirnov, el cual corrobora formalmente que las dos distribuciones son en la práctica diferentes entre sí a niveles convencionales de significatividad. Entre las principales diferencias observadas destacan la forma bimodal de la distribución en 1995, que desaparece en 2002, así como la compresión que experimenta la distribución con el transcurso del tiempo.

La reducción de la desigualdad salarial que sugiere este último resultado se aprecia inequívocamente a partir del hecho de que la curva de Lorenz correspondiente a 2002 domina en el sentido de Lorenz a la de 1995 (gráfico 2). Tal como demuestra Atkinson (1970), esto se corresponde necesariamente con una disminución sistemática entre 1995 y 2002 de medidas de dispersión como el índice de Gini, que se reduce de 0,317 en 1995 a 0,297 en 2002, o el coeficiente de variación, que pasa de 0,742 a 0,704 (cuadro 1)¹⁴. El cociente de percentiles D9010 pasa de 3,704 en 1995 a 3,259 en 2002 y refleja una reducción más acusada de la desigualdad que el resto de medidas (la misma es del 12%, frente a reducciones que se sitúan en el entorno del 4%-6%, respectivamente). El análisis desagregado por segmentos de la distribución muestra, a su vez, que

¹³ Sin ánimo de ser exhaustivos en la justificación de la inclusión de estas variables explicativas, la mayoría de las cuáles constituyen estándares en la literatura económica, debe destacarse que la inclusión de la proporción de mujeres y de los años medios de educación, antigüedad y experiencia en el establecimiento responde a la reciente evidencia disponible para España en el sentido de que una elevada presencia de mujeres deprime significativamente los salarios relativos de los establecimientos (Amuedo-Dorantes y De la Rica, 2006 y Palacio y Simón, 2006), así como de que las dotaciones de capital humano del conjunto de la fuerza de trabajo de una empresa tienen en la práctica una fuerte influencia en los salarios individuales de todos los trabajadores (Alcalá y Hernández, 2006).

¹⁴ Si se considera que la EES presenta un diseño complejo con un muestreo estratificado en dos etapas y, alternativamente, se corrige en el cálculo de los índices de dispersión salarial por la probabilidad de inclusión de cada observación en la muestra (en lugar de suponer que las observaciones de cada muestra son observaciones independientes idénticamente distribuidas), los índices experimentan de forma sistemática un ligero aumento en ambos años, pero se sigue observando una notable reducción de la desigualdad entre 1995 y 2002.

la reducción de la desigualdad es notablemente más acusada en la cola izquierda (el cociente D5010 pasa de 1,702 en 1995 a 1,515 en 2002) que en la derecha, donde su magnitud no es, de hecho, muy destacada (el cociente D9050 toma valores de 2,177 y 2,153 respectivamente)¹⁵.

Con el fin de contextualizar desde un punto de vista comparativo internacional la desigualdad salarial en España y sus tendencias recientes, el cuadro A.1 del anexo contiene información sobre el fenómeno para los países de la Unión Europea en 1995 y 2002. La desigualdad se mide en ambos casos sobre la base de los datos armonizados de la Encuesta Europea de Estructura Salarial y, en consecuencia, plenamente comparables entre países¹⁶. A partir de esta evidencia se constata, en primer lugar, que la reducción de la desigualdad que viene produciéndose desde mediados de los noventa en España es comparable con los cambios de la desigualdad que se han dado en otros países europeos. Se confirma también que, desde una perspectiva europea, el nivel de desigualdad salarial ha sido en España tradicionalmente elevado: en el contexto de la Unión Europea-15 únicamente el Reino Unido, Portugal e Irlanda tenían en 1995 una mayor desigualdad que España. No obstante, en la medida en que la compresión que ha experimentado la estructura salarial española desde entonces es un fenómeno que no se ha dado de forma sistemática en el resto de Europa -siendo, de hecho, la tendencia más común un aumento de la dispersión salarial-, los datos más recientes nos sitúan en una posición intermedia, muy especialmente cuando se consideran también los países que se incorporaron a la Unión Europea en 2004. Éstos se caracterizan en general por una fuerte desigualdad salarial, que resulta facilitada en la mayor parte de los casos por modelos de negociación colectiva descentralizados y con bajas tasas de cobertura, que contrastan con los modelos de negociación colectiva de ámbito sectorial y con elevadas tasas de cobertura predominantes en la Unión Europea-15 (EIRO, 2002).

Una cuestión de indudable interés es en qué medida la compresión experimentada por la estructura salarial española está relacionada con el fuerte aumento de la inmigración que se ha producido en los últimos años. Esta circunstancia es plausible, de entrada, en la medida en que los inmigrantes tienen en la práctica una estructura salarial notablemente más comprimida que los nativos (gráfico 3)¹⁷. Aunque un examen apropiado de esta cuestión resulta imposibilitado por el hecho de que únicamente se puede identificar la nacionalidad del trabajador en la ola de 2002 de la EES, resulta llamativo que cuando se eliminan los individuos de nacionalidad extranjera de la muestra de 2002 (el 3,8% del total), la forma de la estructura salarial resultante es muy similar (el

¹⁵ Todas las medidas de dispersión incluidas en el cuadro 1 son medidas relativas de desigualdad e invariantes ante cambios de escala, de modo que sus valores (y, por extensión los resultados de su descomposición) no varían en función de si los salarios se expresan en términos nominales, como es el caso, o reales.

¹⁶ La Encuesta de Estructura Salarial elaborada por el Instituto Nacional de Estadística constituye, de hecho, la muestra para España de esta encuesta, que se realiza en todos los Estados miembros de la Unión Europea de manera armonizada, en cumplimiento del Reglamento del Consejo de la UE nº 530/1999.

¹⁷ Puede encontrarse un análisis detallado de las diferencias en las estructuras salariales de nativos e inmigrantes en Simón et al. (2007).

valor del test de Kolmogorov-Smirnov no permite, de hecho, rechazar la igualdad de las dos distribuciones al 1% de significatividad, aunque sí al 5%), y los índices de desigualdad toman valores muy similares (última columna del cuadro 1). Aunque únicamente de forma tentativa, este resultado sugiere, en definitiva, que la compresión de la estructura salarial no se explica básicamente como una consecuencia de los cambios en la composición de la fuerza de trabajo derivados de la inmigración. Esta evidencia es, por otra parte, coherente con el hecho de que la inmigración no parece haber perjudicado de forma significativa los salarios de los trabajadores españoles (Carrasco et al., 2007).

En la primera columna del cuadro 2 aparecen los estadísticos descriptivos de las muestras de la EES de ambos años. Los cambios entre 1995 y 2002 están en general acordes con las transformaciones que se han producido en el conjunto de la fuerza de trabajo, y entre los mismos destaca una mayor presencia de mujeres; un aumento de la educación de los trabajadores¹⁸; una reducción de los niveles promedio y de la dispersión de la antigüedad y la experiencia potencial, y un aumento de los contratos temporales y con jornada a tiempo parcial. Se constata también una mayor presencia en 2002 de establecimientos cubiertos por convenios de ámbito provincial y, en consonancia con los cambios en las características individuales, un aumento (reducción) del promedio y la dispersión de la proporción de mujeres y del número medio de años de educación (número medio de años de antigüedad y experiencia).

El resto del cuadro 2 contiene información sobre los rendimientos salariales estimados para cada característica observada bajo distintas especificaciones de la ecuación (1). Entre 1995 y 2002 se produjeron cambios significativos en los coeficientes de diversas variables. Así, las diferencias salariales entre hombres y mujeres aumentaron ligeramente (aunque la diferencia en los coeficientes de ambos años es estadísticamente significativa al 1% únicamente en el modelo 1); los rendimientos a la educación se redujeron notablemente; el rendimiento de cada año de antigüedad aumentó y el de la experiencia potencial se redujo (la diferencia es en ambos casos estadísticamente significativa al 1%); la prima relativa del contrato indefinido se redujo (la diferencia es también en ambos casos estadísticamente significativa al 1%) y la de la jornada parcial aparentemente también, aunque aquí la evidencia es más ambigua. En el mismo sentido, aunque también se observan ciertos cambios en los coeficientes de las características de los establecimientos, estos son por lo general de escasa importancia. Sin ánimo de ser exhaustivos, la prima salarial asociada al tamaño se redujo; la penalización salarial asociada a la presencia relativa de mujeres aumentó y el rendimiento asociado a la educación media de la fuerza de trabajo se redujo. Una circunstancia a reseñar es que

¹⁸ Las observaciones correspondientes a diplomados o licenciados se incrementan, sin embargo, únicamente del 11% al 12,6%, lo que sugiere que la expansión de la educación terciaria no se ha producido básicamente en los sectores de actividad cubiertos por la EES. Resulta llamativo en este sentido que la proporción de diplomados o licenciados en los sectores de actividad cubiertos por la EES 2002 pero no por la EES 1995 (y excluidos del análisis) es del 49%.

en las diferencias salariales con una relación más evidente con el proceso de negociación colectiva, las que se producen entre sectores y regiones, la dispersión se mantuvo en niveles relativamente parecidos: las diferencias salariales intersectoriales presentan una desviación estándar ajustada de 0,116 en 1995 y 0,131 en 2002, y las interregionales pasan de 0,068 a 0,077 (el coeficiente bivariante de correlación entre los dos años es de 0,86 y 0,95, respectivamente, y es en ambos casos estadísticamente significativo al 1%)¹⁹.

En síntesis, la evidencia descriptiva muestra que entre 1995 y 2002 se produjeron cambios significativos en lo que respecta a las dotaciones y los rendimientos de diversas características de los asalariados, abarcando éstos tanto atributos individuales como relacionados con los puestos de trabajo y los establecimientos en los que prestan sus servicios. Estos cambios presentan, además distintos signos e intensidades. Esta evidencia resalta, en definitiva, la utilidad de obtener información sobre la aportación que sobre la desigualdad salarial y sus cambios tiene cada variable a nivel individual -y, en la medida de lo posible, de forma desagregada para dotaciones y rendimientos-, con el fin de obtener un mejor conocimiento de dichos fenómenos.

4.2. Descomposición de los niveles de desigualdad salarial

El cuadro 3 presenta los resultados de la descomposición de los niveles de desigualdad salarial en 1995 y 2002, obtenidos mediante la aplicación de la técnica de Fields. La descomposición se desarrolla bajo distintas especificaciones de la ecuación (1), que varían entre sí en función de si entre las variables explicativas se consideran únicamente características individuales (modelo 1) o, adicionalmente, características de los puestos de trabajo y de los establecimientos, estas últimas medidas o bien a través de atributos (modelo 2) o bien mediante efectos fijos (modelo 3)²⁰.

De cara a la interpretación de los resultados, cabe señalar que una variable contribuye más a la desigualdad que otra si su peso relativo en la desigualdad, S_j , tiene una magnitud más elevada y ambos son positivos. Por otra parte, debe destacarse que el efecto conjunto de variables relacionadas entre sí, como el del conjunto de variables ficticias por sector o el de variables como

¹⁹ Siguiendo la sugerencia de Haisken-DeNew y Schmidt (1997), para la obtención de la desviación estándar ajustada se han incluido subconjuntos de variables ficticias mutuamente excluyentes que cubren todas las categorías de sector y región. Con el fin de que la matriz de productos cruzados de los regresores tenga rango completo, la ecuación salarial (1) se ha estimado para cada año por mínimos cuadrados restringidos imponiendo dos restricciones, cada una de ellas con la forma $\sum_j n_j \tau_j = 0$, donde n_j es la proporción de observaciones de la muestra que corresponde a la categoría j de la característica relevante (sector o región) y τ_j es un vector de parámetros asociados a dicha característica. La desviación estándar de cada uno de estos diferenciales salariales se calcula como $SD(\tau) = \sqrt{\sum_j n_j \tau_j^2 - \sum_j n_j \sigma_j^2}$, donde σ_j^2 son las

varianzas de los coeficientes τ_j y el segundo término de la ecuación corrige por el hecho de que los coeficientes son estimados con un error de muestreo que podría conducir a una sobreestimación de su desviación estándar.

²⁰ El resultado del contraste de Hausman indica que en ambas muestras de la EES los efectos de los establecimientos están correlacionados de forma significativa con el resto de variables explicativas, motivo por el que se estiman como efectos fijos.

la experiencia o la antigüedad y sus respectivas formas cuadráticas, se mide mediante la suma de los correspondientes pesos relativos.

De entrada, resulta llamativa la diferencia que se produce entre los diversos modelos en su capacidad explicativa de la desigualdad salarial. Con las características individuales (modelo 1) se explica el 41,2% de la desigualdad salarial en 1995 y el 39,2% en 2002; cuando se consideran también los atributos de los puestos de trabajo y de los establecimientos (modelo 2) se explica el 57,1% y 55,1%, respectivamente, mientras que si se incluyen efectos fijos por establecimiento (modelo 3) se llega a explicar el grueso de la desigualdad salarial: el 80,8% en 1995 y el 77,8% en 2002²¹. Se constata también que el impacto estimado sobre la desigualdad salarial de las características individuales es sustancialmente diferente en el modelo 1 y en el resto. A título de ejemplo, en el modelo 1 la educación explica en ambos años en torno al 20% de la desigualdad, mientras que en el segundo y tercer modelos el impacto de esta variable sobre la desigualdad se reduce hasta niveles del 6-7% en 1995 y del 5-6% en 2002. Esta evidencia sugiere que una parte sustantiva del efecto de la educación sobre la desigualdad salarial se produce a través de las discrepancias en la distribución por puestos de trabajo y establecimientos de los trabajadores en función de su nivel de educación e ilustra, en definitiva, sobre la conveniencia de emplear en el análisis empírico datos emparejados empresa-trabajador y aprovechar la rica información que éstos ofrecen sobre los puestos de trabajo y los establecimientos.

Aun cuando la práctica totalidad de las variables explicativas son determinantes significativos de los salarios²², la cuantificación detallada del impacto de cada una de ellas en la desigualdad salarial permite observar que su importancia en la explicación del fenómeno presenta variaciones significativas. El principal origen de la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español está relacionado con la variabilidad salarial entre empresas: éstas explican el 45,7% de la desigualdad en 1995 y el 42,2% en 2002. Entre los atributos de los establecimientos destacan por su impacto en la desigualdad salarial el tamaño (que explica el 3,6% y el 2,7%, respectivamente); la región (2,6% y 2,9%) y, muy especialmente, tanto el sector (6,2% y 5,1%) como los años medios de educación (5,1% y 5%). No obstante, cabe reseñar que los atributos de los establecimientos considerados explican en conjunto una porción considerablemente menor de la desigualdad que los efectos fijos por establecimiento (el 20,8% frente al 45,7% en 1995 y el 18% frente al 42,2% en 2002)²³. Este resultado revela, en definitiva, que hay características de las empresas que influyen en

²¹ Tal y como se señalaba en la sección de metodología, estas cifras coinciden con los coeficientes de determinación sin ajustar de las respectivas regresiones. En el cuadro 2 se puede comprobar que los valores de los coeficientes de determinación ajustados son en general bastante similares a aquéllos.

²² La gran mayoría de las variables explicativas son estadísticamente significativas a niveles convencionales y presentan el signo esperado conforme a la evidencia existente sobre la determinación de los salarios, motivo por el que no se discuten en detalle.

²³ En cualquier caso, resulta notable que los resultados relativos a la influencia del resto de variables explicativas son muy similares en los modelos 2 y 3. Esta circunstancia es altamente conveniente, en la medida en que es la

la desigualdad salarial y por las que no se puede controlar a partir de la información contenida en la EES más que a través de los efectos fijos por establecimiento²⁴.

Otro factor con una influencia muy destacable en la desigualdad salarial es la ocupación, que explica entre el 16,3% y el 19,4% de la desigualdad (dependiendo del año y el modelo de regresión), mientras que el resto de atributos de los puestos de trabajo tiene un impacto mucho menos notable: el tipo de contrato explica en torno al 2% en 1995 y el 1% en 2002 y el tipo de jornada tiene un impacto prácticamente negligible sobre la desigualdad.

Asimismo, son varias las características individuales con una influencia destacada sobre la desigualdad salarial: dependiendo del modelo y año, el género explica entre el 2,3% y el 3,3%; la educación entre el 5% y el 7%; la antigüedad entre el 4,5% y el 6,7% y la experiencia entre el 2% y el 4,1%. Las características individuales ejercen, en cualquier caso, un impacto conjunto sobre la desigualdad salarial muy inferior al de las características de las empresas y de los puestos de trabajo²⁵. Esta evidencia confirma, en suma, que la desigualdad salarial en España no viene determinada fundamentalmente por las características de la oferta de trabajo, sino por las de la demanda.

4.3. Descomposición de los cambios en la desigualdad salarial

El cuadro 4 presenta los resultados de la aplicación de la técnica de Fields a los cambios en la desigualdad salarial entre 1995 y 2002. En la medida en que, como se destacaba previamente, los resultados de la descomposición dependen de la medida concreta de dispersión, los mismos se presentan para la varianza del logaritmo, el índice de Gini y los cocientes de percentiles D9010, D9050 y D5010. Una cifra positiva (negativa) en el cuadro indica que los cambios en la correspondiente variable contribuyen a una reducción (aumento) de la desigualdad salarial cuando el impacto se mide en términos absolutos, pero corresponde a un aumento (reducción) cuando se mide en términos relativos, dado el signo sistemáticamente negativo que toma el denominador en la expresión (5') para todas las medidas de desigualdad. Así, por ejemplo, si entre 1995 y 2002 únicamente hubiera experimentado modificaciones la experiencia potencial, entonces la varianza del logaritmo de los salarios se habría reducido en 0,025 puntos (según el modelo 1), lo que supone el 86,2% de la caída de 0,029 puntos realmente experimentada por esta medida de

especificación de la ecuación correspondiente al modelo 2 la que se emplea en el posterior análisis empírico de los cambios de la desigualdad. La evidencia anterior sugiere que con su empleo no se produce una pérdida de generalidad severa de los resultados.

²⁴ Esto es coherente con el hecho de que las diferencias salariales entre establecimientos para trabajadores similares pueden tener un origen muy diverso en la práctica, como puede ser la presencia de información limitada o asimétrica; un carácter compensatorio; el pago de salarios de eficiencia o la presencia de procesos de reparto de rentas, entre otros (para más detalles, véase Groshen, 1991).

²⁵ Esta circunstancia no cambia cuando se desarrolla la descomposición con la ola de 2002 de la EES incluyendo también como variable explicativa el estatus de inmigrante del individuo: en coherencia con lo sugerido por la evidencia descriptiva, esta variable tiene un impacto prácticamente negligible en la desigualdad salarial en todos los modelos.

desigualdad. Asimismo, si únicamente hubiera cambiado la variable relativa al género del trabajador, la varianza del logaritmo habría aumentado en 0,013 puntos, lo que en términos relativos equivale al 44,8% de la reducción real de dicha medida de dispersión.

Un primer resultado a destacar es que los residuos explican una parte menor del cambio en la desigualdad salarial. Si se toma el modelo 2 como referencia, el efecto de los residuos equivale al 6,9% de la caída de la varianza del logaritmo; al 15% de la del índice de Gini y al 28,1% de la del cociente de deciles D9010. Así pues, con dicho modelo (y también, aunque en menor medida, con el modelo 1) se logra identificar la mayor parte del origen de los cambios en la desigualdad salarial.

Al igual que ocurría con la descomposición en niveles, el impacto estimado de las características individuales sobre el cambio en la desigualdad salarial es significativamente más reducido en el modelo 2 que en el 1. Así, de los 0,029 puntos de caída de la varianza del logaritmo las características individuales explican 0,026 en el modelo 1 frente a 0,010 en el modelo 2; de los 0,020 puntos de caída del índice de Gini explican 0,014 por 0,006 y de la reducción del cociente D9010 de 0,445 explican 0,251 por 0,101. Los resultados detallados muestran, por otra parte, que se han producido efectivamente cambios en las características individuales con impactos cuantificables en la desigualdad. Así, las modificaciones asociadas al género y a la antigüedad (en este último caso, sólo según el modelo 2) han aumentado la dispersión salarial, mientras que las modificaciones experimentadas por la educación y la experiencia potencial han tendido a reducirla. Aunque los cambios en las características individuales ejercen en conjunto un efecto neto inequívocamente compresor sobre la desigualdad salarial, el efecto contrapuesto de varios de ellos da lugar a que su magnitud no sea muy destacada (en el modelo 2 este efecto equivale al 34,5% de la reducción de la varianza del logaritmo; al 30% de la del índice de Gini y al 22,7% de la del cociente D9010), existiendo otros factores de mayor importancia en la explicación de la evolución de la desigualdad salarial.

Los resultados relativos al efecto inducido sobre la desigualdad salarial por los cambios en las características de los puestos de trabajo son, por su parte, ambiguos. Esto se debe a que si bien los cambios en la distribución ocupacional han tendido sistemáticamente a aumentar la desigualdad y las modificaciones relacionadas con el tipo de contrato y jornada a reducirla, la importancia relativa de estos efectos varía entre medidas de desigualdad, de modo que el primero se impone en el caso de la varianza del logaritmo y del índice de Gini, pero se da la circunstancia contraria en el del cociente D9010.

Con todo, y de forma similar a lo que ocurría con la descomposición en niveles, el principal origen de los cambios en la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español parece estar relacionado con las empresas: los cambios en los atributos de los establecimientos explican, de hecho, 0,026 de los 0,029 puntos de caída de la varianza del logaritmo (esto es, el 89,7%); 0,012

de los 0,020 puntos de caída del índice de Gini (60%) y 0,185 de la reducción de 0,445 en la magnitud del cociente D9010 (41,6%). Asimismo, destacan por su impacto en las modificaciones de la desigualdad salarial los efectos asociados a atributos como el tamaño, el sector y los años medios de educación. Entre las principales divergencias con el caso de la descomposición de la desigualdad en niveles, la región no tiene ahora un impacto demasiado destacado -pero sí el tipo de convenio y la proporción de mujeres-. Este último factor es, de hecho, la única característica de los establecimientos que da lugar a un aumento de la desigualdad de cierta relevancia, pues el resto tiende o bien a reducirla, en la mayoría de los casos, o bien tiene un efecto negligible.

Cuando la descomposición de la desigualdad se desarrolla de forma separada en ambas colas de la distribución salarial el sentido de las principales conclusiones anteriores se mantiene a grandes rasgos, aunque se observan algunas diferencias notables. Así, se constata que si bien el impacto sobre la desigualdad salarial de cada variable explicativa es por lo general similar en ambas colas medido en términos absolutos, el impacto de los factores individuales que ejercen un efecto dispersor sobre los salarios ha sido sistemáticamente mayor en la cola derecha. Así, el género induce un aumento de 0,018 en el cociente D9050 por únicamente 0,009 en el cociente D5010; la antigüedad uno de 0,047 por 0,025, respectivamente; la ocupación 0,064 por 0,017 y la proporción de mujeres 0,018 por 0,012. En el mismo sentido, el efecto compresor inducido por los años medios de educación es menos acusado en la cola derecha (-0,003) que en la izquierda (-0,011), y en el caso del único factor que ejerce en términos relativos un mayor efecto compresor en la cola derecha -los años medios de experiencia- la diferencia, 0,018 por 0,014, no es cuantitativamente demasiado importante. Si se excluye este último factor, la diferencia conjunta entre los efectos en ambas colas para los factores anteriores es de 0,092, lo que supone el 56,1% de las discrepancias en la reducción de la desigualdad de ambas colas, que es de -0,164. El resto de la discrepancia se explica básicamente por las diferencias en el efecto de los factores inobservables, que tienden a aumentar la desigualdad en la cola derecha (en 0,032) pero a reducirla en la izquierda (-0,051).

La evidencia presentada hasta este punto no ha tenido en consideración, sin embargo, que el efecto sobre los cambios en la desigualdad de cada factor individual se produce a través de dos vías, los cambios en coeficientes y en características. Considerando esta circunstancia, el cuadro 5 presenta los resultados de la aplicación de la descomposición de Yun a los cambios en la desigualdad salarial entre 1995 y 2002²⁶, medida a partir de la varianza del logaritmo. Una cifra positiva (negativa) en el cuadro indica que los cambios en el coeficiente o en la dispersión de la correspondiente variable contribuyen a una reducción (aumento) de la desigualdad salarial cuando el impacto se mide en términos absolutos, y corresponde a un aumento (reducción) cuando se

mide en términos relativos. Como muestra, si entre 1995 y 2002 únicamente hubiera experimentado modificaciones el coeficiente de la experiencia potencial, entonces la varianza del logaritmo de los salarios se habría reducido en 0,019 puntos (según el modelo 1), lo que equivale al 65,5% de la caída total de la varianza. En el mismo sentido, si únicamente hubiera cambiado la dotación de experiencia, la varianza se habría reducido en 0,006 puntos, esto es, el equivalente al 20,7% de la reducción experimentada por dicha medida de dispersión. Nótese, por otra parte, que la suma de ambos efectos corresponde exactamente a la reducción de la varianza de 0,025 puntos inducida por esta variable en el cuadro 4.

Son varios los resultados a destacar. En primer lugar, se constata que el efecto compresor que ejercen de forma agregada las características individuales sobre la desigualdad salarial viene determinado fundamentalmente por las modificaciones de sus coeficientes, ya que las características ejercen en conjunto un efecto ligeramente dispensor. Destaca en este sentido el efecto de los cambios en los rendimientos salariales asociados a la educación, que explicarían, *ceteris paribus*²⁷, 0,021 puntos (o el 72,4%) de la reducción total de la varianza del logaritmo de los salarios (este efecto es casi completamente explicado, a su vez, por la caída de los coeficientes de las variables ficticias correspondientes a los diplomados, 0,005 puntos, y los licenciados, 0,016 puntos). La reducción del coeficiente de la experiencia explicaría una reducción de 0,006 puntos, mientras que, en sentido contrario, el aumento del coeficiente de la antigüedad es el origen de un aumento de la misma de 0,015 puntos. La similitud entre los dos años del diferencial salarial asociado al género explicaría, por su parte, el efecto nulo de este factor sobre el cambio de la desigualdad.

El escaso impacto de los cambios en la dotación de características individuales se debe en la práctica al hecho de que el aumento de la participación de las mujeres en la fuerza de trabajo y los cambios en los niveles educativos del conjunto de asalariados aumentan la desigualdad (en 0,006 y 0,005 puntos, respectivamente, donde el grueso de este último efecto se debe, de nuevo, a las modificaciones asociadas con los licenciados), pero el cambio en la distribución de los años de experiencia potencial induce una reducción de 0,009 puntos que prácticamente la contrarresta.

En relación con el efecto sobre la desigualdad salarial inducido por los cambios en las características de los puestos de trabajo, cabe destacar, en primer lugar, que el efecto reductor sobre la desigualdad del tipo de contrato proviene tanto del aumento de la proporción de contratos temporales (lo que explica 0,004 puntos), como de la reducción de la prima salarial asociada al contrato indefinido (0,007 puntos). A su vez, el efecto amplificador sobre la

²⁶ La regresión auxiliar de la ecuación (8) se ha construido a partir de las características y los residuos de 2002 y los rendimientos de 1995. Los resultados son en gran medida similares cuando se emplean las características y los residuos de 2002 y los rendimientos de 1995. Los mismos están disponibles por parte del autor ante su requerimiento.

desigualdad de los cambios relacionados con la ocupación está originado básicamente en la modificación de los diferenciales salariales entre ocupaciones -cuya desviación estándar ajustada ponderada aumenta significativamente, pasando de 0,162 en 1995 a 0,198 en 2002-, pues los cambios en la distribución ocupacional de los trabajadores hubieran reducido la desigualdad únicamente en 0,003 puntos.

La notable influencia que detentan los atributos de los establecimientos en la comprensión de la desigualdad salarial (0,026 puntos) se explica, a su vez, a partes iguales por cambios en los coeficientes (0,013) y en las características (0,013). En relación con el impacto detallado de los coeficientes, destaca el efecto de la intensificación de la penalización salarial asociada a la proporción de mujeres en el establecimiento, que explica un aumento de la desigualdad de 0,004 puntos, y, muy especialmente, el de la caída del coeficiente de los años medios de educación, que explica una reducción de 0,012 puntos. De hecho, si se considera el efecto conjunto de las transformaciones de los rendimientos salariales asociados al cambio educacional, los cambios de los coeficientes de la educación y los años medios de educación en el establecimiento tienen un impacto de calado en la desigualdad salarial, pues explican conjuntamente 0,033 puntos de reducción de la desigualdad, -frente a la observada de 0,029 puntos-. Sin embargo, con esas dos excepciones relacionadas con la composición de la fuerza laboral del establecimiento (y cabe pensar que influenciadas, a su vez, por los cambios en la composición de la oferta global del mercado de trabajo), los cambios en los coeficientes del resto de características de los establecimientos afectan de forma muy poco destacada a la desigualdad. Así, los cambios en los diferenciales sectoriales explican una caída de 0,002 puntos en la desigualdad global; los asociados a los distintos tipos de convenio un aumento de 0,001 puntos; los diferenciales salariales interregionales tienen un efecto nulo y los asociados al tamaño provocan una reducción de 0,003 puntos. Se trata en la mayor parte de los casos de diferenciales salariales en los que los mecanismos de la negociación colectiva ejercen una fuerte influencia lo que sugiere, en definitiva, que esta institución laboral induce una fuerte estabilidad en las diferencias salariales entre empresas y, por extensión, en la desigualdad global. Esta circunstancia no implica, sin embargo, que no se hayan producido de forma general cambios en la estructura de rendimientos salariales relevantes desde la perspectiva de su impacto sobre la desigualdad salarial. De hecho, si todos los efectos asociados a los cambios en los rendimientos salariales de factores individuales que aparecen en el cuadro 5 se hubieran producido en el mismo sentido, esto hubiera dado lugar a un cambio muy significativo en la varianza del logaritmo, cuantificado en 0,093 puntos (en el caso de las características, este efecto hubiese sido inferior, de 0,068 puntos).

²⁷ Nótese que el ejercicio contrafactual que se desarrolla se basa en el supuesto de equilibrio parcial de que no hay efectos de los cambios en las cantidades sobre los precios e ignora, en consecuencia, los efectos de equilibrio general.

Para concluir, cabe destacar que el motivo de que los cambios en las características de los establecimientos ejerzan un efecto reductor neto sobre la desigualdad (-0,013) está relacionado fundamentalmente con la mayor presencia relativa en 2002 de establecimientos en sectores de bajos salarios relativos (-0,008); con convenios de ámbito sectorial (-0,010) y en estratos de menor tamaño (-0,004), ejerciendo un efecto contrario el aumento de la proporción de mujeres en los establecimientos (0,002) y, especialmente, el aumento de los años medios de educación (0,010).

5. Conclusiones

Esta investigación examina desde una perspectiva empírica el origen de la desigualdad salarial y de sus cambios en España a través de dos metodologías de análisis propuestas recientemente en la literatura económica por Fields (2003) y Yun (2006). Las mismas proporcionan una descomposición detallada tanto de la desigualdad como de sus cambios y permiten evaluar sistemáticamente la contribución individual de cada factor. Su aplicación a los microdatos emparejados empresa-trabajador de la Encuesta de Estructura Salarial permite explicar en la práctica el grueso de ambos fenómenos y, en consecuencia, desarrollar una completa evaluación empírica de los factores que contribuyen a la desigualdad salarial y a sus modificaciones en el mercado de trabajo español. Debe considerarse, sin embargo, que aunque la evidencia empírica aquí aportada ilustra sobre los principales motivos de la desigualdad salarial y sus cambios y permite, en suma, un mejor conocimiento práctico del fenómeno, escapa al objetivo del trabajo explicar los motivos subyacentes tras los cambios en la estructura salarial.

El principal origen de los niveles de desigualdad salarial en el mercado de trabajo español es la heterogeneidad salarial entre empresas, puesto que la asociada con los puestos de trabajo y la composición de la fuerza laboral detenta un papel menos determinante. Este hallazgo confirma que las diferencias salariales entre empresas constituyen un elemento muy importante en la configuración de la estructura salarial española y corrobora, además, la conveniencia de emplear microdatos emparejados empresa-trabajador en el análisis empírico de la desigualdad salarial, puesto que los mismos permiten obtener una evidencia notablemente más completa sobre el origen de este fenómeno.

La tendencia hacia la reducción de la dispersión salarial que se viene dando en España resulta también explicada en buena medida por los cambios asociados a los atributos de los establecimientos, y resulta influida en menor medida por los cambios experimentados por las características de los individuos y de los puestos de trabajo y por los rendimientos de mercado de ambos. Los resultados de la descomposición detallada muestran, asimismo, que si bien parte de la reducción de la desigualdad se explica de forma mecánica por los cambios en las dotaciones de características observadas, una porción significativa de la misma se debe a las transformaciones

que se han producido en el conjunto de los rendimientos salariales. Entre las más significativas se encuentran las asociadas a ciertos factores individuales como la educación o la experiencia, cuya remuneración de mercado se ha reducido, o la antigüedad, cuyo retorno salarial ha aumentado, aunque las mismas han tenido un efecto contrapuesto en la desigualdad. Por último, destaca el hecho de que las diferencias salariales asociadas a ciertos atributos de los establecimientos como la región, el sector o el tipo de convenio muestran una mayor estabilidad que otros tipos de diferencias salariales, lo cual es coherente con el importante papel de la negociación colectiva en el mercado de trabajo español y con la inercia existente en el proceso de determinación salarial en el contexto de la misma.

Bibliografía

- Aagaard, A.; Eriksson, T.; Westergaard-Nielsen, N. (2007): "Wage and Labor Mobility in Denmark, 1980-2000", en E. Lazear and K. Shaw (eds.), *Wage Structure, Raises and Mobility: International Comparisons of the Structure of Wages Within and Across Firms*, ed. University of Chicago Press (forthcoming).
- Abowd, J.M.; Kramarz, F. (1999): "The Analysis of Labor Markets Using Matched Employer-Employee Data", en O. Ashenfelter y D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Abadie, A. (1997): "Changes in Spanish Labor Income Structure During the 1980s: A Quantile Regression Approach", *Investigaciones Económicas*, vol. XXI(2), págs. 253-272.
- Acemoglu, D. (2002): "Technical Change, Inequality and the Labor Market", *Journal of Economic Literature*, 40, págs. 7-72.
- Amuedo-Dorantes, C.; De la Rica, S. (2006): "The Role of Segregation and Pay Structure on the Gender Wage Gap: Evidence from Matched Employer-Employee Data for Spain", *Contributions to Economic Analysis & Policy*, 5(1), págs. 1-32.
- Alba, A. (1993): "Mismatch in the Spanish Labor Market: Overeducation?", *Journal of Human Resources*, 28(2), 1993, págs. 257-78.
- Alcalá, F.; Hernández, P.J. (2006): "Las externalidades del capital humano en la empresa española", *Revista de Economía Aplicada*, nº 41 (vol. XIV), págs. 61-83.
- Atkinson, A.B. (1970): "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 2(3), págs. 244-263.
- Asplund, R.; Barth, E. (eds) (2005): *Education and Wage Inequality in Europe: A literature review*, ed. ETLA, Helsinki.
- Autor, D.H.; Katz, L.F.; Kearney, M.S. (2005): "Trends in US Wage Inequality: Reassessing the Revisionists", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper no. 11627.
- Barceinas, F.; Oliver, J.; Raymond, J.L.; Roig, J.L. (2001): "Private rates of return to human capital in Spain. New evidence", en C. Harmon, I. Walker, y N. Westengard (eds.), *Education and earnings in Europe. A cross country analysis of returns to education*, ed. Edgar Elgar.
- Barth, E.; Lucifora, C. (2006): "Wage Dispersion, Markets and Institutions: The Effects of the Boom in Education on the Wage Structure", IZA DP N° 2181.
- 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, nº 4, págs. 887-922.
- Blau, F.D. and Kahn, L.M. (1996): "International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces", *Journal of Political Economy*, 101(4), págs. 791-837.
- Blau, F.D. y Kahn, L.M. (1999): "Institutions and Laws in the Labor Market", en O. Ashenfelter y D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Blau, F.D.; Kahn, L.M. (2005): "Do cognitive test scores explain higher US wage inequality?", *The Review of Economics and Statistics*, 87(1), págs. 184-193.
- Bourguignon, F.; Fournier, M.; Gurgand, M. (2001): "Fast Development with a Stable Income Distribution: Taiwan, 1979-94", *Review of Income and Wealth*, 47(2), págs. 139-164.
- Bover, O.; Bentolila, S.; Arellano, M. (2002): "The distribution of earnings in Spain during the 1980s: The effect of skill, unemployment and union power", en D. Cohen, Th. Piketty y G. Sint-Paul (eds.) *The Economics of Rising Inequalities*, ed. Oxford University Press.
- Card, D.; DiNardo, J.E. (2002): "Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles", *Journal of Labor Economics*, 20, págs. 733-83.
- Card, D.; De la Rica, S. (2006): "Firm-level Contracting and the Structure of Wages", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 59 (4), págs. 573-593.
- Cardoso, A.R. (1999): "Firms' wage policies and the rise in labor market inequality: The case of Portugal", *Industrial and Labour Relations Review*, Vol 53(1), págs. 87-102.
- Carrasco, R.; Jimeno, J.F.; Ortega, C. (2007): "The effects of immigration on the labour market performance of native-born workers: some evidence for Spain", *Journal of Population Economics* (forthcoming).
- Casado-Díaz, J.M.; Simón, H. (2007): "Industry Wage Premia and Collective Bargaining Revisited: Evidence from Spain", *Applied Economics Letters* (forthcoming).
- Davis, S.J.; Haltiwanger, J. (1991): "Wage Dispersion between and within US Manufacturing Plants, 1963-86", *Brookings Papers on Economic Activity, Special Issue*, págs. 115-80.
- Devroye, D; Freeman, D. (2001): "Does Inequality in Skills Explain Inequality of Earnings Across Advanced Countries?", NBER working paper nº 8140.

- DiNardo, J.E.; Fortin, N.M.; Lemieux, T. (1996): “Labor market institutions and the distribution of wages, 1973–1992: a semiparametric approach”, *Econometrica*, 65, págs. 1001-1046.
- Dunne, T.; Foster, L.; Haltiwanger, J.; Troske, K. (2004): “Wage and Productivity Dispersion in United States Manufacturing: The Role of Computer Investment”, *Journal of Labor Economics*, 22(2), págs. 397-429.
- European Industrial Relations Observatory (2002): “Industrial relations in the EU Member States and candidate countries”, disponible en <http://www.eiro.eurofound.eu.int>.
- Eurostat (2003): *Employment in Europe. 2003*.
- Eurostat (2005): *Employment in Europe. 2005*.
- Faggio, G.; Salvanes, K.; Van Reenen, J. (2006): “The evolution of inequality in wages and productivity: International panel data evidence”, mimeo.
- Fields, G.S. (2003): “Accounting for Income Inequality and its Change: A New Method with Application to U.S. Earnings Inequality” in S.W. Polachek (ed.), *Research in Labor Economics, Vol 22: Worker Well-Being and Public Policy*, Oxford, págs. 1–38.
- Foster, J.; Ok, E. (1999): “Lorenz dominance and the variance of logarithms”, *Econometrica*, 67(4), págs. 901-8.
- Freeman, R.; Katz, L.F. (1995): “Introduction and summary”, en R. Freeman and L. Katz (eds.), *Differences and Changes in Wage Structures*, págs. 1–22, ed. The University of Chicago Press.
- Groschen, E.L. (1991): “Five Reasons Why Wages Vary Among Employers”, *Industrial Relations*, vol. 30, n° 4, págs. 350-381.
- Haisken-DeNew, J.P. and Schmidt, C (1997), “Interindustry and Interregion Differentials: Mechanics and Interpretation”, *Review of Economics and Statistics*, 79, págs. 516-521.
- Haltiwanger, J.C., Lane, J., Spletzer, J.R., Theeuwes, J.J. y Troske, K. (1999): *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, ed. Elsevier.
- Izquierdo, M.; Moral, E.; Urtasun, A. (2003): “El sistema de negociación colectiva en España: Un análisis con datos individuales de convenios”, Documento Ocasional del Banco de España N° 0302.
- Izquierdo, M.; Lacuesta, A. (2006): “Wage inequality in Spain: Recent developments”, Documento de Trabajo del Banco de España N° 0615.
- Jimeno, J.F.; Toharia, L. (1994): *Unemployment and Labour Market Flexibility: Spain*, International Labour Office, Ginebra.
- Jimeno, J.F., Izquierdo, M.; Hernanz, V. (2001): “La desigualdad salarial en España: Descomposición y variación por niveles de salarios”, *Papeles de Economía Española*, n° 88, págs. 113-125.
- Juhn, C., Murphy, K.; Pierce, B. (1993): “Wage inequality and the rise in returns to skill”, *Journal of Political Economy* 101, 31, págs. 410-442.
- Katz, L.F. y Autor, D.H. (1999): “Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality”, en O. Ashenfelter y D. Card (ed.) *Handbook of Labor Economics*, ed. North-Holland.
- Koeniger, W.; Leonardi, M.; Nunziata, L. (2006): “Labour Market Institutions and Inequality”, *Industrial and Labour Relations Review*, Vol 60(3).
- Kramarz, F.; Lollivier, S.; Pelé L.P. (1996): “Wage inequalities and firm-specific compensation policies in France”, *Annales d'Economie et de Statistique*, n°41/42, págs. 369-386.
- Machin, S.; Van Reenen, J. (1998): “Technology and Changes in Skill Structure: Evidence from Seven OECD Countries”, *Quarterly Journal of Economics*, 113, págs. 1215–1244.
- Martins, P.S.; Pereira, P.T. (2004): “Does Education Reduce Wage Inequality? Quantile Regression Evidence from 16 Countries”, *Labour Economics*, 11(3), págs. 355-371.
- OCDE (2004): *Employment Outlook 2004*.
- Palacio, J.I. y Simón, H. (2004): “Dispersión salarial entre establecimientos y desigualdad salarial en España”, *Revista de Economía Aplicada*, Vol. XII(36), págs 47-81.
- Palacio, J.I.; Simón, H. (2006): “Segregación laboral y diferencias salariales por razón de sexo en España”, *Estadística Española*, n° 183, págs. 493-524.
- Peracchi, F. (2006): “Educational Wage Premia and the Distribution of Earnings: An International Perspective”, en E. Hanushek y F. Welch (eds.) *Handbook of the Economics of Education*, ed. North-Holland.
- Salverda, W., Bazen, S. y Gregory, M. (coord.) (2001): *The European-American Employment Gap, Wage Inequality, Earnings Mobility and Skill: A Study for France, Germany, the Netherlands, the United Kingdom and the United States*, informe para la Comisión Europea, Dirección General de Empleo y Asuntos Sociales.
- Sen, A. (1973): *On Economic Inequality*, ed. Oxford University Press.

- Shorrocks, A.F. (1982): "Inequality Decomposition by Factor Components," *Econometrica*, 50(1), págs. 193–211.
- Simón, H. (2005): "Employer Wage Differentials from an International Perspective", *Economics Letters*, Vol. 88(2), págs. 284-288.
- Simón, H. (2006): "Diferencias salariales entre hombres y mujeres en España: Una comparación internacional con datos emparejados empresa-trabajador", *Investigaciones Económicas*, vol. XXX(1), págs. 55-87
- Simón, H.; Ramos, R.; Sanromá, E. (2006): "Collective bargaining and regional wage differences in Spain: An empirical analysis", *Applied Economics*, 38, págs. 1749–1760.
- Simón, H.; Ramos, R.; Sanromá, E. (2007): "Segregación laboral y estructura salarial de nativos e inmigrantes en España. Un análisis con datos emparejados empresa-trabajador", IVIE WP EC 2007-03.
- Skans, O.; Edin, P.; Homlund, B. (2007): "Wage Dispersion Between and Within Plants: Sweden 1985-2000", en E. Lazear and K. Shaw (eds.), *Wage Structure, Raises and Mobility: International Comparisons of the Structure of Wages Within and Across Firms*, ed. University of Chicago Press (forthcoming).
- Yun, M.S. (2006): "Earnings Inequality in the USA, 1961–1999: Comparing Inequality Using Earnings Equations", *Review of Income and Wealth*, 52(1), págs. 127-144.

Cuadro 1
Desigualdad salarial en España. Encuesta de Estructura
Salarial.

	1995	2002	2002 Nativos
Varianza del logaritmo	0,731	0,702	0,703
Coficiente de variación	0,742	0,704	0,699
Índice de Gini	0,317	0,297	0,297
D9010	3,704	3,259	3,279
D9050	2,177	2,153	2,153
D5010	1,702	1,514	1,523

Nota: D9010, D5010 y D9050 son cocientes de los límites superiores de la mediana y el noveno y primer decil de la distribución del salario por hora.

Cuadro 2
Descriptivos de las variables y resultados de la regresión.

	1995			2002			
	Media	Coeficiente		Media	Coeficiente		
		Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Salario por hora (euros)	8,25 (6,12)	-	-	-	9,46 (6,655)	-	-
Logaritmo del salario por hora	1,949 (0,535)	-	-	-	2,105 (0,493)	-	-
Hombre	0,768	0,199**	0,141**	0,134**	0,689	0,238**	0,143**
Mujer	0,232	Referencia	Referencia	Referencia	0,311	Referencia	Referencia
Analfabeto	0,006	-0,062**	0,069**	0,003**	0,000	-	-
Educación primaria incompleta	0,017	-0,063**	0,008	-0,017**	0,015	-0,080**	-0,021
Educación primaria	0,309	Referencia	Referencia	Referencia	0,292	Referencia	Referencia
Educación secundaria (primer ciclo)	0,308	0,074**	0,004	0,046**	0,324	0,038**	-0,020**
Educación secundaria (segundo ciclo)	0,119	0,422**	0,105**	0,136**	0,102	0,305**	0,063**
Formación profesional de primer grado	0,050	0,280**	0,065**	0,093**	0,060	0,208**	0,019**
Formación profesional de segundo grado	0,079	0,397**	0,105**	0,123**	0,080	0,316**	0,057**
Diplomado	0,051	0,686**	0,212**	0,238**	0,052	0,575**	0,121**
Licenciado	0,059	0,985**	0,340**	0,343**	0,074	0,793**	0,196**
Postgrado	0,000	1,112**	0,296**	0,323**	0,000	0,952**	0,359**
Doctor	0,001	1,237**	0,515**	0,515**	0,001	1,143**	0,426**
Antigüedad	10,75 (10,0)	0,021**	0,007**	0,007**	6,91 (9,17)	0,022**	0,014**
Antigüedad*Antigüedad	215,6 (311,79)	-0,000**	-0,000**	-0,000**	131,8 (276,91)	-0,000**	-0,000**
Experiencia	23,6 (12,03)	0,033**	0,023**	0,021**	21,8 (11,79)	0,023**	0,017**
Experiencia*Experiencia	700,8 (630,88)	-0,000**	-0,000**	-0,000**	614,2 (587,20)	-0,000**	-0,000**
Contrato temporal	0,258	-	-0,074**	-0,073**	0,277	-	-0,032**
Contrato indefinido	0,742	-	Referencia	Referencia	0,723	-	Referencia
Jornada parcial	0,037	-	0,008	0,034**	0,091	-	0,022**
Jornada completa	0,963	-	Referencia	Referencia	0,909	-	Referencia
Andalucía	0,090	-	Referencia	-	0,093	-	Referencia
Aragón	0,052	-	0,011	-	0,047	-	0,020
Asturias	0,036	-	-0,063*	-	0,032	-	-0,033**
Baleares	0,031	-	-0,010	-	0,035	-	-0,009
Canarias	0,048	-	-0,077**	-	0,045	-	-0,081**
Cantabria	0,023	-	-0,066**	-	0,018	-	-0,058**
Castilla y León	0,048	-	-0,051**	-	0,046	-	-0,076**
Castilla-La Mancha	0,062	-	-0,053**	-	0,052	-	-0,067**
Cataluña	0,145	-	0,058**	-	0,163	-	0,056**
Comunidad Valenciana	0,088	-	-0,015**	-	0,114	-	-0,039**
Extremadura	0,022	-	-0,151**	-	0,023	-	-0,211**
Galicia	0,062	-	-0,139**	-	0,063	-	-0,125**
Madrid	0,127	-	0,032**	-	0,127	-	0,003**
Murcia	0,037	-	-0,113**	-	0,039	-	-0,099**
Navarra	0,036	-	0,054**	-	0,027	-	0,085**
País Vasco	0,072	-	0,075**	-	0,055	-	0,090**
La Rioja	0,021	-	-0,036**	-	0,020	-	-0,015**
Convenio de empresa	0,217	-	Referencia	-	0,148	-	Referencia
Convenio sectorial de ámbito nacional	0,341	-	-0,094**	-	0,361	-	-0,075**
Convenio sectorial de ámbito infranacional	0,436	-	-0,088**	-	0,490	-	-0,088**
Otro tipo de convenio	0,006	-	-0,031**	-	0,000	-	0,015
Tamaño 10-19	0,184	-	Referencia	-	0,213	-	Referencia
Tamaño 20-49	0,230	-	0,056**	-	0,260	-	0,039**
Tamaño 50-99	0,161	-	0,112**	-	0,143	-	0,108**
Tamaño 100-199	0,103	-	0,171**	-	0,119	-	0,122**
Tamaño 200 ó más	0,323	-	0,172**	-	0,265	-	0,147**
Proporción de mujeres	0,232 (0,249)	-	-0,052**	-	0,311 (0,289)	-	-0,099**
Número medio de años de educación	9,041 (2,226)	-	0,033**	-	9,229 (2,441)	-	0,025**
Número medio de años de antigüedad	10,754 (7,046)	-	0,000	-	6,915 (6,290)	-	0,000
Número medio de años de experiencia	23,602 (6,917)	-	0,004**	-	21,813 (6,533)	-	0,003**
Efectos fijos por establecimiento	-	No	No	Sí	-	No	No
R ²	-	0,412	0,571	0,808	-	0,392	0,551
R ² ajustado	-	0,412	0,571	0,796	-	0,392	0,551
Número de observaciones	-	155.889			-	107.961	
Número de establecimientos	-	16.362			-	10.215	

Nota: En la columna de descriptivos aparece entre paréntesis la desviación estándar de las variables continuas. Las especificaciones de las ecuaciones salariales de los modelos 2 y 3 también incluyen controles por ocupación, y la del modelo 2 controles por sector. ** y * indican que el coeficiente estimado es significativamente distinto de cero al 1% y 5%, respectivamente.

Cuadro 3
Descomposición de Fields. Contribución de cada variable al nivel de desigualdad salarial.

	1995			2002		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
Total	0,412	0,571	0,808	0,392	0,551	0,778
Atributos individuales	0,412	0,178	0,173	0,392	0,171	0,169
Género	0,033	0,024	0,024	0,054	0,032	0,033
Educación	0,205	0,071	0,062	0,193	0,050	0,057
Antigüedad	0,111	0,045	0,046	0,116	0,066	0,061
Experiencia	0,063	0,040	0,041	0,029	0,021	0,020
Atributos de los puestos de trabajo	-	0,185	0,178	-	0,200	0,187
Tipo de contrato	-	0,022	0,021	-	0,008	0,011
Tipo de jornada	-	0,000	-0,002	-	-0,002	0,000
Ocupación	-	0,163	0,159	-	0,195	0,176
Atributos de los establecimientos	-	0,208	-	-	0,180	-
Sector	-	0,062	-	-	0,051	-
Tipo de convenio	-	0,021	-	-	0,010	-
Región	-	0,026	-	-	0,029	-
Tamaño	-	0,036	-	-	0,027	-
Proporción de mujeres	-	0,004	-	-	0,013	-
Años medios de educación	-	0,051	-	-	0,050	-
Años medios de antigüedad	-	-0,003	-	-	-0,002	-
Años medios de experiencia	-	0,011	-	-	0,002	-
Efectos fijos por establecimiento	-	-	0,457	-	-	0,422
Residuos salariales	0,588	0,429	0,192	0,608	0,449	0,222

Nota: En el cuadro aparecen los factores γ'_k de la ecuación (3).

Cuadro 4
Descomposición de Fields. Contribución del cambio de cada variable al cambio en la desigualdad salarial entre 1995 y 2002.

	Varianza del logaritmo		Índice de Gini		D9010		D9050		D5010	
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2
Total	0,897 (-0,026)	1,069 (-0,031)	0,700 (-0,014)	0,850 (-0,017)	0,564 (-0,251)	0,719 (-0,320)	2,167 (-0,052)	2,333 (-0,056)	0,569 (-0,107)	0,729 (-0,137)
Atributos individuales	0,897 (-0,026)	0,345 (-0,010)	0,700 (-0,014)	0,300 (-0,006)	0,564 (-0,251)	0,227 (-0,101)	2,167 (-0,052)	0,792 (-0,019)	0,569 (-0,107)	0,234 (-0,044)
Género	-0,448 (0,013)	-0,207 (0,006)	-0,300 (0,006)	-0,100 (0,002)	-0,117 (0,052)	-0,040 (0,018)	-1,833 (0,044)	-0,750 (0,018)	-0,133 (0,025)	-0,048 (0,009)
Educación	0,483 (-0,014)	0,552 (-0,016)	0,400 (-0,008)	0,350 (-0,007)	0,299 (-0,133)	0,209 (-0,093)	1,333 (-0,032)	1,792 (-0,043)	0,303 (-0,057)	0,223 (-0,042)
Antigüedad	0,000 (0,000)	-0,517 (0,015)	0,050 (-0,001)	-0,250 (0,005)	0,074 (-0,033)	-0,117 (0,052)	-0,375 (0,009)	-1,958 (0,047)	0,069 (-0,013)	-0,133 (0,025)
Experiencia	0,862 (-0,025)	0,517 (-0,015)	0,550 (-0,011)	0,300 (-0,006)	0,308 (-0,137)	0,175 (-0,078)	3,042 (-0,073)	1,708 (-0,041)	0,330 (-0,062)	0,191 (-0,036)
Atributos de los puestos de trabajo	-	-0,172 (0,005)	-	-0,050 (0,001)	-	0,074 (-0,033)	-	-1,167 (0,028)	-	0,064 (-0,012)
Tipo de contrato	-	0,379 (-0,011)	-	0,250 (-0,005)	-	0,128 (-0,057)	-	1,333 (-0,032)	-	0,138 (-0,026)
Tipo de jornada	-	0,034 (-0,001)	-	0,050 (-0,001)	-	0,013 (-0,006)	-	0,167 (-0,004)	-	0,016 (-0,003)
Ocupación	-	-0,586 (0,017)	-	-0,300 (0,006)	-	-0,067 (0,030)	-	-2,667 (0,064)	-	-0,090 (0,017)
Atributos de los establecimientos	-	0,897 (-0,026)	-	0,600 (-0,012)	-	0,416 (-0,185)	-	2,708 (-0,065)	-	0,436 (-0,082)
Sector	-	0,345 (-0,010)	-	0,200 (-0,004)	-	0,139 (-0,062)	-	1,042 (-0,025)	-	0,149 (-0,028)
Tipo de convenio	-	0,310 (-0,009)	-	0,200 (-0,004)	-	0,106 (-0,047)	-	1,000 (-0,024)	-	0,112 (-0,021)
Región	-	-0,034 (0,001)	-	0,000 (0,000)	-	0,007 (-0,003)	-	-0,208 (0,005)	-	0,005 (-0,001)
Tamaño	-	0,241 (-0,007)	-	0,150 (-0,003)	-	0,101 (-0,045)	-	0,833 (-0,020)	-	0,106 (-0,020)
Proporción de mujeres	-	-0,207 (0,006)	-	-0,100 (0,002)	-	-0,056 (0,025)	-	-0,750 (0,018)	-	-0,064 (0,012)
Años medios de educación	-	0,069 (-0,002)	-	0,050 (-0,001)	-	0,056 (-0,025)	-	0,125 (-0,003)	-	0,059 (-0,011)
Años medios de antigüedad	-	-0,034 (0,001)	-	0,000 (0,000)	-	-0,009 (0,004)	-	-0,083 (0,002)	-	-0,011 (0,002)
Años medios de experiencia	-	0,207 (-0,006)	-	0,150 (-0,003)	-	0,072 (-0,032)	-	0,750 (-0,018)	-	0,074 (-0,014)
Residuos salariales	0,103 (-0,003)	-0,069 (0,002)	0,300 (-0,006)	0,150 (-0,003)	0,436 (-0,196)	0,281 (-0,125)	-1,167 (0,028)	-1,333 (0,032)	0,431 (-0,081)	0,271 (-0,051)
Cambio en la desigualdad		-0,029		-0,020		-0,445		-0,024		-0,188

Nota: En el cuadro aparecen los factores $I_{it}(l)$ medidos en términos relativos, tal como se definen en la ecuación (5); entre paréntesis aparece su valor en términos absolutos, tal como se define en la ecuación (5).

Cuadro 5
Descomposición de Yun. Contribución del cambio en el coeficiente y la dispersión de cada variable al cambio en la desigualdad salarial entre 1995 y 2002.

	Modelo 1				Modelo 2			
	Coeficientes		Características		Coeficientes		Características	
Total	1,724	(-0,050)	-0,828	(0,024)	0,414	(-0,012)	0,655	(-0,019)
Atributos individuales	1,724	(-0,050)	-0,828	(0,024)	0,414	(-0,012)	-0,069	(0,002)
Género	-0,414	(0,012)	-0,034	(0,001)	0,000	(0,000)	-0,207	(0,006)
Educación	1,483	(-0,043)	-1,000	(0,029)	0,724	(-0,021)	-0,172	(0,005)
Antigüedad	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)	-0,517	(0,015)	0,000	(0,000)
Experiencia	0,655	(-0,019)	0,207	(-0,006)	0,207	(-0,006)	0,310	(-0,009)
Atributos de los puestos de trabajo	-	-	-	-	-0,414	(0,012)	0,241	(-0,007)
Tipo de contrato	-	-	-	-	0,241	(-0,007)	0,103	(-0,004)
Tipo de jornada	-	-	-	-	0,034	(-0,001)	0,000	(0,000)
Ocupación	-	-	-	-	-0,690	(0,020)	0,103	(-0,003)
Atributos de los establecimientos	-	-	-	-	0,448	(-0,013)	0,448	(-0,013)
Sector	-	-	-	-	0,069	(-0,002)	0,276	(-0,008)
Tipo de convenio	-	-	-	-	-0,034	(0,001)	0,345	(-0,010)
Región	-	-	-	-	0,000	(0,000)	-0,034	(0,001)
Tamaño	-	-	-	-	0,103	(-0,003)	0,138	(-0,004)
Proporción de mujeres	-	-	-	-	-0,138	(0,004)	-0,069	(0,002)
Años medios de educación	-	-	-	-	0,414	(-0,012)	-0,345	(0,010)
Años medios de antigüedad	-	-	-	-	0,000	(0,000)	-0,034	(0,001)
Años medios de experiencia	-	-	-	-	0,034	(-0,001)	0,172	(-0,005)
Residuos salariales			0,103	(-0,003)			-0,069	(0,002)
Cambio en la varianza del logaritmo de los salarios								-0,029

Nota: Entre paréntesis aparecen los valores de los distintos términos de la ecuación (12) y a su izquierda la proporción que suponen en relación con el cambio de la varianza del logaritmo de los salarios.

Gráfico 1
Función de densidad kernel del logaritmo del salario por hora.

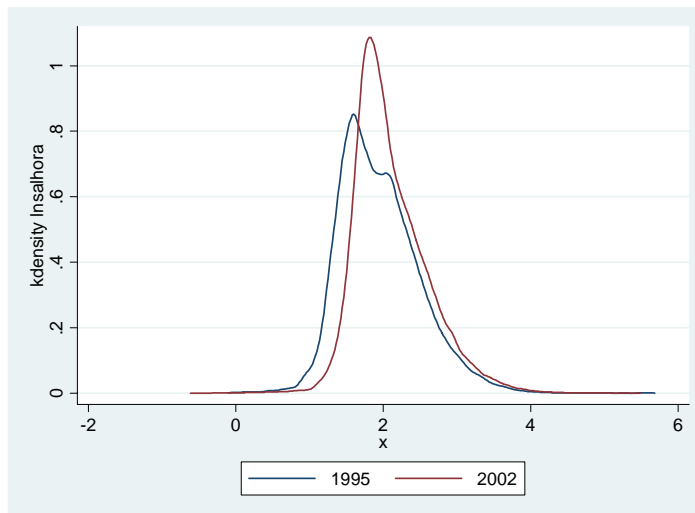


Gráfico 2
Curva de Lorenz del logaritmo del salario por hora.

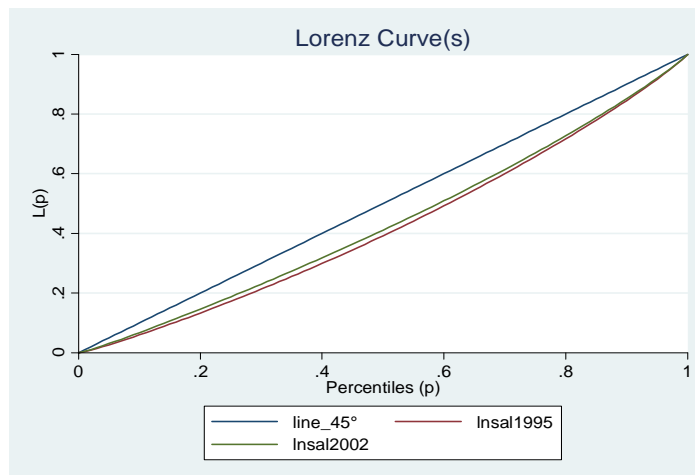
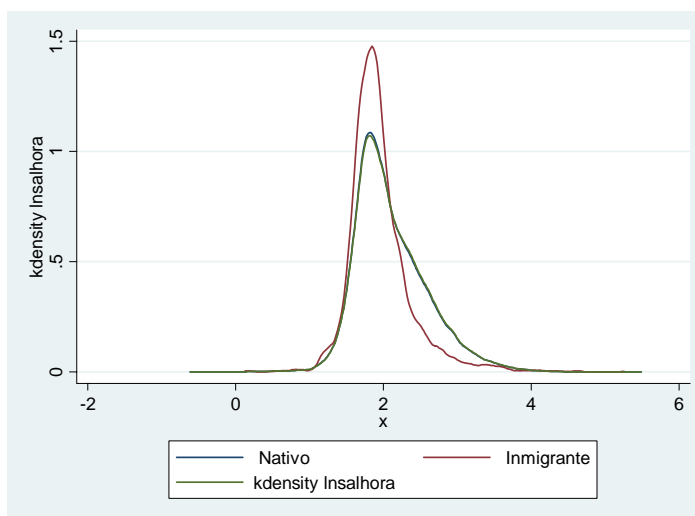


Gráfico 3
Función de densidad kernel del logaritmo del salario por hora. 2002.



Anexo

Cuadro A.1
Desigualdad salarial en la Unión Europea. Encuesta Europea de
Estructura Salarial.

	1995			2002		
	D5010	D9010	D9050	D5010	D9010	D9050
Finlandia	1,36	2,13	1,57	1,32	1,96	1,48
Suecia	1,27	1,93	1,52	1,27	2,03	1,59
Dinamarca	1,48	2,55	1,72	1,34	2,14	1,60
Italia	1,39	2,43	1,75	1,38	2,46	1,78
Bélgica	1,41	2,41	1,71	1,59	2,62	1,64
Grecia	1,50	2,80	1,87	1,47	2,63	1,75
Holanda	-	-	-	1,57	2,75	1,75
Austria	1,50	2,67	1,78	1,54	3,03	1,95
España	1,72	3,51	2,04	1,58	3,15	1,96
Alemania	-	-	-	1,78	3,15	1,78
Reino Unido	1,80	3,85	2,13	1,59	3,16	1,97
Francia	1,45	3,10	2,14	1,64	3,36	2,00
Luxemburgo	1,61	2,87	1,78	1,76	3,40	1,99
Irlanda	1,76	3,75	2,13	1,78	3,91	2,17
Portugal	1,62	4,29	2,65	-	-	-
República Checa	-	-	-	1,63	2,80	1,71
Chipre	-	-	-	1,58	3,11	1,94
Eslovaquia	-	-	-	1,66	3,21	1,93
Hungría	-	-	-	1,63	3,40	2,05
Eslovenia	-	-	-	2,09	4,50	2,08
Letonia	-	-	-	1,91	4,55	2,37
Polonia	-	-	-	1,99	4,67	2,27
Lituania	-	-	-	1,69	4,76	2,82
Estonia	-	-	-	2,20	4,94	2,22

Nota: D9010, D5010 y D9050 son cocientes de los límites superiores de la mediana y el noveno y primer decil de la distribución del salario por hora.

Fuente: Eurostat (2005) y Salverda et al. (2001).