

La desigualdad de los salarios en España: Una perspectiva regional*

Ismael Ahamdanech Zarco
Instituto Nacional de Estadística

Carmelo García Pérez
Universidad de Alcalá

Hipólito Simón
Universidad de Alicante-Instituto de Economía Internacional

Resumen

El artículo analiza desde una perspectiva regional la desigualdad salarial y su evolución en España a partir de técnicas de inferencia basadas en la dominancia estocástica y del uso de los microdatos de las olas de 1995 y 2002 de la Encuesta de Estructura Salarial. La evidencia obtenida muestra que la desigualdad salarial presenta fuertes variaciones entre regiones, así como que el proceso generalizado de reducción de la desigualdad salarial que se está produciendo en el mercado de trabajo español es un fenómeno extensible a todas las regiones. Se constata también que tanto las diferencias regionales en la composición de la fuerza de trabajo y de las características de los puestos de trabajo y de las empresas como en sus rendimientos salariales son elementos significativos en la explicación de la heterogeneidad regional en los niveles de desigualdad salarial.

Palabras clave: Desigualdad salarial; dominancia estocástica; España.
Códigos JEL: J30, D31.

Abstract

This study examines wage inequality in the Spanish labour market from a regional perspective, drawing on stochastic dominance techniques and microdata from the 1995 and 2002 waves of the Encuesta de Estructura Salarial. Obtained evidence shows, firstly, that wage inequality exhibits a significant regional heterogeneity and, secondly, that the reduction of wage inequality that is operating in the Spanish labour market in recent years is a general phenomenon. It is also observed that both regional differences in both workforce heterogeneity and the mix of jobs and workplaces and their returns are influential factors in the explanation of regional heterogeneity in the levels of wage inequality.

Keywords: Wage inequality; stochastic dominance; Spain.
JEL Codes: J30, D31.

1. Introducción

La desigualdad salarial presente en una economía influye en cuestiones tan relevantes como la eficiencia del funcionamiento del mercado de trabajo o la propia distribución de la renta. Así, a título de ejemplo, existe evidencia comparativa para los países de la OCDE en el sentido de que la dispersión salarial está fuertemente relacionada con la incidencia y persistencia del empleo de bajos salarios y, por extensión, con la incidencia de la pobreza (OCDE, 2004). No debe extrañar, en consecuencia, que el origen de la desigualdad salarial, de sus cambios en el tiempo y de las

diferencias que la misma presenta entre países haya despertado una gran atención en la literatura económica en las últimas décadas (pueden consultarse excelentes revisiones en Blau y Kahn, 1999 y Katz y Autor, 1999).

El objetivo de este trabajo es analizar la desigualdad salarial y sus tendencias en España desde una perspectiva regional. El interés de este enfoque se justifica en la medida en que la determinación salarial presenta en nuestro país un importante componente territorial. Así, el mercado de trabajo español se caracteriza por su división de forma general en mercados regionales fuertemente segmentados, una circunstancia que tradicionalmente ha resultado facilitada por unos bajos flujos migratorios interterritoriales (véanse Jimeno y Bentolila, 1998 y Bover y Velilla, 2005), y que se manifiesta en la presencia de diferencias persistentes y significativas de tasas de empleo y desempleo, hasta el punto de que la dispersión regional de las mismas es, de hecho, de las mayores de los países desarrollados (véase OCDE, 2005). Estas disparidades regionales también se aprecian de forma significativa en los salarios, según muestran diversas investigaciones (véanse Simón et al., 2006, Serrano, 2002 ó García y Molina, 2002). La evidencia existente sugiere que esta circunstancia está fuertemente relacionada, a su vez, con la negociación colectiva. Con carácter general, esta institución laboral detenta una influencia muy significativa en el proceso de determinación de los salarios y en la configuración de la desigualdad salarial (véanse, por ejemplo, Freeman, 2007, Blau y Kahn, 1999 y Nickell y Layard, 1999). En el caso concreto de España, se trata de uno de los pocos países de la Unión Europea donde la negociación colectiva se desarrolla fundamentalmente a través de convenios sectoriales de ámbito infranacional que se aplican exclusivamente a provincias o regiones (EIRO, 2000). Esta importante vertiente territorial de la negociación colectiva facilita que en nuestro país se den en la práctica diferencias salariales entre regiones, tal y como parece confirmar la evidencia empírica existente. La misma sugiere, en concreto, que en el mercado de trabajo español se dan diferencias regionales de salarios significativas para trabajadores con las mismas características productivas; que las mismas son elevadas desde una perspectiva comparada con otros países europeos y son explicadas únicamente de forma parcial por factores competitivos (como las diferencias regionales en los niveles de precios o en factores con carácter compensatorio) y que, finalmente, se trata de diferencias que son muy similares a las que se dan en los mínimos salariales pactados en convenios sectoriales, lo que resulta consecuente con un papel destacado de la negociación colectiva en su generación¹ (Simón et al, 2006).

* Hipólito Simón agradece el apoyo recibido del Ministerio de Educación y Ciencia mediante el proyecto SEJ2007-67767-C04-02. Autor de correspondencia: hsimon@ua.es

¹ Abundando en esta cuestión, esta circunstancia se repite en lo que respecta a las diferencias salariales entre sectores, en la medida en que las mismas son también altamente coincidentes con las que se dan en las tarifas salariales pactadas en los convenios sectoriales y presentan una dispersión relativamente elevada desde una perspectiva comparada internacional (Casado-Díaz y Simón, 2008).

Frente a la extensa literatura internacional que en las últimas décadas ha documentado para otros países la dispersión salarial y sus tendencias, para el caso español únicamente de forma relativamente reciente se puede encontrar un conjunto creciente de investigaciones que aborda el análisis de estos fenómenos. Entre las mismas cabe destacar, en primer lugar, los trabajos de Jimeno et al. (2001) y Palacio y Simón (2004), cuyos resultados revelan que factores como la educación, el tipo de contrato y la ocupación de los individuos, en el primer caso, y las diferencias salariales entre empresas, en el segundo, tienen una incidencia muy destacada en los niveles de desigualdad en el mercado de trabajo español. Izquierdo y Lacuesta (2006), por su parte, estudian los determinantes de la evolución de la desigualdad salarial, constatando que la reducción que está experimentando la misma en España en los últimos años es el resultado de los efectos contrapuestos derivados, por una parte, de los cambios en la composición de la fuerza de trabajo (asociados fundamentalmente a la participación laboral de las mujeres, las dotaciones de educación y las dotaciones de antigüedad), que han tendido a aumentar la desigualdad, y, por otra, de las modificaciones experimentadas por ciertos rendimientos salariales, que han tendido a reducirla. Motellón, López-Bazo y El-Attar (2007) complementan el análisis anterior distinguiendo en función del tipo de contrato del trabajador, y concluyen que las tendencias globales de la desigualdad salarial son el resultado de tendencias diferenciadas para ambos grupos de trabajadores. Simón (2007), por su parte, examina los determinantes de la desigualdad salarial y de su evolución reciente, constatando que tanto el nivel de desigualdad salarial como su tendencia hacia la reducción con el transcurso del tiempo son fenómenos en los que la heterogeneidad salarial entre las empresas ejerce una influencia destacada. Las investigaciones que introducen la vertiente regional en el análisis de la distribución salarial en España son, por su parte, notablemente escasas. Así, Ahn, Jimeno e Izquierdo (2001) comprueban la existencia de importantes diferencias regionales en el grado de desigualdad salarial y constatan que el tamaño relativo de la población juvenil es un factor significativo en la explicación del fenómeno. En el mismo sentido, los resultados de El-Attar y López-Bazo et al. (2006) confirman que las diferencias salariales entre regiones en España no se limitan a las que existen en los primeros momentos de la distribución salarial, sino que afectan también a su dispersión y a su forma, y que las mismas resultan explicadas por una combinación de las diferencias regionales en las características de las fuerzas de trabajo y las empresas, junto con las diferencias existentes en los rendimientos salariales.

Esta investigación se añade, pues, al creciente número de trabajos que en los últimos años viene abordando el análisis de la desigualdad salarial en España. Uno de sus principales elementos diferenciadores en relación con la literatura previamente existente radica en el énfasis de la investigación en la vertiente regional de la desigualdad salarial, el cual consideramos que puede contribuir a mejorar nuestro conocimiento general del fenómeno y sus determinantes en nuestro

país. Otra novedad a reseñar de la investigación es que el análisis empírico de la desigualdad salarial que aborda se basa en el uso de técnicas inferenciales de dominancia estocástica. Esta metodología, a diferencia de los análisis comparativos más habituales basados en medidas concretas de desigualdad, permite una ordenación inequívoca e incontrovertida de distribuciones salariales en función de su desigualdad, evitando el problema clásico de multiplicidad de índices, consistente en que el sentido de los resultados de las comparaciones de desigualdad entre distribuciones puede variar en la práctica en función de los índices concretos de desigualdad empleados (Bishop y Formby, 1994). El uso de contrastes de dominancia estocástica de Lorenz permite, por el contrario, examinar de forma inequívoca en qué medida se dan en la práctica diferencias significativas en los niveles de desigualdad entre las regiones españolas, así como si la desigualdad experimenta cambios significativos con el transcurso del tiempo. Debe destacarse que son muy escasos los precedentes en los que se ha aplicado esta metodología al análisis de la distribución salarial de otros países (hasta donde conocemos, únicamente Bishop et al., 1997 para el caso de Estados Unidos).

Son dos los interrogantes básicos que se abordan en el subsiguiente análisis empírico. El primero es en qué medida se dan diferencias salariales significativas y persistentes entre los niveles de desigualdad salarial de las regiones españolas y, en caso de existir, cuales son los factores que subyacen tras las mismas. Este último tipo de análisis entronca con un creciente número de trabajos que aborda, desde una perspectiva comparativa internacional, los motivos por los que la desigualdad salarial presenta en la práctica una fuerte heterogeneidad entre países (puede encontrarse evidencia descriptiva sobre el fenómeno en OCDE, 2007 y Eurostat, 2005). La evidencia empírica obtenida en los mismos sugiere que las diferencias entre países en las características de la fuerza de trabajo explican únicamente una pequeña porción de las diferencias internacionales de desigualdad, de modo que el grueso de las diferencias internacionales tiene un origen desconocido (Blau y Kahn, 1996, 2005 y Devroye and Freeman, 2002). Debe destacarse, sin embargo, que estas investigaciones están basadas en microdatos provenientes de cuestionarios a individuos u hogares, caracterizados por una limitada información sobre los puestos de trabajo y de las empresas, cuyas características son en la práctica importantes determinantes de los salarios. En contraste, en esta investigación se emplean microdatos emparejados empresa-trabajador procedentes de la Encuesta de Estructura Salarial, los cuales contienen una información notablemente más rica sobre los atributos de los puestos de trabajo y de las empresas, lo que permite enriquecer la evidencia comparativa obtenida para las regiones españolas en relación con los análisis sobre el origen de las diferencias internacionales en desigualdad salarial (pueden encontrarse revisiones del significativo impacto que la disponibilidad de datos emparejados empresa-trabajador ha tenido en la comprensión del funcionamiento del mercado de trabajo y, muy

particularmente, de la determinación salarial en Hamermesh, 2007, Abowd y Kramarz, 1999 and Haltiwanger et al., 1999).

Con el fin de poder desarrollar el análisis de los factores que influyen en las diferencias regionales en los niveles de desigualdad, en la investigación se ha empleado, de forma complementaria a las técnicas inferenciales de dominancia estocástica, la metodología propuesta por Juhn et al. (1993), cuya virtud fundamental es que permite la generación de distribuciones salariales contrafactuales bajo escenarios hipotéticos. La aplicación de las técnicas de dominancia estocástica a distribuciones salariales contrafactuales generadas a partir de esta metodología, tomando como referencia el conjunto de España, permite profundizar en el análisis de los motivos de las diferencias regionales en desigualdad salarial y, más concretamente, si las mismas se deben a que las regiones españolas difieren en la composición de su fuerza de trabajo y de sus puestos de trabajo y empresas o, alternativamente, en la forma en la que se remuneran dichos factores.

El segundo interrogante es en qué medida todas las regiones españolas comparten las tendencias de la evolución de la desigualdad salarial que se observan para el conjunto de España. En este sentido, debe destacarse que si bien España ha presentado tradicionalmente una elevada desigualdad salarial desde una perspectiva comparada en relación con los países de la Unión Europea (Eurostat, 2003), en el pasado más reciente la misma se ha venido reduciendo de forma significativa en nuestro país. Se trata de una tendencia que contrasta con el patrón general de los países desarrollados, donde la tendencia más común ha sido el aumento o mantenimiento de la desigualdad salarial, hasta el punto de que España es, junto con Irlanda, uno de los pocos países de la OCDE donde la desigualdad salarial se está reduciendo de forma notable en los últimos años (OCDE, 2007). Así pues, uno de los aspectos específicos de interés del trabajo pasa por documentar en qué medida la reducción de la desigualdad salarial observada para el conjunto del mercado de trabajo es un fenómeno que se ha dado de forma general en todas las regiones españolas.

En síntesis, los principales hallazgos de la investigación consisten en que la desigualdad salarial en el mercado de trabajo español presenta variaciones significativas entre regiones, así como que el proceso generalizado de reducción de la desigualdad salarial que se está produciendo en España es un fenómeno extensible al grueso de las regiones. Asimismo, se constata que las diferencias regionales existentes en la composición de la fuerza de trabajo y las características de los puestos de trabajo y de las empresas constituyen un determinante muy destacado de las diferencias regionales en la distribución salarial, si bien la presencia de distintos mecanismos de determinación salarial desempeña también un papel relevante.

La estructura del artículo es la siguiente. Tras esta introducción, en la segunda sección se describe la base de datos. En la tercera sección se detalla la metodología empleada. En la cuarta se

presenta evidencia descriptiva y se desarrolla el análisis empírico sobre la desigualdad salarial en las regiones españolas. El apartado de conclusiones cierra el trabajo.

2. Datos: La Encuesta de Estructura Salarial

La fuente de información de la que provienen los microdatos utilizados en la investigación es la Encuesta de Estructura Salarial (desde aquí EES), en sus olas de 1995 y 2002. Se trata de una encuesta cuyo diseño corresponde a un muestreo en dos etapas de asalariados a partir de las cuentas de cotización de las empresas en la Seguridad Social. Uno de los rasgos más relevantes de la EES es que incluye observaciones para varios individuos en cada establecimiento y, por lo tanto, lo que en la literatura económica se conoce como microdatos emparejados empresa-trabajador. La EES cubre a los empleados por cuenta ajena que trabajan en establecimientos de diez o más trabajadores y abarca las siguientes ramas de actividad: 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 en el caso de la ola de 2002, también la sanidad, la educación y otras actividades sociales). Aunque la EES constituye con certeza la fuente de datos microeconómicos sobre salarios más completa para el mercado de trabajo español, el hecho de que la cobertura del mercado de trabajo por parte de la encuesta sea incompleta debe ser tenido en consideración de cara a la interpretación de los resultados de la investigación.

Además de la información sobre salarios, la EES contiene en la práctica una información muy variada tanto de las características de los trabajadores (sexo, edad, educación y antigüedad) como de sus puestos de trabajo y empresas (ocupación, tipo de contrato, tipo de jornada, sector, tamaño, tipo de convenio colectivo y región). La información contenida en la misma permite, además, calcular a partir de las observaciones de cada establecimiento en la muestra variables relativas a la composición de la fuerza de trabajo. Aunque este 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, debe destacarse, en cualquier caso, que su uso en los análisis econométricos es relativamente frecuente: véanse, por ejemplo, Bayard et al. (2003) o Card y De la Rica (2006). Otro punto a destacar es que se han eliminado las observaciones correspondientes a los mayores de 65 años, a los residentes en Ceuta y Melilla y, en el caso de la muestra correspondiente a la ola de 2002 de la EES, también las observaciones de los sectores de actividad no cubiertos por la ola de 1995, con el fin de desarrollar el análisis empírico para un segmento homogéneo del mercado de trabajo. Las muestras finales tienen un tamaño de 155.889 observaciones para 1995 y 107.961 observaciones para 2002. Como puede observarse, se trata de muestras con un tamaño relativamente elevado y que permiten desarrollar holgadamente

análisis desagregados por regiones: el tamaño de las muestras regionales va en 1995 desde las 3.238 observaciones de La Rioja hasta las 22.640 de Madrid y en 2002 desde las 2.199 observaciones de La Rioja hasta las 17.961 de Cataluña.

El concepto salarial empleado en el análisis es el salario bruto por hora. Este salario se ha calculado a partir de la información salarial correspondiente al mes de octubre de cada año, cuya elección por parte del Instituto Nacional de Estadística responde al hecho de que se considera un mes representativo del conjunto del año desde la perspectiva de las retribuciones salariales. El salario por hora presenta la misma definición para 1995 y 2002 y, con la excepción del pago de horas extraordinarias, cubre en general cualquier tipo de pago por parte de las empresas. Los salarios de 1995, expresados originalmente en pesetas, han sido convertidos a euros.

3. Metodología

3.1. Dominancia estocástica de Lorenz e inferencia estadística

El uso de las técnicas de dominancia estocástica ha estado tradicionalmente muy presente en las investigaciones empíricas sobre la desigualdad de renta y el bienestar económico (véanse, por ejemplo, las comparaciones internacionales desarrolladas en Bishop et. al. 1991 ó Ahamdanech y García, 2007). Sin embargo, su aplicación al análisis comparado de distribuciones salariales ha tenido, tal y como se ha señalado en la introducción, un alcance notablemente más limitado, aun a pesar de las importantes ventajas asociadas a la adaptación de la técnica a este ámbito.

La idoneidad de la dominancia de Lorenz para comparar la desigualdad salarial relativa que hay entre dos regiones o su evolución en el tiempo radica fundamentalmente en el hecho de que dicha comparación no se basa en medidas concretas de la distribución salarial, sino que la utilizan completamente. Se da la circunstancia, además, de que a partir del trabajo de Beach y Davidson (1983) se dispone de herramientas de inferencia estadística que permiten soslayar los problemas derivados de los errores muestrales que se pueden dar al trabajar con muestras. Estos errores, si no son adecuadamente considerados, conducen con cierta frecuencia en la práctica a conclusiones erróneas en los análisis comparativos sobre la dominancia estocástica entre distribuciones (véase Bishop et al., 1997).

La dominancia de Lorenz aplicada al contexto de esta investigación se basa en la comparación de las curvas de Lorenz de dos distribuciones salariales. Sea L_i^a la ordenada de curva de Lorenz de la distribución salarial de la región A en el cuantil i . Diremos que la distribución salarial de la región A domina en el sentido de Lorenz a la de la región B si y sólo si $L_i^a \geq L_i^b$ para todo i con al menos una desigualdad estricta. Así pues, si la distribución salarial de la región A domina en el sentido de Lorenz a la de la región B , se concluye inequívocamente que la

distribución de A es más igualitaria que la de B^2 , teniendo en cuenta que se ha empleado toda la distribución para la comparación³. En el caso de que las curvas de Lorenz de dos regiones se crucen no es posible concluir dominancia en desigualdad entre sus distribuciones salariales.

Dado que los análisis empíricos se basan habitualmente en datos muestrales puede darse, sin embargo, la circunstancia de que los cortes que presentan las curvas se deban a errores de muestreo y no sean, por tanto, estadísticamente significativos. No obstante, en la literatura económica se plantean a este respecto ciertos contrastes de hipótesis que permiten estudiar si los cruces de las curvas son significativos.

Si se divide la distribución salarial en $K+1$ cuantiles, las K abscisas de la curva de Lorenz vendrán dadas por $p_1 < p_2 < \dots < p_K$, con K salarios (\mathbf{x}_{pi}) que delimitan tales abscisas y K ordenadas de la curva de Lorenz $L_1 < L_2 < \dots < L_K$. La media y la varianza condicional para los salarios menores o iguales a \mathbf{x}_{pi} serán, respectivamente, $\mathbf{g}_i \equiv E(w / w \leq \mathbf{x}_{pi})$ y $\mathbf{I}_i^2 \equiv E[(w - \mathbf{g}_i)^2 / w \leq \mathbf{x}_{pi}]$. Teniendo en cuenta la expresión de las medias condicionales, las ordenadas de la curva generalizada de Lorenz para la distribución salarial serán $G = (p_1 \mathbf{g}_1, p_2 \mathbf{g}_2, \dots, p_K \mathbf{g}_K, \mathbf{m})'$. Si se ordenan ahora todos los salarios, desde el menor ($w_{(1)}$) al mayor ($w_{(N)}$), obteniendo $w_{(1)} \leq w_{(2)} \leq \dots \leq w_{(N)}$, $w_{(j)}$ será la j^{th} observación con peso w_j . Sea $\hat{\mathbf{x}}_{pi}$ el estadístico ordenado i -ésimo, tal que $\hat{\mathbf{x}}_{pi} = w_{(r_i)}$, entonces Wilks (1962) demuestra que los estadísticos $\hat{\mathbf{x}}_{pi}$ se distribuyen asintóticamente como una normal multivariante.

Partiendo de este planteamiento, Beach y Davidson (1983) derivan la matriz de varianzas y covarianzas de las ordenadas de la curva de Lorenz generalizada⁴ (?), y prueban que el vector de ordenadas generalizadas de Lorenz $\hat{G} = (\hat{G}_1, \hat{G}_2, \dots, \mu)'$ es asintóticamente normal, pues $\sqrt{n}(\hat{G} - G)$ tiene como límite una distribución normal K variante, de media cero y matriz de varianzas y covarianzas ?, donde n es el tamaño muestral y los elementos de esta matriz:

$$\begin{aligned} \mathbf{v}_{ij} &= p_i \left[\mathbf{I}_i^2 + (1 - p_j)(\mathbf{x}_{pi} - \mathbf{g}_i)(\mathbf{x}_{pj} - \mathbf{g}_j) + (\mathbf{x}_{pi} - \mathbf{g}_i)(\mathbf{g}_j - \mathbf{g}_i) \right], & i \leq j = 1, 2, \dots, K + 1 \\ \mathbf{v}_{ij} &= p_i \left[\mathbf{I}_i^2 + (1 - p_j)(\mathbf{x}_{pi} - \mathbf{g}_i)^2 \right], & i = j \end{aligned}$$

² En Atkinson (1970) puede encontrarse una demostración formal de que la dominancia en el sentido de Lorenz de una distribución sobre otra implica que los valores de índices habitualmente utilizados en la literatura económica de para medir la desigualdad, como el índice de Gini o el coeficiente de variación, son necesariamente menores para la primera distribución.

³ Nótese que la comparación es aplicable de forma inmediata a la comparación de la desigualdad de una región en dos momentos del tiempo.

⁴ Aunque en este trabajo no se analiza la dominancia de segundo orden de las distribuciones salariales regionales, basada en la curva de Lorenz generalizada, para llegar al estadístico utilizado en la dominancia de Lorenz es necesario partir de la distribución de la curva de Lorenz generalizada que, como es bien sabido, es una transformación de la curva de Lorenz.

Habida cuenta de que las ordenadas de la curva de Lorenz se pueden escribir como una transformación de las de la curva generalizada, $\hat{L}_i = \hat{G}_i / \mu$, donde μ es la media de la variable analizada, a partir de ? se puede extraer la matriz de varianzas y covarianzas de las ordenadas de la curva de Lorenz, siendo también en este caso la distribución de $\sqrt{n}(\hat{L} - L)$ una normal multivariante. A partir de dichas distribuciones, Bishop, Formby y Thistle (1989) sugieren la utilización de ciertos contrastes estadísticos para comparar pares de ordenadas de la curva de Lorenz. Las hipótesis nula y alternativa en los mismos serían:

$$H_{0,i} : L_i^a = L_i^b \text{ y } H_{A,i} : L_i^a \neq L_i^b \quad \forall i = 1, 2, \dots, K \quad (1)$$

dónde L_i^a y L_i^b son las ordenadas de la curva de Lorenz para cada i de los vectores de salarios de A y B respectivamente. El contraste estadístico para el elemento i ésimo de los vectores L^a y L^b sería⁵:

$$T_{Li} = \frac{\hat{L}_i^a - \hat{L}_i^b}{\left[\left(\frac{\hat{v}_{ii}^a}{n_a} \right) + \left(\frac{\hat{v}_{ii}^b}{n_b} \right) \right]^{1/2}} \quad \text{para } i = 1, 2, \dots, K \quad (2)$$

donde \hat{v} es el estimador de los elementos de la matriz de varianzas y covarianzas asociada a la distribución de las ordenadas de la curva de Lorenz⁶. Bajo la hipótesis nula T_{Li} es asintóticamente normal. Los valores críticos para el contraste se obtienen a partir de la distribución del módulo máximo estudentizado (Stoline y Ury, 1979) que tiene en cuenta la correlación entre variables.

Es importante destacar que la hipótesis alternativa se puede contemplar como una hipótesis doble:

$$H_{Ai}^+ : L_i^a > L_i^b \text{ y } H_{Ai}^- : L_i^a < L_i^b \quad (3)$$

Si se rechaza la hipótesis nula en conjunto hay, pues, tres posibles resultados:

1. Dominancia débil: si para algunos cuantiles $L_i^a > L_i^b$ y para otros $L_i^a = L_i^b$ (a efectos prácticos, los contrastes se han desarrollado para los deciles de las distribuciones).
2. Dominancia fuerte: si para todo i $L_i^a > L_i^b$.
3. Las curvas de Lorenz se cortan y no existe dominancia: si para algunos cuantiles $L_i^a > L_i^b$ y para otros $L_i^a < L_i^b$.

⁵ Nótese que, además, el valor del estadístico de contraste es una medida normalizada de la distancia entre dos ordenadas, por lo que su valor es representativo de la proximidad de los diferentes tramos de las distribuciones de renta.

3.2. La técnica de Juhn et al. (1993)

Tal y como se señalaba en la introducción, entre los propósitos de la investigación se encuentra examinar los factores que influyen en las diferencias regionales en los niveles de desigualdad. Para profundizar en esta cuestión se ha empleado, de forma complementaria a las técnicas inferenciales de dominancia estadística, la metodología propuesta por Juhn et al. (1993). Esta técnica se basa en el cálculo de distribuciones salariales contrafactuales. La misma permite, en concreto, calcular las distribuciones salariales contrafactuales que tendría cada una de las regiones españolas en caso de que las mismas se diferenciaron de una distribución salarial de referencia (para la que se ha tomado la del conjunto del país) exclusivamente en las dotaciones de características observadas de los trabajadores o, alternativamente, en los rendimientos salariales de dichas características. Mediante la aplicación posterior de las técnicas de dominancia estocástica a las distribuciones salariales contrafactuales generadas a partir de esta metodología es posible, por lo tanto, desarrollar un análisis sobre los motivos de las diferencias regionales en desigualdad salarial y, más concretamente, si las mismas se deben a que las regiones españolas difieren en la composición de su fuerza de trabajo y de sus puestos de trabajo y empresas o, alternativamente, en la forma en la que se remuneran dichos factores.

Adaptada al contexto de esta investigación, y tomando como referencia para la generación de distribuciones contrafactuales regionales la distribución salarial del conjunto de España, la técnica propuesta por Juhn et al. (1993) parte de la estimación separada de las siguientes ecuaciones de salarios individuales:

$$w_i^{Esp} = X_i^{Esp} \beta^{Esp} + e_i^{Esp} \quad (4)$$

$$w_i^{reg_k} = X_i^{reg_k} \beta^{reg_k} + e_i^{reg_k} \quad (5)$$

Donde los superíndices Exp y reg_k corresponden a España y la región k , respectivamente; w_i^j corresponde al salario bruto por hora del individuo i ; X_i^j es un vector de características observadas (entre las que se incluye un término constante) del individuo i en el territorio j ($j=España$, región k); β^j es el vector de parámetros estimado en el territorio j ; y e_i^j es un término individual de error aleatorio.

Juhn et al. (1993) sugieren descomponer las diferencias existentes en dos distribuciones mediante el uso auxiliar de distribuciones contrafactuales calculadas para escenarios en los que se eliminan las diferencias entre las distribuciones que se deben al efecto de los factores inobservables y los rendimientos salariales. Más concretamente, estos autores sugieren controlar por el efecto de los factores inobservables en la generación de diferencias en las dos distribuciones basándose en la propiedad de que el término de error de un individuo se corresponde con su posición en la

⁶ La fórmula es obtenida en Beach y Davidson (1983).

distribución de residuos. Así, si $q_i = F(e_i | X_i)$ es el percentil del residuo del trabajador i con características observadas X_i , por definición se puede expresar $e_i = F^{-1}(q_i | X_i)$, donde F^{-1} es la inversa de la función de distribución acumulativa. Esto permite asignar al individuo i un residuo de una distribución residual diferente a la suya a partir del residuo correspondiente al percentil q_i . De esta forma, si se toma la distribución residual del conjunto de España como referencia, $F^{-1, Esp}$, y se toma también como referencia la estructura salarial de España, β^{Esp} , el salario hipotético que tendría el individuo i de la región k si fuera remunerado conforme a los rendimientos salariales y el efecto de los factores inobservables del conjunto de España (denominamos al mismo salario hipotético 1) sería:

$$whipl_i^{reg_k} = X_i^{reg_k} \beta^{Esp} + F^{-1, Esp}(q_i | X_i^{reg_k}) \quad (6)$$

El conjunto de salarios contrafactuales generados por este método para los individuos de la región k conformaría la distribución salarial hipotética de la misma bajo el supuesto de que los rendimientos salariales y los factores inobservables de la región fueran los mismos que para el conjunto de España. Las variaciones de la distribución contrafactual para la región k derivada de la ecuación (6) con respecto a la distribución salarial realmente observada para España, dada por la ecuación (4), obedecerán únicamente a las diferencias existentes entre la región k y España en las características observadas de individuos y empresas. Asimismo, la comparación de las respectivas distribuciones contrafactuales regionales generadas con la ecuación (6) para diferentes regiones permitirá apreciar en qué medida las diferencias en desigualdad salarial se deben a diferencias regionales en características. El conjunto de estas comparaciones se desarrolla en la siguiente sección a partir de las técnicas inferenciales de dominancia estocástica descritas con anterioridad.

La técnica de Juhn et al. (1993) permite generar también una distribución contrafactual alternativa para cada región bajo la hipótesis de que el salario de los individuos de la región k viene determinado por los factores inobservables que se dan en el conjunto de España (denominamos al mismo salario hipotético 2):

$$whipl2_i^{reg_k} = X_i^{reg_k} \beta^{reg_k} + F^{-1, Esp}(q_i | X_i^{reg_k}) \quad (7)$$

La distribución salarial contrafactual que conformarían los salarios así generados para los trabajadores de la región k se desvía de la distribución salarial del contrafactual dada por la ecuación (6) en función exclusivamente de las diferencias existentes entre los coeficientes de la región y los de España. Por lo tanto, las diferencias existentes en la comparación de las respectivas distribuciones contrafactuales regionales generadas con las ecuaciones (6) y (7) para las diferentes regiones permitirá apreciar en qué medida las diferencias en desigualdad salarial se deben a diferencias regionales en rendimientos.

En lo que respecta a la especificación de la ecuación salarial, las variables explicativas incluidas en el vector X_i 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 máximo de educación general (distinguiendo once niveles distintos de titulación); los años de experiencia potencial en el mercado de trabajo (medida como la edad del individuo menos la edad de entrada en el mercado de trabajo después de abandonar la educación a tiempo completo) y su forma cuadrática; 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)⁷. Por último, los atributos de los establecimientos son 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 de trabajo del establecimiento⁸.

4. Resultados empíricos

4.1. Evidencia descriptiva

La tabla 1 contiene información sobre la desigualdad salarial en las regiones españolas medida a través de dos índices de desigualdad empleados habitualmente en los análisis sobre desigualdad salarial, el índice de Gini y el índice de Theil. El mayor grado de desigualdad salarial se observa en ambos años en Madrid donde, a título de ejemplo, el índice de Theil toma en 1995 y 2002 valores de 0,231 y 0,230, significativamente por encima de las magnitudes de dicho índice para el conjunto de España, 0,184 y 0,167, respectivamente.⁹ En sentido contrario, los niveles de desigualdad salarial más bajos se dan en 1995 en Navarra y La Rioja (según los valores del índice de Theil y del índice de Gini, respectivamente) y en 2002 en Cantabria. En síntesis, esta evidencia sugiere que en el mercado de trabajo español existe una significativa variabilidad regional en los

⁷ Aunque la ola de 2002 de la EES incorpora información sobre la nacionalidad del individuo, así como si realiza tareas de supervisión, dichas variables no están presentes en la ola de 1995, por lo que se ha optado por no incluirlos en la especificación de la ecuación.

⁸ Sin ánimo de ser exhaustivos en la justificación del uso 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 las empresas (Amuedo-Dorantes y De la Rica, 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 sus trabajadores (Alcalá y Hernández, 2006).

⁹ Abundando en esta cuestión, cabe destacar que, según los datos de la Encuesta Europea de Estructura Salarial medida con el cociente de deciles D9/D1 la desigualdad salarial existente en Madrid en 2002 era únicamente superada en el contexto de la UE-15 por las regiones de Londres y la Isla de Francia cuando se consideran las referencias

niveles de desigualdad de los salarios por hora. La misma, además, parece acentuarse con el transcurso del tiempo: el coeficiente de variación de los valores regionales de ambas medidas de desigualdad experimenta aumentos notables: pasa de 0,092 a 0,142 en el caso del índice de Gini y de 0,201 a 0,280 en el del índice de Theil.

El coeficiente de correlación de rangos de Spearman para los valores regionales de ambos índices de desigualdad salarial toma valores de 0,958 en 1995 y 0,970 en 2002. Se trata de magnitudes elevadas (y estadísticamente significativas al 1%), que sugieren que las ordenaciones regionales de desigualdad en cada momento del tiempo guardan una gran similitud, independientemente del índice de desigualdad empleado. No obstante, el hecho de que estos valores no coincidan exactamente con la unidad sugiere que hay ciertas diferencias en las ordenaciones regionales. Esta circunstancia ilustra, en definitiva, sobre la posibilidad de que los resultados del análisis comparativo dependan del índice de desigualdad salarial concreto utilizado o, en otras palabras, sobre el problema de multiplicidad de índices.

Desde una perspectiva temporal, ambos índices de desigualdad confirman que en los últimos años se ha producido en el mercado de trabajo español una reducción significativa en la desigualdad salarial (el índice de Gini pasa de 0,317 en 1995 a 0,297 en 2002 y el índice de Theil se reduce de 0,184 a 0,167), así como que la reducción de la desigualdad parece tener un carácter más bien general, en la medida en que se extiende a la gran mayoría de las regiones españolas. Las únicas excepciones las constituyen, de hecho, Andalucía y Galicia, donde los valores del índice de Theil sugieren que se ha dado un aumento de la desigualdad salarial (si bien el índice de Gini se mantiene en niveles parecidos, en el caso de Andalucía, y experimenta una ligera reducción, en el caso de Galicia). El coeficiente de correlación de rangos de Spearman toma valores de 0,730 y 0,806 cuando se comparan las ordenaciones regionales en 1995 y 2002 empleando el índice de Gini y el índice de Theil, respectivamente. Se trata de valores elevados y estadísticamente significativos a niveles convencionales, que sugieren una cierta estabilidad temporal en las ordenaciones regionales de desigualdad. No obstante, de nuevo estos valores están alejados de la unidad, lo que revela la existencia de ciertos cambios en las ordenaciones regionales de desigualdad con el transcurso del tiempo y, en definitiva, que la magnitud concreta de la reducción puede presentar diferencias regionales significativas en ciertos casos.

A partir de la evidencia descriptiva anterior se constata, en suma, que los resultados de las comparaciones regionales de desigualdad pueden ser sensibles al índice empleado para medir la misma, así como que la reducción de la desigualdad salarial, si bien tiene un carácter general, presenta una cierta heterogeneidad regional en su intensidad. Estas circunstancias subrayan la

territoriales NUTS1 (Eurostat, 2005). Debe destacarse que la Encuesta Europea de Estructura Salarial contiene información equivalente a la de la Encuesta de Estructura Salarial y es plenamente comparable entre países.

conveniencia de emplear para el análisis de los niveles relativos de desigualdad salarial de las regiones españolas y de sus cambios en el tiempo las técnicas de dominancia estocástica, dadas las ventajas asociadas a su uso. Así, en relación con la primera cuestión, las mismas proporcionan una ordenación inequívoca en función de los niveles de desigualdad, permitiendo documentar en qué casos las diferencias regionales de desigualdad son significativas, por lo que permiten eludir el problema de la multiplicidad de índices. En relación con el segundo, dichas técnicas permiten evaluar cuáles son concretamente las regiones españolas en las que se ha dado una reducción de la desigualdad salarial estadísticamente significativa y en qué tramos de la distribución se producen estos cambios.

4.2. Dominancia de Lorenz

Tal y como se destacaba en la introducción, el primer interrogante que se plantea responder el trabajo es en qué medida se dan diferencias salariales significativas y persistentes entre los niveles de desigualdad salarial de las regiones españolas.

Con la finalidad de examinar dicha cuestión, las tablas 2 y 3 incluyen los resultados derivados de la aplicación para cada uno de los años analizados de los contrastes de dominancia estocástica a las comparaciones bilaterales de las distribuciones salariales de las regiones españolas (y, en la primera columna de cada tabla, de la comparación con la distribución salarial para el conjunto de España). Con el fin de facilitar la interpretación de los resultados, cabe recordar que si una región ejerce una dominancia de Lorenz sobre otra de signo positivo (negativo), ello implica que en la misma se da inequívocamente una menor (mayor) desigualdad salarial. Asimismo, dicha dominancia será fuerte si se detecta una dominancia estadísticamente significativa del mismo signo en los contrastes desarrollados para todos los deciles de las distribuciones; débil si existe dominancia estadísticamente significativa en alguno de ellos, pero existe al menos un decil para el que no puede rechazarse la hipótesis nula de igualdad de las ordenadas de Lorenz de las dos curvas, y no existe dominancia de una distribución sobre otra si los resultados de los contrastes sugieren que se dan dominancias con signo contrario en distintos deciles.

Las figuras 1 y 2, por su parte, contienen los diagramas de Hesse de las distribuciones salariales regionales (junto con la de España) para 1995 y 2002, respectivamente. Dichos diagramas contienen una ordenación de las distribuciones en función de su desigualdad, de modo que aquellos territorios que ocupan una posición superior en los mismos presentan una menor desigualdad salarial. La presencia de una línea continua entre las casillas de dos territorios corresponde, por su parte, a una situación en la que los contrastes de dominancia estocástica muestran que el territorio situado en una posición superior domina en el sentido de Lorenz al otro (pudiendo ser esa dominancia tanto débil como fuerte) y que, por lo tanto, presenta inequívocamente una menor desigualdad salarial. Con una línea continua se recogen, además, todas

las dominancias que se transmiten en sentido descendente por las líneas que intersectan con ella. Una línea discontinua, por su parte, implica que se establece una dominancia entre las dos casillas que conecta, pero sus cruces con otras líneas no tienen implicaciones de dominancia. La tabla 4 recoge, por su parte, un indicador con el que se intenta aproximar la posición de cada región en el diagrama de Hesse, y que se calcula como el número de dominancias de la región de referencia sobre el resto de regiones menos el número de dominancias de las demás regiones sobre la región de referencia.

La forma de los diagramas de Hesse para ambos años revela así que se dan numerosas dominancias de Lorenz entre regiones, una circunstancia que confirma que los niveles de desigualdad salarial de las regiones españolas no son similares, y que tienden a darse diferencias notables. Así, independientemente del período de referencia, regiones como Cataluña, Galicia y Madrid tienden a presentar niveles de desigualdad comparativamente elevados mientras que, en sentido contrario, La Rioja o Navarra presentan una desigualdad salarial comparativamente reducida. Estos resultados son consecuentes, a su vez, con los valores que para cada región toman los indicadores sintéticos de posición en los diagramas (tabla 4).

Un resultado a destacar es que Madrid es la única región española para la que se puede concluir inequívocamente que los niveles de desigualdad son superiores al promedio nacional, dándose la circunstancia contraria para el grueso del resto de regiones (las únicas excepciones son Canarias en 1995 y Cataluña y Galicia en 2002). Esta circunstancia sugiere que la desigualdad salarial existente en el conjunto de España resulta muy influida por el caso particular de Madrid, lo que plausiblemente se explica, entre otras circunstancias, por su elevado peso demográfico relativo.

Los resultados más detallados de los contrastes de dominancia estocástica recogidos en las tablas 2 y 3 confirman, a su vez, que las diferencias de desigualdad existentes entre las regiones españolas y el promedio nacional (primera columna de las tablas) se materializan en un buen número de casos (incluyendo el caso de la comparación de Madrid con España) en forma de dominancia fuerte de una de las distribuciones sobre la otra, por lo que son estadísticamente significativas al 1%. Destaca, no obstante, el hecho de que el número de dominancias en las comparaciones entre regiones es mucho menor, muy especialmente en el caso de las dominancias fuertes, en 1995 (donde 59 de las 136 comparaciones bilaterales corresponden a una dominancia débil; 39 a una dominancia fuerte con un nivel de significatividad de al menos el 10% y en 38 comparaciones no se detecta ningún tipo de dominancia) que en 2002 (donde en 51 comparaciones bilaterales se encuentran dominancias débiles; en 64 dominancias fuertes y en 21 comparaciones no existen dominancias). Este resultado confirma que con el transcurso del tiempo las diferencias entre regiones en niveles de desigualdad salarial tiende a acentuarse, por lo que se trata de un fenómeno cada vez más notorio.

Existen ciertas regiones para las que se aprecian cambios significativos en sus niveles relativos de desigualdad salarial. Así, Aragón pasa de estar entre las regiones con menores niveles de desigualdad en 1995 a ser una de las más desiguales en 2002; Cantabria y Extremadura pasan de un nivel de desigualdad intermedio a estar entre las regiones con menor desigualdad y Canarias de una desigualdad comparativamente elevada a una intermedia. Los indicadores de posición de las regiones en los diagramas de Hesse de ambos años presentan, no obstante, una correlación positiva y estadísticamente significativa (tomando también en consideración España en la comparación, el coeficiente de correlación de Pearson toma un valor de 0,75 y el de correlación de rangos de Spearman uno de 0,76, siendo ambos estadísticamente significativos al 1%), lo que sugiere que existe una ordenación relativamente estable de las regiones españolas en función de sus niveles de desigualdad.

En conjunto, la evidencia obtenida hasta este punto sugiere que la respuesta al primer interrogante planteado es que se dan, efectivamente, diferencias salariales significativas y persistentes entre los niveles de desigualdad salarial de las regiones españolas, así como que dichas diferencias tienden a acentuarse con el paso del tiempo.

Tal y como se señalaba en la introducción, una cuestión de interés relacionada con las diferencias regionales en desigualdad salarial es cuáles son los factores que subyacen tras las mismas. En relación con ella, a continuación se analiza en qué medida las diferencias regionales en el grado de desigualdad salarial vienen provocadas por diferencias interregionales en las características de los trabajadores y de las empresas o, alternativamente, porque existen diferencias interregionales en los rendimientos de dichas características.

Con el fin de responder a la misma, en las tablas A.1 a A.4 del anexo aparecen los resultados para ambos años derivados de la aplicación de las técnicas de dominancia estocástica al análisis de la dominancia de Lorenz entre las distribuciones salariales regionales correspondientes a los dos tipos de salarios contrafactuales generados con la técnica de Juhn et al. (1993). En las mismas se recogen, además de los resultados de las comparaciones bilaterales entre todas las regiones, los de la comparación de cada una de ellas con el conjunto de España (nótese que este último caso es equivalente a la comparación con la distribución de salarios observados de España, dada que ésta es la referencia en la generación de salarios contrafactuales con la mencionada técnica).

Cabe recordar que los denominados salarios hipotéticos 1 se han obtenido para cada región a partir de la ecuación (6), esto es, aplicando los rendimientos de las características y el efecto de los inobservables de España a las características de los individuos, puestos de trabajo y empresas existentes en cada una de ellas. Las únicas diferencias entre las distribuciones salariales regionales de dichos salarios hipotéticos 1 obedecen, por lo tanto, a las diferencias observadas en las

características de cada una de las regiones, por lo que los resultados de las comparaciones de las mismas son indicativas del efecto de dicho factor en la generación de diferencias regionales de desigualdad salarial.

Se constata así la existencia de un número muy significativo de dominancias: 115 y 108 de las 136 posibles comparaciones bilaterales entre regiones arrojan dicho resultado en 1995 y 2002, respectivamente, si bien el número de dominancias fuertes se reduce notablemente entre ambos años, de 35 a 7 (tablas A.1 y A.3). Abundando en esta cuestión, el grueso de las regiones presenta unas características que difieren de las del conjunto de España hasta el punto de que dicha diferencia origina por sí sola una desigualdad salarial distinta de la del promedio nacional (siendo superior en siete y diez casos en 1995 y 2002, respectivamente, e inferior en ocho y cinco: véase la primera columna de ambas tablas).

Los denominados salarios hipotéticos 2 se han obtenido a partir de la ecuación (7), fijando únicamente el efecto de los inobservables al existente en España. Las diferencias que presentan los mismos con respecto a los salarios hipotéticos 1 obedecen exclusivamente, pues, a la sustitución de los rendimientos salariales de España por los rendimientos salariales de cada región. En consecuencia, la comparación de los resultados de dominancia obtenidos con ambos tipos de salarios contrafactuales resultan informativos del efecto que tienen las diferencias regionales en rendimientos salariales en la generación de desigualdades salariales entre regiones.

En la práctica, el número de dominancias es muy parecido en ambos casos: en 1995, 115 (de las cuales 35 son fuertes) para los salarios hipotéticos 1 y 106 (32 fuertes) para los salarios hipotéticos 2, y en 2002 108 (7 fuertes) frente a 107 (17 fuertes). Sin embargo, en un número muy significativo de comparaciones regionales el sentido de los resultados cambia: 64 en 1995 y 74 en 2002 (y se mantiene, en consecuencia, en 72 y 62, respectivamente). A su vez, en el caso concreto de las comparaciones con España las conclusiones cambian para ocho regiones. Esta misma circunstancia se aprecia a partir de los diagramas de Hesse para ambos tipos de salarios contrafactuales¹⁰, los cuales presentan diferencias apreciables, que se traducen, lógicamente, en diferencias significativas entre los indicadores de posición de las regiones en los mismos, muy especialmente en 2002 (tabla 4)¹¹.

Con el fin de profundizar en el análisis del efecto que tienen las diferencias regionales en rendimientos salariales en la generación de desigualdades salariales entre regiones, la tabla 5 contiene para cada uno de los años analizados los resultados derivados de la aplicación de las técnicas de dominancia estocástica al análisis de la dominancia de Lorenz en las comparaciones

¹⁰ Por una cuestión de espacio, estos diagramas no se han incluido en el trabajo. Los mismos están disponibles por parte de los autores ante su requerimiento.

¹¹ En ambos años existe una correlación positiva, 0,52 y 0,22, respectivamente, pero se trata de valores alejados de la unidad (y estadísticamente significativos únicamente en el primer caso, al 5%).

bilaterales para cada región entre las distribuciones salariales correspondientes a los salarios hipotéticos 1 y 2. Como se indicaba en la sección de metodología, las diferencias entre ambas distribuciones están originadas exclusivamente por las diferencias existentes entre la región y España en el efecto de los rendimientos salariales, de modo que una dominancia positiva (negativa) de la primera sobre la segunda indica que los rendimientos salariales de España son generadores de un menor (mayor) grado de desigualdad que los de la región. En 1995 se aprecian en dichas comparaciones 10 dominancias negativas, 2 positivas y 5 comparaciones para las que no existe dominancia, mientras que en 2002 se trata de 9, 4 y 4, respectivamente. Estos resultados sugieren que para la mayoría de las regiones españolas existen rendimientos salariales distintos del promedio nacional, hasta el punto de originar un diferente grado de desigualdad salarial. Un resultado específico de interés es que para Madrid se observan dominancias positivas en ambos años, lo que parece confirmar su elevado peso relativo en la conformación de los resultados promedio para el conjunto de España.

El conjunto de los resultados anteriores revela, en suma, que las diferencias regionales en rendimientos salariales desempeñan también un papel relevante en la generación de desigualdades salariales entre regiones, lo que sugiere la presencia de diferencias significativas en los mecanismos de determinación salarial.

La segunda cuestión que se plantea la investigación es en qué medida todas las regiones españolas comparten la tendencia a la reducción de la desigualdad salarial que se ha observado en el pasado reciente para el conjunto de España. En relación con ello, la tabla 6 incluye los resultados derivados de la aplicación de los contrastes de dominancia estocástica a las comparaciones bilaterales de las distribuciones salariales de 1995 y 2002 tanto para España como para cada una de las regiones (la primera columna de la tabla recoge el resultado de la comparación del conjunto de las distribuciones y la segunda los resultados detallados de las comparaciones en cada decil). Se constata así que el patrón de reducción de la desigualdad es prácticamente generalizado, pues no existe ninguna región en la que se haya producido un aumento de la desigualdad, mientras que no es posible apreciar una reducción significativa de la desigualdad únicamente en tres regiones, Andalucía, Galicia y Madrid (dándose la circunstancia, además, de que en las dos primeras este resultado viene determinado exclusivamente por lo ocurrido en la parte alta de las distribuciones salariales –y más en concreto en el noveno decil-, habiéndose producido en el resto de sus respectivas distribuciones una reducción de la desigualdad). En las otras regiones españolas, por el contrario, se observa una menor desigualdad: más concretamente, en 10 regiones se aprecia una dominancia fuerte de la distribución de 2002 sobre la 1995, mientras que en otras cuatro (Navarra, C. Valenciana, Castilla-León y Aragón) se da una dominancia de carácter débil.

En el caso del conjunto de España, cabe destacar el hecho de que se da una dominancia de carácter débil de la distribución salarial de 2002 sobre la 1995. Se trata de un resultado de interés, en la medida en que los resultados de los contrastes basados en las técnicas inferenciales de dominancia estadística confirman la evidencia previa de otras investigaciones en el sentido de que la desigualdad salarial se está reduciendo en nuestro país. No obstante, la misma también sugiere que dicha reducción no tiene un carácter estadísticamente significativo en todos los segmentos de la distribución, y más concretamente en la parte alta de la misma. Con el fin de profundizar en esta cuestión, la tabla 7 contiene los resultados detallados de los contrastes de dominancia aplicados a cada decil de las distribuciones de 1995 y 2002. En la medida en que el estadístico de contraste en un decil es una medida normalizada de la distancia existente entre las ordenadas de las dos curvas en ese punto, la magnitud concreta de dicho estadístico se puede utilizar en este contexto como un indicador de en qué deciles se ha producido una reducción relativamente más acusada de la desigualdad. En la práctica, se observa que los estadísticos de contraste toman valores muy elevados en los primeros deciles y que los mismos se reducen notablemente en las partes central y muy especialmente, superior, de la distribución, hasta el punto de que pasan de ser sistemáticamente significativos al 1% en los primeros deciles a serlo únicamente al 10% en el octavo decil, mientras que no lo son a niveles convencionales de significatividad en el noveno. Dicha evidencia sugiere, pues, que la reducción de la desigualdad que se produce en España durante el período de análisis se da con mayor intensidad en la mitad inferior de la distribución salarial, y que la misma no afecta al extremo superior de la misma.

5. Conclusiones

El objetivo de esta investigación es examinar la desigualdad salarial y sus cambios en España desde una perspectiva regional mediante el uso de técnicas de inferencia basadas en la dominancia estocástica. La misma se añade a un conjunto de investigaciones que en los últimos años ha abordado el análisis de la desigualdad salarial en nuestro país, con la pretensión común de contribuir a mejorar nuestro conocimiento de este fenómeno y sus determinantes. Uno de sus principales elementos diferenciadores en relación con la literatura previamente existente radica en el énfasis de la investigación en la vertiente regional de la desigualdad salarial. Otra novedad reseñable de la misma es que el análisis empírico se basa en el uso de técnicas inferenciales de dominancia estocástica, una metodología que permite una ordenación inequívoca e incontrovertida de distribuciones salariales en función de su desigualdad, evitando el problema clásico de multiplicidad de índices, y para la que no existen apenas precedentes de aplicación al análisis de la desigualdad salarial en la literatura internacional. Gracias al uso de esta metodología, cada resultado

de la comparación entre dos distribuciones vendrá avalado por la realización de un conjunto de contrastes de hipótesis aplicados a todos los tramos de la distribución salarial completa.

La evidencia obtenida muestra que se dan diferencias salariales significativas y persistentes entre los niveles de desigualdad salarial de las regiones españolas y que dichas diferencias tienden a acentuarse con el paso del tiempo, por lo que se trata de un fenómeno cada vez más significativo. El análisis detallado del origen de dichas diferencias mediante el uso complementario de la técnica sugerida por Juhn et al. (1993) permite constatar, a su vez, que las diferencias regionales existentes en la composición de la fuerza de trabajo y las características de los puestos de trabajo y de las empresas constituyen un determinante muy destacado de las diferencias regionales en desigualdad salarial. No obstante, los resultados obtenidos también sugieren que para la mayoría de las regiones españolas existen rendimientos salariales distintos del promedio nacional y que, en general, las diferencias regionales en rendimientos salariales desempeñan también un papel relevante en la generación de desigualdades salariales entre regiones. Este hallazgo confirma la presencia de diferencias regionales significativas en los mecanismos de determinación salarial, una circunstancia que resulta facilitada por las especificidades del modelo español de negociación colectiva.

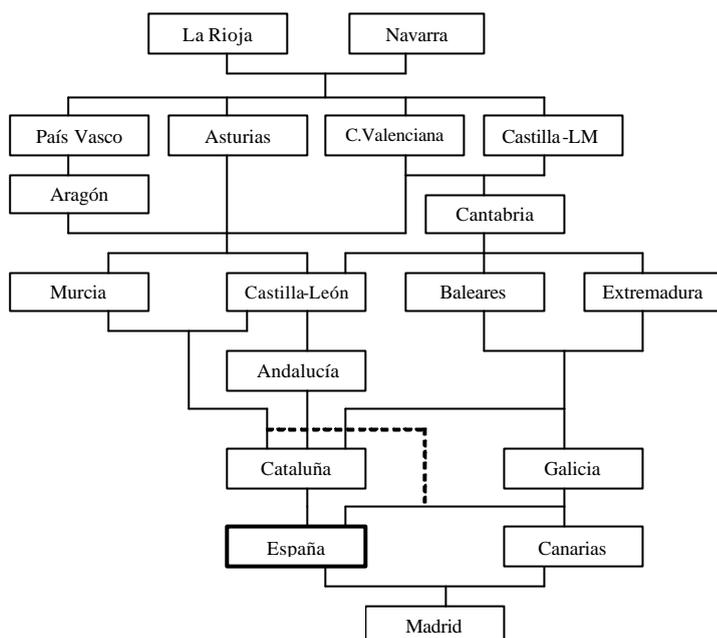
Desde una perspectiva temporal, se constata que la mayoría de las regiones españolas comparten la tendencia a la reducción de la desigualdad salarial que se ha observado en el pasado reciente para el conjunto de España, a diferencia de otros países desarrollados. En relación con este último punto, constituye un resultado de interés el hecho de que los contrastes basados en las técnicas inferenciales de dominancia estadística confirman que la reducción de la desigualdad que se ha producido en España en el pasado reciente se ha concentrado fundamentalmente en la parte inferior y central de la distribución salarial.

Bibliografía

- Ahamdanech, C.; García, C. (2007): "Welfare, Inequality and Poverty Rankings in the European Union using an Inference-based Stochastic Dominance Approach", en Bishop J. y Y. Amiel (eds.) *Research On Economic Inequality (Vol. 14): Inequality and Poverty*, ed. Elsevier JAI.
- Abowd, J.M.; Kramarz, F. (1999): "The Analysis of Labour Markets Using Matched Employer-Employee Data", in O. Ashenfelter and D. Card (ed.) *Handbook of Labour Economics*, ed. North-Holland.
- Ahn, N.; Izquierdo, M.; Jimeno, J.F. (2001): "El componente demográfico de la desigualdad salarial: diferencias entre Comunidades Autónomas españolas", *Fundación Caixa Galicia*, Documento de Economía nº 10.
- 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.
- 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.
- Atkinson, A.B. (1970): "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 2(3), págs. 244-263.
- 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.
- Beach, C.M.; Davidson, R. (1983): "Distribution-free statistical inference with Lorenz curves and income shares", *Review of Economic Studies*, 50, págs. 723-735.
- Beach, C.M.; Chow, K.V.; Formby, J.P.; Slotsve, G.A. (1994): "Statistical inference for decile means", *Economic Letters*, 45 (2), págs. 161-167.
- Blau, F.D.; 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.
- Bishop, J.A.; Formby, J.P.; Thistle, P.D (1989): "Statistical inference, income Distributions and social welfare", en D.J. Slotje (ed.), *Research on Economic Inequality*, Vol.1, Greenwich, CN: JAI Press.
- Bishop, J.A.; Formby, J.P.; Thistle, P.D (1991): "Rank dominance and international comparisons of income distribution", *European Economic Review*, 35, págs. 1399-1409.
- Bishop, J.A.; Formby, J.P.; Thistle, P.D (1994). "A dominance evaluation of distribution of income and the benefits of economic growth in the Unites States", en Bergstrand, J., T. Cosimano y R.G. Sheehan (eds.), *The changing distribution of income in an open U.S. economy*, North Holland, 69-109.
- Bishop, J.A.; Formby, J.P.; Thistle, P.D.(1997): "Changing American Earnings Distributions: One-Half Century of Experience", *Empirical Economics*, 22(4), págs 501-514.
- Bover, O.; Vellilla, P. (2005): "Migrations in Spain: Historical Background and Current Trends", en K. Zimmerman (ed.) *European Migration. What Do We Know?*, ed. Oxford University Press.
- 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.
- Casado-Díaz, J.M.; Simón, H. (2008): "Industry Wage Premia and Collective Bargaining Revisited: Evidence from Spain", *Applied Economics Letters* (aceptado para publicación).
- Devroye, D.; Freeman, R. (2002): "Does Inequality in Skills Explain Inequality of Earnings Across Advanced Countries?", CEP Discussion Papers 0552.
- El-Attar, M.; López-Bazo, E. (2006): "Heterogeneidad en las distribuciones salariales entre las regiones españolas", *Papeles de Economía Española*, 107, págs. 214-230.
- European Industrial Relations Observatory (2000): "Wage policy and EMU", disponible en <http://www.eiro.eurofound.eu.int>
- Eurostat (2003): *Employment in Europe. 2003*.
- Eurostat (2005): *Employment in Europe. 2005*.
- Freeman, R. (2007): "Labour market institutions around the world", NBER Working Paper 13242.
- García, I.; Molina, J.A. (2002): "Inter-regional wage differentials in Spain", *Applied Economics Letters*, 9, págs. 209-215.

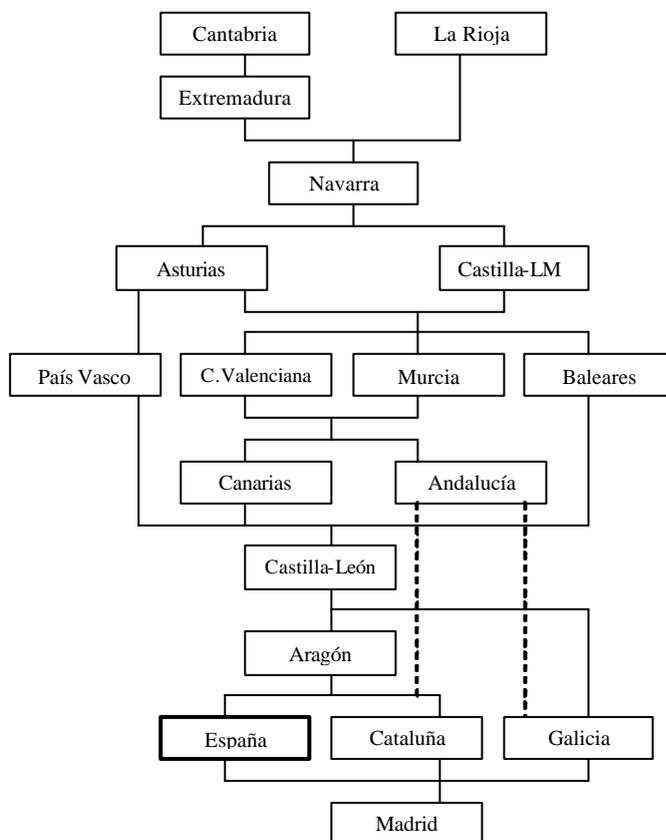
- Haltiwanger, J.C., Lane, J., Spletzer, J.R., Theeuwes, J.J. and K. Troske (1999): *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, ed. North-Holland, Amsterdam.
- Hamermesh, D. (2007): "Fun with matched firm-employee data: Progress and road maps", *Labour Economics* (doi:10.1016/j.labeco.2007.05.004).
- Izquierdo, M.; Lacuesta, A. (2006): "Wage inequality in Spain: Recent developments", Documento de Trabajo del Banco de España N° 0615.
- Jimeno, J.F.; Bentolila, S. (1998): "Regional Unemployment Persistence: Spain, 1976-1994", *Labour Economics*, vol. 5(1), págs. 25-42.
- Jimeno, J.F., Izquierdo, M.; Hernanz, V. (2001): "La desigualdad salarial en España: Descomposición y variación por niveles de salarios", *Papeles de Economía Española*, nº 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.
- Motellón, E.; López-Bazo, E.; El-Attar, M. (2007): "Cambios en la distribución salarial en España, 1995-2002", mimeo.
- Nickell, S. y R. Layard (1999), "Labor market institutions and economic performance", en O. Ashenfelter y D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3C, North-Holland, Amsterdam.
- OCDE (2004): *Employment Outlook 2004*.
- OCDE (2005): *Employment Outlook 2005*.
- OCDE (2007): *Employment Outlook 2007*.
- 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.
- Serrano, L. (2002): "Salarios regionales y dotaciones de capital humano", *Revista de Economía Aplicada*, 28, págs. 23-38.
- 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. (2007): "La desigualdad salarial y su evolución en España (1995-2002): Una exploración con datos emparejados empresa-trabajador", FEDEA Estudio sobre la Economía Española 238.
- Stoline, M.R.; Ury, H.K. (1979): "Tables of the Studentized Maximum Modulus Distributions and an Application to Multiple Comparisons Among Means", *Technometrics*, 21, págs. 87-93.

Figura 1
Diagrama de Hesse de dominancia de Lorenz. 1995.



Nota: La presencia de una línea continua entre dos regiones representa que la distribución salarial de la que ocupa una posición superior en el diagrama domina en el sentido de Lorenz a la de la que ocupa una posición inferior, pudiendo ser la dominancia tanto fuerte como débil. Una línea discontinua, por su parte, implica que se establece una dominancia entre las dos casillas que conecta, pero sus cruces con otras líneas no tienen implicaciones de dominancia.

Figura 2
Diagrama de Hesse de dominancia de Lorenz. 2002.



Nota: Véanse las notas de la figura 1.

Tabla 1
Desigualdad salarial en las regiones españolas.

	1995		2002	
	Índice de Gini	Índice de Theil	Índice de Gini	Índice de Theil
España	0,317	0,184	0,297	0,167
Andalucía	0,305	0,161	0,304	0,175
Aragón	0,291	0,153	0,269	0,135
Asturias	0,284	0,142	0,248	0,113
Baleares	0,310	0,211	0,267	0,150
Canarias	0,339	0,222	0,291	0,167
Cantabria	0,278	0,140	0,208	0,086
Castilla-La Mancha	0,295	0,164	0,264	0,135
Castilla y León	0,298	0,154	0,282	0,144
Cataluña	0,315	0,178	0,300	0,164
Comunidad Valenciana	0,288	0,154	0,270	0,140
Extremadura	0,314	0,182	0,224	0,102
Galicia	0,313	0,186	0,308	0,195
Madrid	0,355	0,231	0,350	0,230
Murcia	0,283	0,150	0,245	0,126
Navarra	0,251	0,115	0,226	0,094
Pais Vasco	0,273	0,133	0,249	0,110
La Rioja	0,249	0,126	0,215	0,095
Coefficiente de variación	0,092	0,201	0,142	0,280

Tabla 2
Resultados de los contrastes de dominancia de Lorenz. 1995.

	Esp.	And.	Arag.	Ast.	Bal.	Can.	Cant.	C-LM	C-L	Cat.	C.Val.	Ext.	Gal.	Mad.	Mur.	Nav.	P.V.
Andalucía	+***																
Aragón	+***	+															
Asturias	+***	+	=														
Baleares	+	X	X	X													
Canarias	X	X	-	-	-												
Cantabria	+***	+	X	X	+	+											
Castilla-La Mancha	+***	+	X	X	+	+***	+										
Castilla y León	+***	+	-	-	X	+	-	X									
Cataluña	+	-	***	***	-	X	-	-	***								
C.Valenciana	+***	+	X	X	+	+***	+	=	+	+***							
Extremadura	+	X	X	X	=	+	-	-	X	+	-						
Galicia	+	X	X	X	-	+	-	-	X	X	-	-					
Madrid	***	***	***	***	-	-	***	***	***	***	***	-	**				
Murcia	+	X	-	-	X	+	X	-	X	+	-	X	X	+***			
Navarra	+***	+***	+***	+***	+***	+***	+***	+***	+***	+***	+***	+***	+***	+***	+***		
País Vasco	+***	+	+	=	X	+	X	X	+	+***	X	X	X	+***	+		***
La Rioja	+***	+	+	+	+***	+***	+	+	+	+***	+	+***	+***	+***	+	X	+

Notas: Un signo positivo (negativo) en una casilla indica que la distribución salarial de la región de la fila domina (es dominada) en el sentido de Lorenz a la de la región de la columna *** ** y * indican que la dominancia es estadísticamente significativa en todos los deciles al menos al 1, 5 y 10%, respectivamente. El símbolo x indica que se dan cortes entre las curvas de Lorenz de las distribuciones, por lo que no existe dominancia de ningún signo.

Tabla 3
Resultados de los contrastes de dominancia de Lorenz. 2002.

	Esp.	And.	Arag.	Ast.	Bal.	Can.	Cant.	C-LM	C-L	Cat.	C.Val.	Ext.	Gal.	Mad.	Mur.	Nav.	P.V.
Andalucía	+																
Aragón	+	X															
Asturias	+***	+	+***														
Baleares	+**	=	+	-													
Canarias	+	=	X	-	=												
Cantabria	+***	+***	+***	+***	+***	+***											
Castilla-La Mancha	+***	+***	+	X	+	+**	**										
Castilla y León	+***	X	+	-	-	-	***	-									
Cataluña	X	-	**	***	-	-	***	***	***								
C.Valenciana	+***	+	+	-	=	=	***	-	+	+							
Extremadura	+***	+***	+**	+	+***	+***	-	+**	+***	+***	+***						
Galicia	X	-	X	-	-	-	***	***	-	X	-	***					
Madrid	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***	-				
Murcia	+***	+	+	-	=	+	***	-	+	+**	X	**	+	+***			
Navarra	+***	+***	+***	+	+***	+***	-	+	+***	+***	+***	-	+***	+***	+		
País Vasco	+***	X	+	-	X	X	-	X	+	+***	X	-	X	+	X	-	
La Rioja	+***	+***	+**	+	+***	+***	=	+	+***	+***	+***	=	+***	+***	+**	+	+

Notas: Veáanse las notas de la tabla 2.

Tabla 4
Indicadores de posición de las regiones en los diagramas de Hesse.

	1995			2002		
	Salarios observados	Salarios hipotéticos 1	Salarios hipotéticos 2	Salarios observados	Salarios hipotéticos 1	Salarios hipotéticos 2
Andalucía	-6	0	10	-3	11	15
Aragón	4	-2	2	-9	-10	3
Asturias	5	10	0	8	-2	4
Baleares	0	-12	3	0	-1	8
C.Valenciana	9	-6	6	1	8	9
Canarias	-12	2	0	-1	8	-7
Cantabria	5	-13	-14	16	-8	-4
Castilla-La Mancha	-3	6	2	-6	0	-4
Castilla y León	9	-14	2	7	-12	6
Cataluña	-11	12	11	-13	14	5
España	-14	-1	-5	-13	5	-5
Extremadura	-1	-7	-14	14	-8	-15
Galicia	-5	14	-3	-11	15	-1
La Rioja	16	-9	-11	15	-16	-3
Madrid	-17	15	-4	-17	5	-15
Murcia	-3	-15	-17	2	11	-15
Navarra	16	11	16	11	10	15
País Vasco	6	9	16	0	12	15

Nota: El indicador de posición mide el número de dominancias que en las comparaciones bilaterales ejercen otras regiones sobre la región de referencia menos el número de dominancias de la región sobre el resto. Los salarios hipotéticos 1 y 2 corresponden a los generados para cada una de las regiones a partir de las ecuaciones (6) y (7), respectivamente.

Tabla 5
Resultados de los contrastes de dominancia de Lorenz.
Comparación de las distribuciones regionales de salarios contrafactuales.

	1995	2002
Andalucía	-	-
Aragón	-	-
Asturias	=	-
Baleares	-	+
Canarias	-	=
Cantabria	-	x
Castilla-LM	-	-
Castilla-León	=	-
Cataluña	-	+
C.Valenciana	=	-
Extremadura	=	=
Galicia	+***	+
Madrid	+	+**
Murcia	=	=
Navarra	-	-
País Vasco	-	-
La Rioja	-	-

Notas. Un signo positivo (negativo) en una casilla indica que la distribución salarial de la región correspondiente a los salarios hipotéticos 1 domina (es dominada) en el sentido de Lorenz a la distribución para la región de los salarios hipotéticos 2. ***, ** y * indican que la dominancia es estadísticamente significativa en todos los deciles al menos al 1, 5 y 10%, respectivamente. El símbolo x indica que se dan cortes entre las curvas de Lorenz de las distribuciones a comparar, por lo que no existe dominancia de ningún signo. Los salarios hipotéticos 1 y 2 corresponden a los generados para cada una de las regiones a partir de las ecuaciones (6) y (7), respectivamente.

Tabla 6
Comparaciones longitudinales de desigualdad entre 1995 y 2002.
Resultados de los contrastes de dominancia de Lorenz y de los contrastes por deciles.

	Dominancia de Lorenz	Deciles con diferencias significativas
España	+	1-8 (+)
Andalucía	x	1-7 (+) 9(-)
Aragón	+	1-4 (+)
Asturias	+***	1-9 (+)
Baleares	+***	1-9 (+)
Canarias	+***	1-9 (+)
Cantabria	+***	1-9 (+)
Castilla-LM	+***	1-9 (+)
Castilla-León	+	1-7 (+)
Cataluña	+***	1-9 (+)
C.Valenciana	+	1-8 (+)
Extremadura	+***	1-9 (+)
Galicia	x	1-7 (+) 9 (-)
Madrid	x	1-3 (+) 6-7 (-)
Murcia	+***	1-9 (+)
Navarra	+	1-4 (+)
País Vasco	+***	1-9 (+)
La Rioja	+***	1-9 (+)

Notas: La primera columna recoge los resultados de los contrastes de dominancia de Lorenz correspondientes a las comparaciones del conjunto de las curvas de Lorenz. Un signo positivo (negativo) en una casilla de dicha columna indica que para el territorio de referencia la distribución salarial de 2002 domina (es dominada) en el sentido de Lorenz. ***, ** y * indican que la dominancia es estadísticamente significativa en todos los deciles al menos al 1, 5 y 10%, respectivamente. El símbolo x indica que se dan cortes entre las curvas de Lorenz de las distribuciones, por lo que no existe dominancia de ningún signo. La segunda columna contiene los resultados detallados las comparaciones de las curvas de Lorenz en cada decil de las distribuciones, y más concretamente los deciles para los que los contrastes estadísticos revelan diferencias en las curvas con una significatividad de al menos el 10%.

Tabla 7
Resultados detallados de los contrastes por deciles de la comparación de las distribuciones salariales en España en 1995 y 2002.

Decil	Ordenadas de la curva de Lorenz		Estadístico de contraste
	1995	2002	
1	0,0382 (0,0001)	0,0432 (0,0001)	-31,43***
2	0,0873 (0,0002)	0,0973 (0,0002)	-33,47***
3	0,1433 (0,0003)	0,1577 (0,0004)	-31,63***
4	0,2068 (0,0004)	0,2241 (0,0005)	-27,78***
5	0,2801 (0,0005)	0,2972 (0,0006)	-21,35***
6	0,3657 (0,0007)	0,3789 (0,0007)	-13,42***
7	0,4654 (0,0008)	0,4736 (0,0009)	-7,01***
8	0,5833 (0,0009)	0,5876 (0,0010)	-3,13*
9	0,7312 (0,0010)	0,7341 (0,0011)	-1,94

Notas: Un signo positivo (negativo) en el estadístico indica que, en el decil considerado, la ordenada de la curva de Lorenz de 2002 es mayor que la de 1995. ***, ** y * indican la existencia de diferencias estadísticamente significativas al 1, 5 y 10%.

Anexo

Tabla A.1
Resultados de los contrastes de dominancia de Lorenz. Salarios hipotéticos 1. 1995.

	Esp.	And.	Arag.	Ast.	Bal.	Can.	Cant.	C-LM	C-L	Cat.	C.Val.	Ext.	Gal.	Mad.	Mur.	Nav.	P.V.
Andalucía	=																
Aragón	x	-															
Asturias	+	+	+														
Baleares	-	-	-	-													
Canarias	+	+	x	-	+												
Cantabria	-	-	-	_*	=	-											
Castilla-La Mancha	_***	_***	-	_***	-	-	=										
Castilla y León	+	+	+	=	+	+	+	+***									
Cataluña	+	+	+	x	+	+	+	+***	+								
C.Valenciana	-	-	x	_***	+	-	+	+	_***	_***							
Extremadura	-	-	-	-	+	-	+	+	-	_*	=						
Galicia	+	+	+	x	+	+	+	+**	+	+	+	+**					
Madrid	+***	+	+	+	+*	+	+*	+***	+	x	+***	+	x				
Murcia	_***	-	-	_***	-	-	=	=	_***	-	-	-	_***	_***			
Navarra	+	+	+	=	+*	+	+	+***	+	x	+**	+	x	-	+***		
País Vasco	+	+	+	=	+***	+	+	+***	+	-	+***	+	-	-	+***	=	
La Rioja	-	-	-	-	+	-	=	=	-	_*	=	=	_*	_*	+	_***	_***

Notas: Veáanse las notas de la tabla 2.

Tabla A.2
Resultados de los contrastes de dominancia de Lorenz. Salarios hipotéticos 2. 1995.

	Esp.	And.	Arag.	Ast.	Bal.	Can.	Cant.	C-LM	C-L	Cat.	C.Val.	Ext.	Gal.	Mad.	Mur.	Nav.	P.V.
Andalucía	+***																
Aragón	+	-															
Asturias	+	-	=														
Baleares	x	x	x	x													
Canarias	x	-	x	x	=												
Cantabria	-	_***	_***	_***	-	-											
Castilla-La Mancha	+	-	x	x	=	=	+										
Castilla y León	+	-	x	+	x	x	+**	x									
Cataluña	+*	=	+	+	x	+	+**	+	+								
C.Valenciana	+	-	x	+	x	+	+	=	+	-							
Extremadura	-	_***	-	-	_*	_*	=	_***	-	_***	_***						
Galicia	x	x	x	x	-	-	+	-	x	-	-	+					
Madrid	x	-	-	-	x	x	+	x	-	-	-	+	x				
Murcia	_***	_***	_***	_***	_***	_***	-	_***	_***	_***	_***	-	-	_***			
Navarra	+*	+	+	+	+	+	+***	+	+	+	+**	+***	+	+	+***		
País Vasco	+***	+	+	+	+	+	+***	+	+*	+	+	+***	+	+***	+***	=	
La Rioja	-	-	-	-	-	-	+	-	-	-	-	+	-	-	+	_***	_***

Notas: Veáanse las notas de la tabla 2.

Tabla A.3
Resultados de los contrastes de dominancia de Lorenz. Salarios hipotéticos 1. 2002.

	Esp.	And.	Arag.	Ast.	Bal.	Can.	Cant.	C-LM	C-L	Cat.	C.Val.	Ext.	Gal.	Mad.	Mur.	Nav.	P.V.
Andalucía	+																
Aragón	-	-															
Asturias	-	-	+														
Baleares	-	-	+	=													
Canarias	=	=	+	+	+												
Cantabria	-	-	X	=	-	-											
Castilla-La Mancha	-**	-**	-	-	-	-	-										
Castilla y León	-	-	+	+	=	-	+	+									
Cataluña	+**	X	+	+	+	+	+	+***	+								
C.Valenciana	+	-	+	X	+	=	+	+	+	-							
Extremadura	-	-	+	=	-	-	=	=	-	-	-						
Galicia	+	+	+	+	+	+	+	+	+	X	+	+					
Madrid	X	X	+	X	+	-	+	+	+	-	-	+	-				
Murcia	-	-**	X	-	-	-	-	=	-	-*	-	=	-	-			
Navarra	-	-	=	-	-	-	=	=	-	-	-	=	-	-	=		
País Vasco	+	X	+	+	+	+	+	+***	+	X	X	+	X	X	+	+	
La Rioja	-	-	-	-	-	-	=	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Notas: Veáanse las notas de la tabla 2.

Tabla A.4
Resultados de los contrastes de dominancia de Lorenz. Salarios hipotéticos 2. 2002.

	Esp.	And.	Arag.	Ast.	Bal.	Can.	Cant.	C-LM	C-L	Cat.	C.Val.	Ext.	Gal.	Mad.	Mur.	Nav.	P.V.
Andalucía	+																
Aragón	+	-															
Asturias	+	-	=														
Baleares	+	-	+	=													
Canarias	=	-**	-	-	-												
Cantabria	X	-	-	-	-	X											
Castilla-La Mancha	=	-	-	-	-	=	-										
Castilla y León	=	-	-	-	-	+	X	=									
Cataluña	+***	-	=	=	-	+	+	+	+								
C.Valenciana	+	-	+	+	=	+	+	+	+	X							
Extremadura	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-						
Galicia	X	-***	X	X	-	+	X	X	X	X	-	+					
Madrid	-	-*	-*	-*	-	-	-	-	-	-***	-	X	-				
Murcia	-	-*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	=	-	X			
Navarra	+*	X	+	+	+	+	+	+*	+	+	+	+**	+	+**	+**		
País Vasco	+***	X	+	+	+	+*	+	+***	+*	+	+	+***	+	+***	+***	=	
La Rioja	=	-	=	=	=	=	=	=	=	-	-	+	-	+	+	-	-

Notas: Veáanse las notas de la tabla 2.