

# CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA SALARIAL POR TIPOS DE CONTRATO, 1995-2002\*

*ELISABET MOTELLÓN*  
*ENRIQUE LÓPEZ-BAZO*  
*Universitat de Barcelona*

*MAYSSUN EL-ATTAR*  
*European University Institute*

En este trabajo analizamos los cambios en la distribución salarial en España entre 1995 y 2002, utilizando la información contenida en la Encuesta de Estructura Salarial. El análisis revela un notable cambio en la distribución salarial que afecta, básicamente, a los niveles salariales bajos y medios, mientras que los correspondientes a los elevados permanecen inalterados entre ambos años. El análisis detallado de las distribuciones salariales para trabajadores con contrato indefinido y temporal muestra cómo estos últimos son los protagonistas de las mejoras salariales, mientras que los cambios en los niveles salariales intermedios son causados principalmente por los cambios producidos en la distribución de los trabajadores indefinidos. Empleando una técnica semiparamétrica que permite considerar los efectos en el conjunto de la distribución salarial, encontramos que las variaciones observadas en las distribuciones salariales son consecuencia de cambios en la estructura retributiva, que han afectado de forma distinta a los trabajadores temporales (mejoras salariales homogéneas) y a los indefinidos (reducción de los salarios intermedios).

*Palabras clave:* distribución salarial, Contratación Indefinida y Temporal, salarios contrafactuales.

*Clasificación JEL:* C14, J31, J41.

---

(\*) Agradecimientos: E. Motellón ha contado con apoyo financiero del Departament d'Educació i Universitats de la Generalitat de Catalunya y del Fondo Social Europeo a través de una beca FI. E. Motellón y E. López-Bazo agradecen el apoyo financiero del Ministerio de Ciencia y Tecnología, Programa Nacional de I+D+I, SEJ2005-07814/ECON y ECO2008-05314. Parte de esta investigación se realizó mientras E. Motellón efectuaba una estancia de investigación en el Dep. de Fundamentos de Economía e Historia Económica de la Universidad de Alcalá de Henares.

Diversos trabajos han mostrado que la desigualdad salarial en España es superior a la existente en otras economías de nuestro entorno y que el origen de ésta se encuentra en la elevada heterogeneidad en las características de los trabajadores, básicamente su nivel educativo y la ocupación que desarrollan, y en determinantes asociados al propio mercado laboral y al marco institucional que lo determina, esencialmente el tipo de contrato y el tipo de convenio colectivo [Abadie (1997); Jimeno *et al.* (2001); Palacio y Simón (2004)]. Menor atención se ha prestado a los cambios en la distribución salarial y, sobre todo, al análisis de los determinantes de tales cambios. Además de cambios en su posición, como resultado del desplazamiento debido a mejoras o recesiones en los niveles salariales en el tiempo, resulta interesante analizar si se han producido variaciones en algunas de las otras características básicas de la distribución de salarios, como su dispersión y su forma. En caso de haberse producido tales cambios, resulta de interés determinar en qué medida éstos han sido ocasionados por variaciones en las características de los trabajadores, de los puestos de trabajo, de las empresas y del marco que determina las relaciones laborales, y qué parte puede ser atribuida a cambios en la estructura salarial, es decir, en la forma en la que se retribuye en cada momento a esas características determinantes del salario. Utilizando la información contenida en la Encuesta de Estructura Salarial, este trabajo aporta evidencia en este sentido acerca de los cambios en la distribución salarial observados en España entre 1995 y 2002.

Adicionalmente, no podemos obviar que en las últimas décadas el empleo temporal constituye uno de los aspectos diferenciadores del mercado de trabajo en España y que son diversos los autores que han asociado la forma contractual con la segmentación del mismo, relacionando la contratación indefinida con los puestos de trabajo de calidad y la contratación temporal con aquellos puestos con peores condiciones laborales [Jimeno y Toharia (1993); Bentolila y Dolado (1994); Huguet (1999); Toharia y Malo (2000); Hernanz (2003); Ferreiro *et al.* (2004)]. En este sentido, trabajos previos han mostrado la existencia de un notable y persistente gap salarial medio entre trabajadores indefinidos y temporales [Jimeno y Toharia (1993); Bentolila y Dolado (1994); Davia y Hernanz (2004); De la Rica (2004); Toharia *et al.* (2005)], que no se limita al primer momento de la distribución, sino que tiene que ver también con su forma y dispersión [Motellón y López-Bazo (2006)]. Asimismo, conviene tener presente que el período analizado (1995-2002) se caracteriza por una disminución del desempleo y un aumento de la demanda de trabajo, pero donde el 90% de los nuevos contratos realizados durante este período fueron temporales [ver, por ejemplo, Dolado *et al.* (2002)]. Esta mayor demanda de empleo, y en concreto de empleo temporal, junto a otros acontecimientos que tuvieron lugar durante este período en el mercado de trabajo (como incrementos de la participación femenina, el aumento del nivel educativo medio de los trabajadores, la disminución en el porcentaje de trabajadores cubiertos por convenio de empresa o el descenso en la antigüedad) podrían haber tenido consecuencias diversas tanto en las características de los grupos de trabajadores temporales e indefinidos como en la estructura retributiva de los mismos.

En este contexto, este estudio parte de la evidencia que apunta a que las distribuciones salariales de los trabajadores con contrato indefinido y con contrato temporal presentan diferencias sustanciales y que, además, han mostrado evoluciones dispares en el periodo considerado, que no se observan en el caso de otros subgrupos de trabajadores definidos, por ejemplo, a través del género y del nivel educativo. Teniendo en cuenta estas circunstancias, nuestra hipótesis es que los cambios acontecidos en la distribución salarial global para la economía española son debidos a cambios muy concretos en, por una parte, la distribución salarial de los trabajadores indefinidos y, por otra, en la de los temporales. Por ello, en lugar de analizar las causas de los cambios en la distribución global de forma directa, lo hacemos a través de la agregación de los efectos sobre los salarios de cada uno de esos dos colectivos de trabajadores.

Esta circunstancia supone una importante variación respecto al análisis efectuado en Izquierdo y Lacuesta (2006), hasta donde conocemos el único trabajo que aborda el estudio de la evolución salarial desde una perspectiva similar a la nuestra, aunque poniendo el énfasis en el grado de desigualdad y considerando de forma conjunta a la totalidad de los trabajadores y, por tanto, no atendiendo a la dinámica diferenciada observada para trabajadores indefinidos y temporales y a cómo ésta puede haber influido en la evolución de la distribución salarial global. Nuestros resultados confirman la relevancia de la distinción mencionada dado que no únicamente se observa un impacto diferenciado del efecto del cambio en la estructura productiva sobre la evolución de la distribución salarial entre trabajadores con distinto tipo de contrato, sino que, además, en el caso de los trabajadores indefinidos se aprecia un impacto no despreciable de la variación en la distribución de determinadas características (tipo de convenio y antigüedad) que, por el contrario, no parece haber ejercido ningún efecto relevante en el caso de los trabajadores con contrato temporal.

Para analizar los cambios en la distribución salarial y sus causas aplicamos la metodología propuesta en Butcher y DiNardo (2002), basada en el marco más general de DiNardo *et al.* (1996). En esencia, comparamos las densidades de las distribuciones observadas en 1995 y 2002, con densidades contrafactuales o virtuales resultantes de mantener estables en sus valores de 1995 la estructura retributiva y la distribución de algunas características de interés. Como se ha indicado anteriormente, la comparación nos permite concluir que han sido los cambios en la estructura retributiva, que han afectado de forma distinta a los trabajadores temporales y a los indefinidos, los causantes de los cambios más significativos en la distribución salarial entre 1995 y 2002.

El resto del trabajo se estructura como sigue. En el primer apartado se presenta la base de datos y evidencia inicial acerca de los cambios en la distribución salarial en España entre 1995 y 2002. El apartado 2 muestra las diferencias en las distribuciones de trabajadores fijos y temporales, y como éstas evolucionaron de forma distinta en el periodo considerado. El tercer apartado muestra hasta qué punto los cambios en la estructura salarial son los responsables de la alteración de las distribuciones de ambos tipos de trabajadores y, por agregación, de la distribución global. La contribución de la modificación en la distribución de algunas características observadas se discute en el cuarto apartado, mientras que en el quinto

se proporcionan algunas medidas sintéticas que refrendan los resultados previos obtenidos a través del análisis gráfico. Finalmente, el apartado 6 concluye.

## 1. EVIDENCIA PRELIMINAR

### 1.1. Base de datos

La base de datos utilizada en este trabajo es la Encuesta de Estructura Salarial de 1995 y de 2002 (EES en adelante). Esta base de datos publicada por el Instituto Nacional de Estadística, y realizada de manera armonizada en toda la Unión Europea, proporciona información individualizada y detallada no sólo en materia salarial, sino también de todo un conjunto de variables que aproximan las características personales de los trabajadores, sus condiciones laborales y de la empresa donde están empleados. Respecto a su ámbito territorial y poblacional, destacar que está formado por individuos que prestaban servicio en establecimientos con 10 o más empleados, de todo el territorio español, y con una cobertura sectorial que abarca las actividades de mayor peso económico<sup>1</sup>.

Sobre las muestras originales facilitadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE) se han realizado distintas depuraciones con el fin de garantizar la comparabilidad de los dos periodos analizados y maximizar la congruencia del estudio<sup>2</sup>. Tras eliminar aquellas observaciones que presentaban valores anómalos, con especial atención a la información salarial, hemos restringido el estudio a individuos menores de 65 años, que prestan sus servicios a jornada completa y que percibieron íntegramente el salario correspondiente al mes de octubre, dado que será esta remuneración mensual la base para construir la variable salarial que centrará nuestra investigación. El resultado es una muestra final de 120210 individuos para 1995 y de 95232 para el 2002.

Nuestro análisis se sustenta en el estudio del salario bruto por hora referido al mes de octubre<sup>3, 4</sup>. Este concepto retributivo está compuesto por el salario base, parte fundamental y mínima de la retribución pactada en convenio colectivo, más los complementos salariales. Estas primas salariales incluyen los complementos personales (antigüedad, pluses por conocimientos o formación específica, etc.), los complementos relacionados con el puesto de trabajo (pluses de nocturnidad, de peligrosidad o toxicidad, de trabajo en días festivos, etc.) y otros complemen-

---

(1) La cobertura sectorial de la encuesta comprende desde la sección C a la K de la CNAE-93, para 1995, y de la C a la O, para el año 2002.

(2) Se han excluido a los trabajadores con contrato de formación y las ramas de actividad correspondientes a las secciones M, N y O de la CNAE-93, al no recogerse esta información en los dos periodos.

(3) Los detalles sobre su cálculo se encuentran en el anexo.

(4) Si bien la EES proporciona información detallada del salario en términos anuales y mensuales correspondiente a octubre, hemos optado por hacer uso del segundo concepto para garantizar que la información de los dos años analizados sea estrictamente comparable, dada la divergencia en la medición de la información salarial anual de la EES para 1995 y 2002. Además, como se ha señalado en otros estudios, la información salarial referida al mes de octubre es más fiable que la obtenida para el año completo [Pérez e Hidalgo (2000)].

tos como aquellos que retribuyen la calidad y cantidad de trabajo así como los incentivos de productividad. Quedan excluidas de la información salarial empleada cualquier percepción extraordinaria derivada, por ejemplo, de horas y pagas extraordinarias<sup>5</sup>. Por último destacar que, además de las variables directamente contenidas en la EES, se han elaborado dos variables adicionales: la educación medida en años de permanencia en el sistema educativo formal y la experiencia potencial del individuo en el mercado de trabajo<sup>6</sup>. La descripción de su cálculo también se encuentra en el anexo.

## 1.2. *Descriptivo de la muestra*

El cuadro 1 presenta la media del salario bruto por hora para el conjunto de trabajadores y para los trabajadores indefinidos y temporales, en 1995 y 2002. Para el año 1995 se muestra la media tanto del salario expresado en euros de 1995 como del expresado en euros de 2002. En este segundo caso, se han corregido los salarios de la muestra de 1995 por la variación en el nivel de precios al consumo entre 1995 y 2002. De esta forma, la comparación entre los salarios en ambos periodos será efectuada neta del efecto de la variación de precios. Observamos cómo el periodo 1995-2002 destaca por la estabilidad salarial en términos reales, si atendemos al conjunto de la población asalariada, con un modesto incremento del 1,91%. Pero esta aparente semejanza en el salario medio de ambos años esconde una evolución no homogénea de los distintos niveles salariales. En el gráfico 1 se muestra la variación en el logaritmo del salario entre 1995 y 2002, por percentiles. Se aprecia claramente cómo los mayores incrementos retributivos se producen en los tramos de salarios más bajos (incrementos de alrededor de un 8%). A medida que avanzamos en la escala salarial, los incrementos son menores, estabilizándose en valores nulos e incluso ligeramente negativos para los tramos de salario medio-alto.

Esta heterogeneidad mostrada en la evolución salarial entre 1995 y 2002 justifica la extensión del análisis al conjunto de la distribución salarial, dado que su limitación al estudio de algunos momentos podría conducirnos a conclusiones parciales. Por este motivo se ha procedido a la comparación de las distribuciones salariales de 1995 y 2002 a partir de la estimación no paramétrica de la función de

---

(5) El motivo de esta decisión es que el inicio de devengo de las pagas extraordinarias es anterior al periodo del que tenemos información, por lo que no podemos controlar si éstas se perciben íntegramente o si están afectadas por distintas situaciones como, por ejemplo, incapacidades temporales, permisos, etc. Conviene indicar, no obstante, que las conclusiones obtenidas en el trabajo son robustas a la inclusión de esos conceptos en la definición de la medida salarial utilizada. También lo son a la inclusión en la muestra de los trabajadores a tiempo parcial que, en línea con otros trabajos similares en la literatura, no son considerados con el objetivo de maximizar la homogeneidad de los grupos de trabajadores con distinto tipo de contrato.

(6) Los resultados obtenidos en las secciones 3 a 5 no son sensibles a la inclusión de la educación a través de variables ficticias que indiquen el nivel educativo alcanzado por cada trabajador en lugar de mediante los años medios de educación.

Cuadro 1: DESCRIPTIVO DEL SALARIO BRUTO POR HORA EN LA EES DE 1995 Y 2002

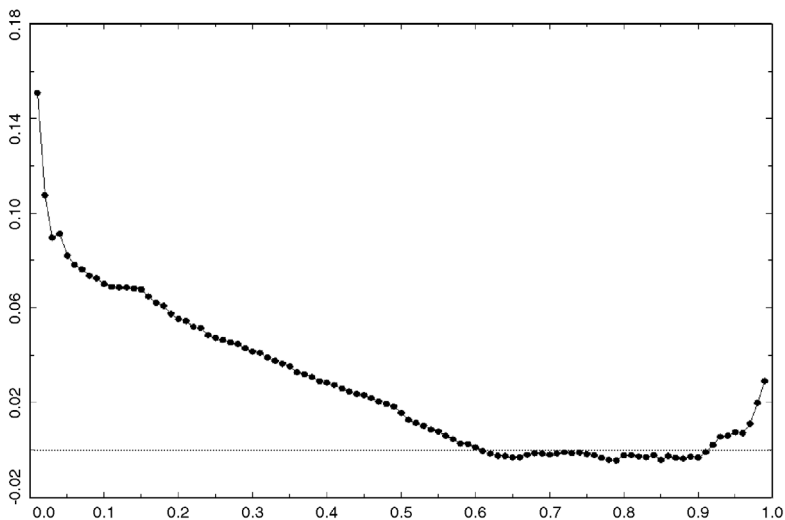
	1995	1995 <sup>1</sup>	2002	Tasa de variación
<b>Todos los trabajadores</b>				
Media	6,282	7,689	7,836	1,91%
Desviación estándar	0,490	0,490	0,461	-5,91%
Índice de Gini	0,290	0,290	0,279	-3,79%
<b>Trabajadores con contrato indefinido</b>				
Media	6,970	8,531	8,513	-0,21%
Desviación estándar	0,486	0,486	0,471	-2,96%
Índice de Gini	0,285	0,285	0,284	-0,37%
<b>Trabajadores con contrato temporal</b>				
Media	4,259	5,213	5,619	7,80%
Desviación estándar	0,344	0,344	0,309	-10,23%
Índice de Gini	0,196	0,196	0,178	-9,23%

1. Salario actualizado por IPC a precios de 2002.

La desviación estándar es del logaritmo del salario hora.

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial.

Gráfico 1: VARIACIÓN SALARIAL EN EL CONJUNTO DE TRABAJADORES ENTRE 1995 Y 2002, POR PERCENTILES



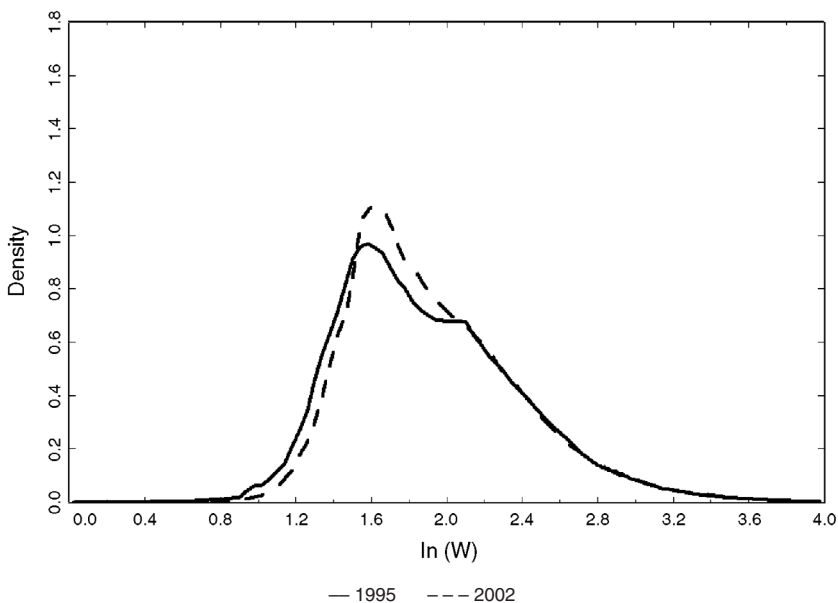
Fuente: Elaboración propia.

densidad de las mismas<sup>7</sup>. El gráfico 2 muestra estas funciones de densidad. Como ya apuntaba el análisis de la variación salarial por percentiles, observamos cómo sólo se produjo un desplazamiento hacia la derecha de la distribución en el rango de niveles salariales por debajo de los medios, mientras que la masa de probabilidad correspondiente a los niveles salariales más elevados permaneció estable entre ambos años. Pero sin duda el rasgo más llamativo del cambio en la distribución salarial se encuentra en los niveles salariales intermedios, al observarse una modificación significativa de su forma. Así, en el año 2002 observamos un notable incremento de la masa de probabilidad en los niveles del logaritmo del salario próximos a 1,6, posiblemente derivado del descenso en la probabilidad en el extremo inferior de la distribución y en la desaparición de cierta bimodalidad en la parte central en 1995.

---

Gráfico 2: DISTRIBUCIONES SALARIALES PARA EL CONJUNTO DE TRABAJADORES EN 1995 Y 2002

---



Fuente: Elaboración propia.

---

(7) Una descripción detallada de la estimación de funciones de densidad con el método kernel se encuentra en Silverman (1986). Se ha empleado un kernel gaussiano con un ancho de banda ( $h$ ) estimado según el método plug-in propuesto en Sheather y Jones (1991). Siguiendo a Butcher y Di-Nardo (2002), para garantizar la comparabilidad de las funciones de densidad estimadas se emplea la media de la  $h$  óptima para cada función. En cualquier caso, los resultados son poco sensibles a kernels y a valores de  $h$  alternativos.

En consecuencia, las variaciones salariales entre los años 1995 y 2002 se concretan en una mejora para los niveles retributivos más bajos en contraste con los tramos salariales elevados que han permanecido relativamente estables. Paralelamente, se constata una disminución en la dispersión salarial, por la redistribución de la masa de probabilidad en el tramo de salarios intermedios, que ha repercutido notablemente en la variación de la forma externa de la distribución salarial. Esta circunstancia se refleja en las medidas habituales de dispersión de la distribución recogidas en el cuadro 1, que muestran una cierta disminución entre ambos años.

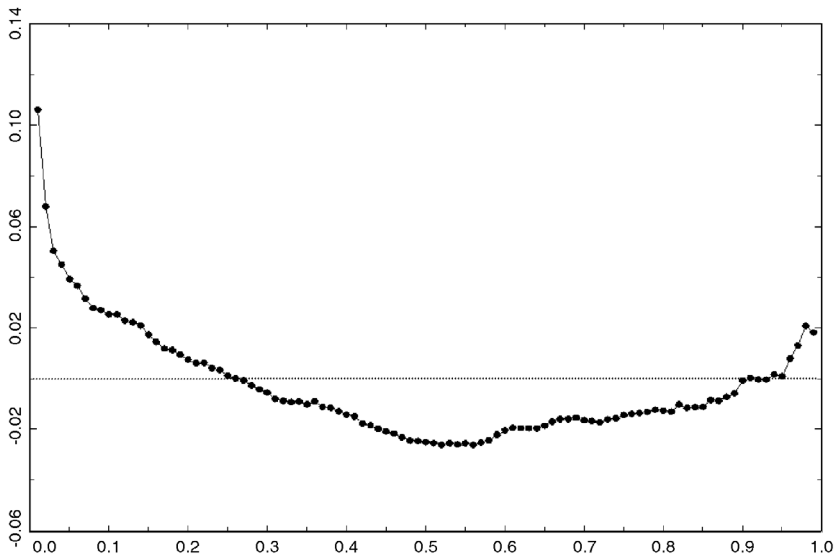
## 2. CAMBIOS EN LAS DISTRIBUCIONES SALARIALES SEGÚN EL TIPO DE CONTRATO

Como se ha indicado anteriormente, existe amplia evidencia que apunta a la existencia de un gap salarial favorable a los trabajadores indefinidos frente a los temporales. La información contenida en el cuadro 1 confirma la existencia de ese diferencial en el salario medio tanto en 1995 como en 2002. Pero lo que resulta más interesante para el análisis aquí planteado es que se observa una clara diferencia en la evolución del salario medio de ambos tipos de trabajadores. Mientras en términos reales aumentó cerca de un 8% para los trabajadores temporales, para aquellos con contrato indefinido experimentó un leve descenso (-0,21%). El análisis detallado de las variaciones salariales en los percentiles no hace más que avalar la hipótesis de las discrepancias en la evolución salarial por tipo de contrato. En los gráficos 3 y 4

---

Gráfico 3: VARIACIÓN SALARIAL PARA TRABAJADORES CON CONTRATO INDEFINIDO ENTRE 1995 Y 2002, POR PERCENTILES

---

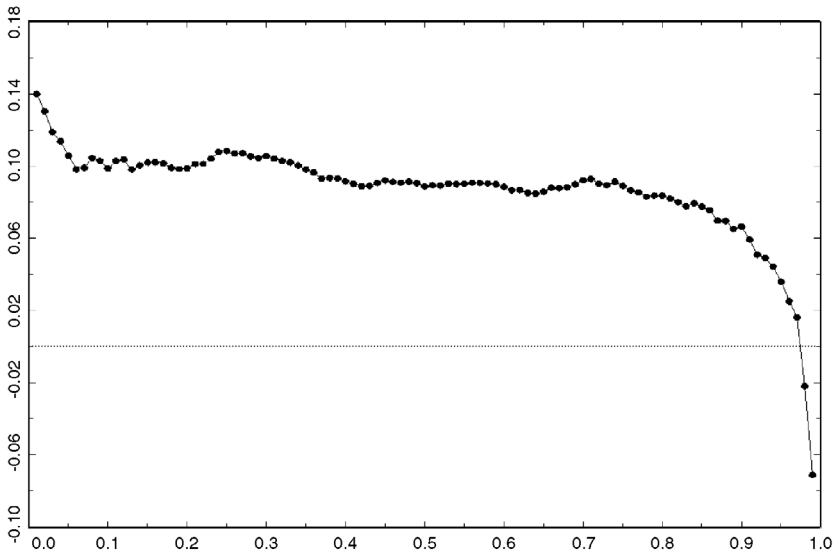


Fuente: Elaboración propia.



se aprecia claramente cómo se produjo un incremento prácticamente homogéneo en torno al 8% en el caso de los trabajadores temporales, mientras que para los indefinidos el patrón de la evolución salarial es más dispar. Así, se observan mejoras salariales en el caso de los percentiles más bajos y disminuciones salariales en el resto de la distribución, con la excepción de los niveles más elevados. La caída en el salario para los trabajadores indefinidos fue especialmente acusada en los niveles intermedios.

Gráfico 4: VARIACIÓN SALARIAL PARA TRABAJADORES CON CONTRATO TEMPORAL ENTRE 1995 Y 2002, POR PERCENTILES



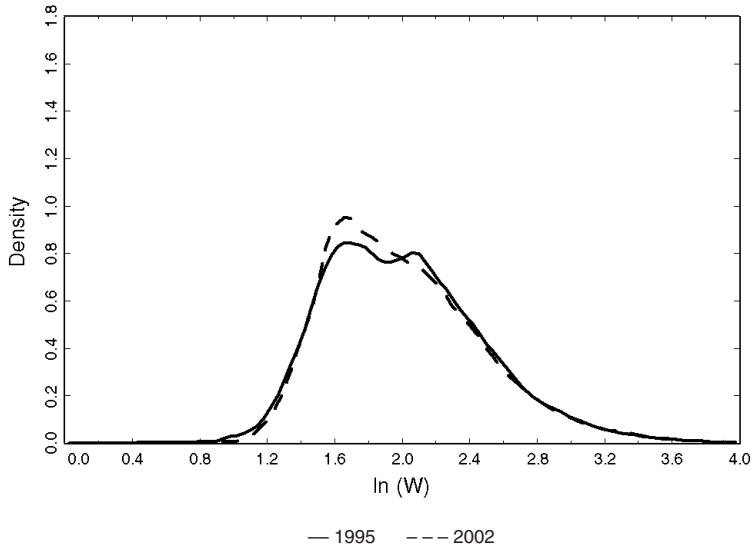
Fuente: Elaboración propia.

Las funciones de densidad de las distribuciones salariales que se presentan en el gráfico 5, para el colectivo indefinido, y en el gráfico 6, para el temporal, reflejan claramente la discrepancia en la evolución retributiva por tipo de contrato. En el gráfico 5, se distingue, en primer lugar, la ausencia de desplazamientos relevantes en las colas de la distribución salarial. En segundo lugar, y no menos significativo, encontramos un considerable cambio en la forma externa localizado en la parte central de la distribución. Este cambio se manifiesta en una redistribución de la probabilidad en los tramos salariales intermedios, consistente en la formación de una masa de probabilidad en los niveles salariales medio-bajo (valores para el logaritmo del salario entre 1,5 y 2), en detrimento de los niveles medio-alto (valores entre 2 y 2,4), que ocasionó la desaparición de la bimodalidad presente en 1995.

---

Gráfico 5: DISTRIBUCIONES SALARIALES PARA TRABAJADORES CON CONTRATO INDEFINIDO EN 1995 Y 2002

---

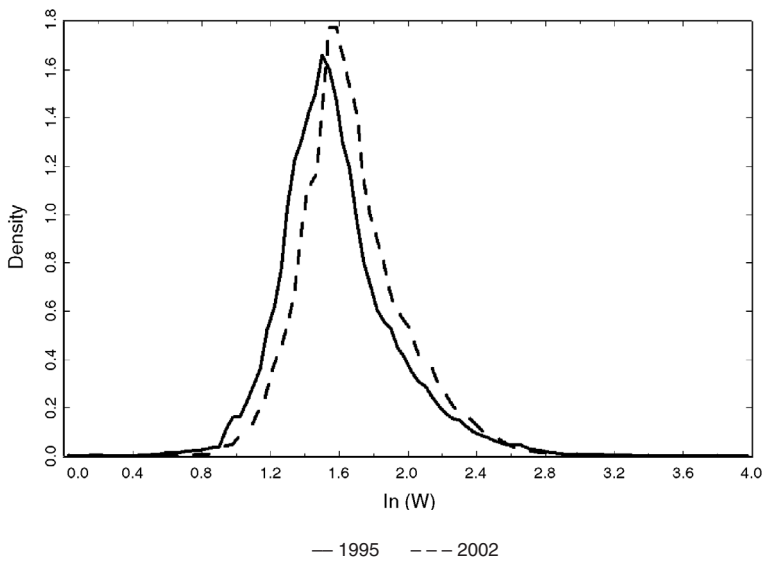


Fuente: Elaboración propia.

---

Gráfico 6: DISTRIBUCIONES SALARIALES PARA TRABAJADORES CON CONTRATO TEMPORAL EN 1995 Y 2002

---



Fuente: Elaboración propia.

La imagen que muestra el gráfico 6 para los trabajadores con contrato temporal es totalmente distinta a la reflejada en el gráfico 5. No sólo las funciones de densidad presentan una forma externa claramente diferente a la del colectivo indefinido para ambos años, especialmente por un grado de concentración mucho mayor (véanse también las medidas de dispersión de el cuadro 1), sino que su evolución en el periodo es claramente distinta. Así, para los trabajadores con contrato temporal, la forma externa de la distribución salarial no sufrió cambios destacables entre 1995 y 2002, salvo una cierta disminución de la dispersión. Pero sí experimentó un desplazamiento hacia la derecha prácticamente homogéneo en todo el rango salarial, consecuencia de la mejora salarial generalizada, y prácticamente uniforme, para los trabajadores temporales en el periodo analizado.

Las considerables diferencias en la forma externa de las distribuciones salariales para trabajadores indefinidos y temporales, así como las discrepancias en la evolución en el periodo objeto de estudio, confirman la conveniencia de analizar de forma independiente las causas de los cambios en las distribuciones salariales de ambos colectivos de trabajadores<sup>8</sup>. De hecho, la evidencia anterior apunta a que la mejora salarial observada para los niveles retributivos más bajos de la distribución del conjunto de trabajadores en las los gráficos 1 y 2 estuvo asociada al comportamiento salarial de los trabajadores con contrato temporal mientras que los cambios en la forma externa fueron causados por el cambio en la distribución salarial de los indefinidos.

Llegados a este punto, se podría argumentar que las diferencias en las distribuciones salariales de ambos años tuvieron su origen básicamente en cambios acontecidos en la distribución de las características de los trabajadores y de las empresas donde prestaban sus servicios. Ese sería el caso si dichas características determinasen en gran medida el salario percibido por los trabajadores, y la distribución de las mismas hubiese sufrido sustanciales variaciones entre 1995 y 2002. El cuadro 2 muestra las variaciones en la composición de las características observadas de la población asalariada entre estos dos periodos. De entre los cambios acontecidos, nos interesa destacar los experimentados por la antigüedad en la empresa y el tipo de convenio colectivo. Respecto al primer fenómeno, la antigüedad media disminuyó entre los dos años considerados en más de un 24% para el conjunto de la muestra. La disminución se observa tanto para los trabajadores con contrato temporal como para los indefinidos. De hecho, resulta interesante destacar cómo la antigüedad de estos últimos descendió en más de tres años, lo que resulta congruente con el proceso de inestabilidad empírica en el empleo apuntado en Arranz y García-Serrano (2007). Por su parte, los trabajadores cubiertos por un convenio colectivo de empresa, o ámbito inferior, se redujeron a la mitad a favor, básicamente, de los cubiertos por uno de ámbito provincial, interprovincial o comarcal. Esta circunstancia habría tenido un efecto en la distribución salarial dado que, como se muestra en Card y De La Rica (2006), los salarios establecidos por convenio colec-

---

(8) Esta misma circunstancia no se aprecia cuando se compara la evolución de la distribución salarial de hombres y mujeres o de trabajadores con distintos niveles educativos. Esos resultados se encuentran a disposición del lector interesado.

tivo de empresa fueron sistemáticamente más elevados que aquéllos pactados en ámbito superior. Es destacable que esta pérdida de peso de los convenios de ámbito empresarial concorra con un incremento del tamaño empresarial, medido a través del número de trabajadores, ya que es en las empresas de mayor tamaño donde suele prevalecer la negociación colectiva a nivel de empresa.

Otras características que experimentaron variaciones interesantes son el nivel educativo y la participación laboral femenina, aunque en ambos casos se puede apreciar que no fueron homogéneas en ambos tipos de contrato. Así, el nivel educativo aumentó pero sólo para el colectivo de indefinidos, disminuyendo por el contrario para los temporales. Por su parte, la participación femenina aumentó sustancialmente para el grupo de indefinidos, permaneciendo estable para los temporales<sup>9</sup>. A la vista de estas circunstancias, en el apartado siguiente se trata de discernir si los cambios en las distribuciones salariales de ambos colectivos tienen su origen en variaciones en el conjunto de características o en la modificación de la estructura salarial.

### 3. EFECTO DEL CAMBIO EN LA ESTRUCTURA SALARIAL

Para valorar el impacto de los cambios en la estructura salarial y en el conjunto de características observadas aplicamos la adaptación de Butcher y DiNardo (2002) del marco metodológico genérico propuesto en DiNardo *et al.* (1996). En esencia, se trata de construir una distribución salarial contrafactual en 2002, bajo el supuesto de que la estructura salarial se hubiese mantenido estable en la existente en 1995. Es decir, se plantea cómo sería la distribución para los trabajadores de 2002 si se les hubiese remunerado como a los de 1995. De esa forma, la comparación entre la distribución real observada en 2002 y la distribución contrafactual nos permite valorar el impacto del cambio en la estructura salarial en el periodo considerado, mientras que la comparación de esta última con la de 1995 nos indicará el impacto correspondiente a la variación de las características observadas. Por otra parte, y dadas las notables diferencias en sus distribuciones salariales, realizamos el análisis de forma separada para los trabajadores indefinidos y temporales, obteniendo el impacto en la distribución salarial global mediante la adecuada agregación de las de ambos colectivos de trabajadores.

#### 3.1. Metodología

Como se ha indicado anteriormente, el ejercicio a realizar se basa en el cálculo de una distribución salarial contrafactual. De hecho, el punto de partida es el mismo que el de la descomposición tradicional del gap salarial medio entre dos colectivos de trabajadores, propuesto en los trabajos seminales de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), donde se formula una ecuación salarial para 1995 y otra para

---

(9) Por razones de espacio, la breve descripción en este apartado de las características observables se ha realizado a través de los valores medios. No obstante, conviene señalar que se alcanzan conclusiones similares cuando se comparan las distribuciones de cada característica en cada uno de los años analizados.

Cuadro 2: DESCRIPTIVO DE LAS CARACTERÍSTICAS OBSERVABLES

	1995			2002			
	Todos	Indefinido	Temporal	Todos	Indefinido	Temporal	
		Variables no categóricas. Media y Desviación estándar					
Edad	38,604 [10,8300]	41,021 [10,2055]	31,498 [9,3933]	37,480 [10,8717]	39,044 [10,6555]	32,361 [9,9612]	
Experiencia Potencial	22,722 [11,5655]	25,055 [11,0397]	15,863 [10,2797]	20,941 [11,8920]	22,357 [11,7610]	16,307 [11,1147]	
Educación	8,742 [3,7562]	8,824 [3,8741]	8,502 [3,3743]	9,318 [3,9367]	9,626 [4,0068]	8,311 [3,5142]	
Antigüedad	10,624 [9,8569]	13,831 [9,4435]	1,196 [1,2244]	8,024 [9,8848]	10,282 [10,2470]	0,633 [1,5872]	
Tamaño empresarial	178,562 [641,4282]	207,073 [728,6624]	94,738 [225,0154]	203,902 [614,0006]	219,083 [659,1000]	154,208 [431,0915]	
		Variables categóricas. Porcentaje de la categoría sobre el total					
Género							
Hombre	78,57%	79,51%	75,80%	74,99%	74,90%	75,27%	
Mujer	21,43%	20,49%	24,20%	25,01%	25,10%	24,73%	
Ocupación							
Dirección y Gerencia	4,10%	5,27%	0,65%	2,32%	2,98%	0,16%	
Título 2º y 3º ciclo universitario	2,79%	3,11%	1,85%	3,18%	3,68%	1,53%	
Título 1º ciclo universitario	1,89%	2,04%	1,43%	2,14%	2,28%	1,70%	
Técnicos y administrativos	25,63%	28,70%	16,60%	25,55%	29,27%	13,37%	
Restaurac., seguridad, dependientes	7,44%	6,33%	10,71%	6,53%	6,76%	5,76%	
Trabajadores cualificados	21,61%	20,62%	24,50%	23,03%	19,77%	33,72%	
Operadores inst. industriales	24,99%	26,07%	21,83%	27,58%	28,84%	23,45%	

Cuadro 2: DESCRIPTIVO DE LAS CARACTERÍSTICAS OBSERVABLES (continuación)

	1995			2002		
	Todos	Indefinido	Temporal	Todos	Indefinido	Temporal
Trabajadores no cualificados	11,55%	7,85%	22,44%	9,66%	6,41%	20,32%
Tipo de Mercado						
Nacional	88,64%	87,99%	90,56%	85,00%	83,20%	90,88%
Internacional	11,36%	12,01%	9,44%	15,00%	16,80%	9,12%
Convenio Colectivo						
Sector	34,18%	34,50%	33,24%	36,95%	39,31%	29,23%
Provincial, comarcal, etc.	42,20%	37,73%	55,37%	49,77%	45,11%	65,00%
Empresa o inferior	23,62%	27,77%	11,40%	13,28%	15,57%	5,77%
Sector de Actividad						
Ind. Extractiva	6,61%	6,56%	6,76%	0,77%	0,60%	1,31%
Ind. Manufacturera	47,95%	50,25%	41,17%	62,30%	66,37%	48,97%
Prod. y distrib. energía elect., gas y agua	3,60%	4,29%	1,55%	0,66%	0,74%	0,40%
Construcción	7,61%	4,59%	16,50%	9,53%	4,49%	26,05%
Comercio, reparaciones y Hostelería	5,79%	6,13%	4,79%	12,78%	13,52%	10,38%
Transp., almac., comunicación	16,27%	15,23%	19,31%	3,59%	3,74%	3,13%
Interm. financiera	6,69%	8,33%	1,84%	4,46%	5,59%	0,73%
Act. inmov., servicios a empresa	5,49%	4,61%	8,07%	5,90%	4,95%	9,03%
Comunidad Autónoma						
Andalucía	8,99%	8,71%	9,80%	8,48%	7,35%	12,17%
Aragón	4,94%	4,89%	5,08%	4,78%	4,82%	4,64%
Asturias	3,42%	3,38%	3,57%	3,13%	2,68%	4,63%
Baleares	2,95%	2,93%	3,01%	2,78%	2,70%	3,04%
Canarias	4,64%	3,85%	6,95%	3,90%	3,29%	5,88%

Cuadro 2: DESCRIPTIVO DE LAS CARACTERÍSTICAS OBSERVABLES (continuación)

	1995			2002		
	Todos	Indefinido	Temporal	Todos	Indefinido	Temporal
Cantabria	2,29%	2,15%	2,70%	2,22%	2,02%	2,85%
Castilla y León	4,57%	4,25%	5,53%	4,64%	4,40%	5,42%
Castilla-La Mancha	6,15%	6,41%	5,36%	5,71%	5,82%	5,35%
Cataluña	16,00%	17,34%	12,05%	16,77%	18,91%	9,75%
Valencia	8,82%	8,43%	9,96%	10,30%	10,29%	10,33%
Extremadura	1,98%	1,62%	3,04%	1,65%	1,38%	2,51%
Galicia	5,98%	5,70%	6,80%	6,11%	5,58%	7,84%
Madrid	13,14%	14,01%	10,57%	13,65%	14,48%	10,91%
Murcia	3,38%	2,95%	4,63%	3,72%	3,40%	4,79%
Navarra	3,07%	3,11%	2,98%	3,25%	3,52%	2,37%
País Vasco	7,41%	8,05%	5,50%	6,83%	7,10%	5,97%
La Rioja	2,27%	2,21%	2,46%	2,09%	2,25%	1,55%
Propiedad Pública	2,16%	2,77%	0,38%	0,74%	0,84%	0,39%
Privada	97,84%	97,23%	99,62%	99,26%	99,16%	99,61%
Observaciones	120.210	89.700	30.510	95.232	72.947	22.285
Porcentaje	100%	74,62%	25,38%	100%	76,60%	23,40%

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial.

2002 para, por una parte, trabajadores indefinidos y, por otra, para trabajadores temporales:

$$\begin{aligned} w_{tc}^{95} &= X_{tc}^{95} \beta_{tc}^{95} + \varepsilon_{tc}^{95} \\ w_{tc}^{02} &= X_{tc}^{02} \beta_{tc}^{02} + \varepsilon_{tc}^{02} \end{aligned} \quad [1]$$

donde  $w$  denota el logaritmo del salario,  $X$  el conjunto de características observables que determinan el salario,  $\beta$  el correspondiente vector de coeficientes y  $\varepsilon$  el término de error. El superíndice hace referencia al año considerado en cada caso (1995 y 2002) y el subíndice  $tc$  al tipo de contrato (indefinido y temporal). La estimación de cada una de esas ecuaciones nos permite obtener la estimación de  $\beta_{tc}^{95}$  y  $\beta_{tc}^{02}$ . Utilizando estos coeficientes estimados podemos construir, por ejemplo, el (logaritmo del) salario medio contrafactual para los trabajadores con tipo de contrato  $tc$  de 2002 en el caso en que se les hubiese retribuido según la estructura salarial de 1995:

$$\overline{w_{02tc}^{95}} = X_{tc}^{02} \hat{\beta}_{tc}^{95} \quad [2]$$

Como indican Butcher y DiNardo (2002), cuando las distribuciones salariales a comparar son unimodales, simétricas y de varianzas similares, entonces la aproximación de Oaxaca se corresponde de forma bastante precisa con un “estadístico suficiente” para el efecto de los cambios en la estructura salarial. Pero obviamente, ese no será el caso cuando nos encontremos ante distribuciones como las comentadas en las secciones 2 y 3 para trabajadores indefinidos y temporales en 1995 y 2002. En ese caso, basar el análisis en la descomposición del gap salarial medio llevaría asociada una pérdida importante de información acerca del efecto real de los cambios en la estructura salarial. Por ello, en lugar de comparar las medias de los salarios observados y contrafactuales en 2002, lo que planteamos es confrontar la densidad estimada asociada a la distribución salarial observada en 2002 con la estimación de la densidad contrafactual de 2002, obtenida bajo el supuesto de que la estructura salarial hubiese permanecido estable en la existente en 1995.

De forma equivalente a [1] en el análisis basado en las medias, podemos representar la distribución salarial para los trabajadores con tipo de contrato  $tc$  en cada uno de los años considerados como:

$$g(w | t = 95, tc) = \int f(w | X, t = 95, tc) h(X | t = 95, tc) dX \quad [3a]$$

$$g(w | t = 02, tc) = \int f(w | X, t = 02, tc) h(X | t = 02, tc) dX \quad [3b]$$

donde  $f(w | X, t = 95, tc)$  y  $f(w | X, t = 02, tc)$  representan las estructuras salariales de los trabajadores con tipo de contrato  $tc$  en 1995 y 2002 respectivamente, y  $h(X | t = 95, tc)$  y  $h(X | t = 02, tc)$  la distribución de las características observables para esos trabajadores en 1995 y 2002.

Aplicando una lógica equivalente, la distribución salarial que hubiese prevalecido en 2002 para los trabajadores con tipo de contrato  $tc$  si se les hubiese retri-



buido según la estructura salarial asociada a ese tipo de contrato en 1995, se puede expresar como:

$$g(w | tc)_{02}^{95} = \int f(w | X, t = 95, tc) h(X | t = 02, tc) dX \quad [4]$$

Nótese que la diferencia entre la densidad en [3b], correspondiente a la distribución salarial realmente observada en 2002, y la densidad contrafactual en [4] será atribuible a cambios en la estructura salarial acontecidos entre 1995 y 2002. Por su parte, la diferencia entre las densidades en [3a] y [4] estará asociada a cambios en la distribución de características observables de los trabajadores con tipo de contrato tc.

Una estimación de las densidades en [3] se puede obtener no paramétricamente a través del método kernel como en las secciones 2 y 3. Sin embargo, la estimación de la densidad contrafactual en [4] no es inmediata, al depender de la estructura salarial de un año y de las características de otro distinto. DiNardo *et al.* (1996) mostraron que dicha densidad contrafactual podría ser estimada por el método kernel tras ser re-especificada en términos de la densidad observada en el año 1995 utilizando una ponderación de las observaciones de ese año, de forma que se reproduzca la distribución de características existente en 2002. Para la obtención de las ponderaciones, se debe tener en cuenta que aplicando la Ley de Bayes se obtiene:

$$h(X | tc) = \frac{h(X | t = 95, tc) \cdot \text{prob}(t = 95 | tc)}{\text{prob}(t = 95 | X, tc)} \quad [5a]$$

$$h(X | tc) = \frac{h(X | t = 02, tc) \cdot \text{prob}(t = 02 | tc)}{\text{prob}(t = 02 | X, tc)} \quad [5b]$$

de donde se deduce que la densidad contrafactual en [4] se puede re-escribir como:

$$g(w | tc)_{02}^{95} = \int \theta f(w | X, t = 95, tc) h(X | t = 95, tc) dX \quad [6]$$

con

$$\theta = \frac{\text{prob}(t = 95 | tc) \text{prob}(t = 02 | X, tc)}{\text{prob}(t = 02 | tc) \text{prob}(t = 95 | X, tc)} \quad [7]$$

donde, para el tipo de contrato tc,  $\text{prob}(t = 95 | tc)$ ,  $\text{prob}(t = 02 | tc)$ ,  $\text{prob}(t = 95 | X, tc)$  y  $\text{prob}(t = 02 | X, tc)$  denotan respectivamente las probabilidades incondicionales y condicionales de pertenecer a la muestra de 1995 y 2002.

La expresión de la densidad contrafactual en [6] es idéntica a la de la densidad observada para el año 1995 en [3a] salvo en lo que respecta a  $\theta$ . Por tanto, una estimación de la densidad contrafactual se puede obtener a partir de la estimación kernel de la densidad utilizando la información de la muestra de trabajadores de 1995 y aplicando los pesos adecuados a cada uno de ellos, dado que de esa

forma se reproduce la distribución de características existente en 2002. Para la obtención de  $\theta$ , precisamos de una estimación de las probabilidades incondicionales y condicionales en [7]<sup>10</sup>. Mientras que las primeras se pueden obtener fácilmente a través de la proporción de trabajadores en cada uno de los años en la muestra conjunta resultado de agrupar las observaciones correspondientes a cada año, la estimación de las probabilidades condicionadas precisa del ajuste de un modelo probabilístico que utiliza como regresores el conjunto de características en  $X$ . En nuestro caso se ha utilizado un modelo probit,  $prob(t = 95 | tc) = \Phi(X)$ , donde  $\Phi$  denota la función de distribución acumulada de la normal estándar. Los pesos obtenidos mediante este procedimiento se normalizan de forma que su suma sea la unidad.

Por último, cabe indicar que siguiendo el procedimiento descrito nos será posible estimar las densidades contrafactuales para el año 2002 tanto para trabajadores indefinidos como temporales. La densidad contrafactual bajo el supuesto de estabilidad en la estructura salarial para el conjunto de trabajadores en 2002 la obtendremos a partir de la suma ponderada de esas dos densidades, utilizando para ello la proporción de trabajadores fijos y temporales en ese año.

### 3.2. Resultados

Como se ha indicado anteriormente, el primer paso para la obtención de las densidades contrafactuales consiste en la obtención del parámetro de ponderación  $\theta$ , definido en [7]. Para la estimación de las probabilidades condicionadas se ha empleado un modelo probit donde la probabilidad de pertenecer a la muestra de 1995 o 2002 viene determinada tanto por las características del trabajador como del puesto de trabajo y de la empresa donde está empleado<sup>11</sup>.

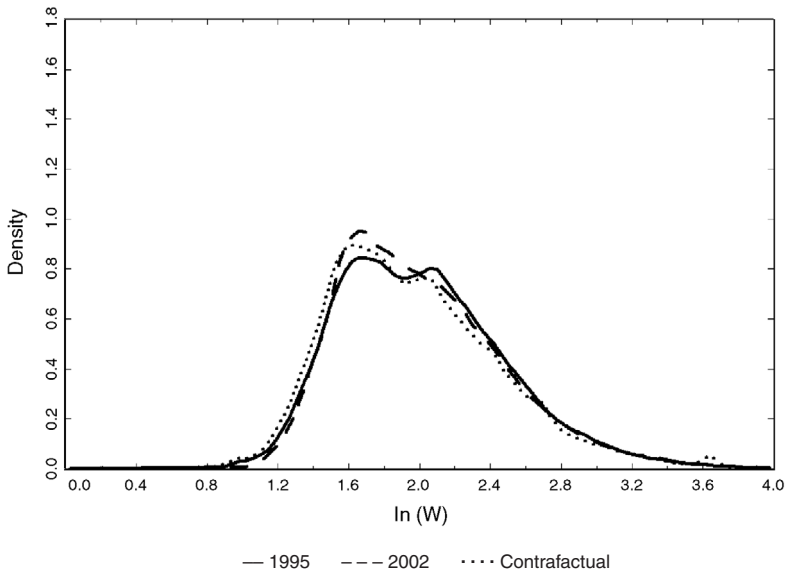
El gráfico 7 muestra la función de densidad contrafactual en [4] junto a las funciones de densidad observadas para 1995 y 2002, para los trabajadores con contrato indefinido. El gráfico 8 muestra esas mismas densidades para los trabajadores con contrato temporal. En ambos casos se evidencia cómo las diferencias en la distribución salarial de 1995 y 2002 vendrían explicadas, en gran medida, por cambios en la estructura salarial durante ese periodo. Centrándonos primero en el colectivo indefinido, podemos afirmar que el cambio en la forma externa de la distribución que observábamos entre 1995 y 2002 estuvo causado por la modificación de la estructura salarial. Se aprecia cómo, al valorar las características de los

(10) En su ejercicio empírico Butcher y DiNardo (2002) asumen que las probabilidades incondicionales serán iguales en ambos años por lo que  $\theta = prob(t = 02 | X, tc) | prob(t = 95 | X, tc)$ . En nuestro caso, para ambos tipos de contratos las probabilidades incondicionales de cada año no difieren sustancialmente por lo que los resultados que se obtienen al incorporar ese supuesto son esencialmente los mismos que los que se presentan en el resto del trabajo.

(11) Las variables incluidas en el modelo probabilístico son las que aparecen en el cuadro 2. Los resultados de la estimación de los coeficientes de dicho modelo se encuentran a disposición del lector interesado. No se reproducen aquí por constituir simplemente un instrumento para el cálculo de los pesos que permiten estimar la densidad contrafactual, careciendo en sí mismos de interpretación económica inmediata. Véase DiNardo *et al.* (1996) y Butcher y DiNardo (2002) para un mayor detalle sobre esta cuestión.

trabajadores de 2002 con la estructura salarial imperante en 1995, la distribución salarial resultante difiere de la existente en 2002. Por el contrario, el grado de solapamiento entre la densidad contrafactual y la correspondiente a la distribución observada en 1995 es muy elevado, lo que descarta que fuesen cambios en las características los que causasen los mayores cambios en la distribución salarial. En particular, la densidad contrafactual muestra los indicios de bimodalidad que caracterizaba a la distribución salarial de 1995 y que desaparecieron en 2002. Ese cambio en la forma de la distribución salarial de los trabajadores indefinidos habría sido entonces en gran parte causado por un cambio en la estructura retributiva de los trabajadores con ese tipo de contrato.

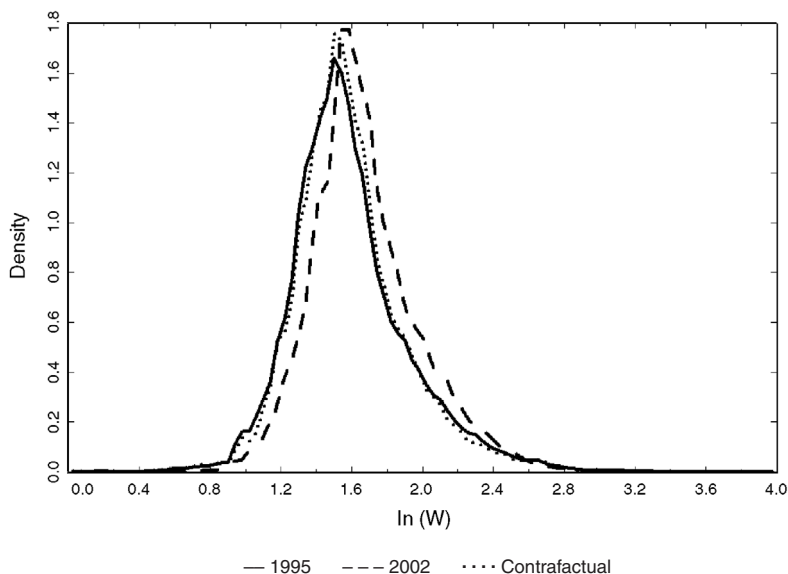
Gráfico 7: DISTRIBUCIÓN CONTRAFACtual PARA TRABAJADORES INDEFINIDOS  
(TODAS LAS CARACTERÍSTICAS)



Fuente: Elaboración propia.

La capacidad explicativa de los cambios en la estructura retributiva no es menos significativa para el colectivo temporal. Como muestra el gráfico 8, la variación de la estructura salarial a lo largo del periodo explica prácticamente la totalidad de los cambios en la evolución de los salarios para los trabajadores temporales entre 1995 y 2002. De nuevo en este caso, el impacto es de tal magnitud que la densidad de la distribución contrafactual casi se superpone a la densidad de 1995.

Gráfico 8: DISTRIBUCIÓN CONTRAFACtual PARA TRABAJADORES TEMPORALES  
(TODAS LAS CARACTERÍSTICAS)

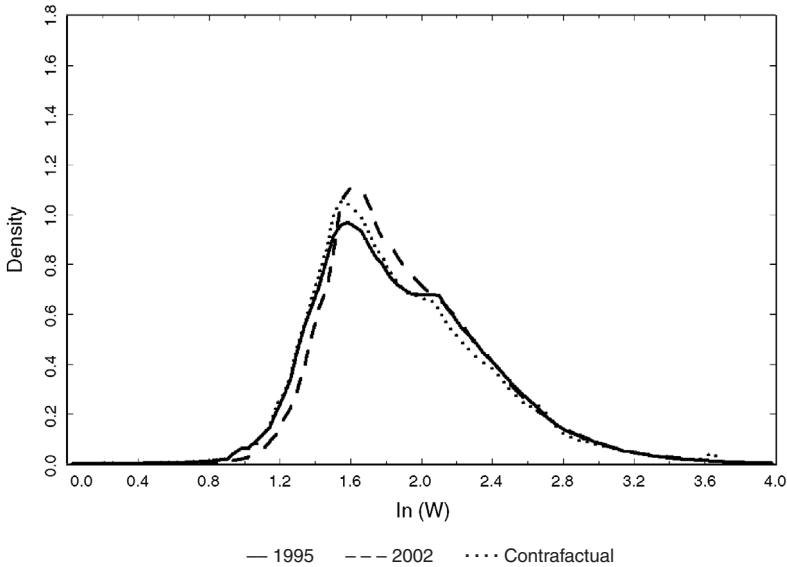


Fuente: Elaboración propia.

La agregación ponderada de las densidades contrafactuals para trabajadores indefinidos y temporales nos permite valorar el impacto de la evolución de la estructura retributiva sobre el cambio en la distribución salarial del conjunto de trabajadores entre 1995 y 2002. El gráfico 9 muestra, junto a la densidad de las distribuciones observadas en 1995 y 2002, esa densidad contrafactual. En ella quedan patentes dos aspectos importantes. En primer lugar, cómo la incidencia de la evolución de la estructura salarial determina una parte muy importante de la evolución de los salarios entre 1995 y 2002. Es significativo el grado de disimilitud entre la distribución salarial contrafactual y la distribución salarial en 2002, mientras que la semejanza con la distribución de 1995 es indudable. En segundo lugar, y a partir de la evidencia derivada de los gráficos 7 y 8, cómo la parte de la evolución retributiva no explicada por los cambios en la estructura salarial parece estar asociada con ese déficit en el caso de los trabajadores indefinidos.

Sin embargo, y a pesar del predominio de la estructura salarial como causa explicativa de la evolución salarial para cada uno de los colectivos, indefinido y temporal, aún resta una diferencia interesante por justificar entre la densidad del año 1995 y la densidad de 2002. Por ejemplo, existe para el caso de los trabajadores indefinidos una discrepancia no desdeñable, localizada en la parte central de la distribución, que no vendría explicada por cambios en la estructura salarial. Por tanto, cabe plantear que su origen se encuentre en variaciones en las característi-

Gráfico 9: DISTRIBUCIÓN CONTRAFACTUAL PARA TODOS LOS TRABAJADORES  
(TODAS LAS CARACTERÍSTICAS)



Fuente: Elaboración propia.

cas entre 1995 y 2002. Análogamente, deberemos examinar la distribución de las características del colectivo temporal para determinar las causas del aumento en la concentración de la probabilidad de la distribución 2002, que no parece deberse a la variación en la estructura salarial.

#### 4. NEGOCIACIÓN COLECTIVA, ANTIGÜEDAD Y DISTRIBUCIÓN DE SALARIOS

##### 4.1. Metodología

En el apartado anterior se ha mostrado cómo gran parte del cambio en la distribución salarial entre 1995 y 2002 es atribuible a cambios en la estructura salarial, tanto por lo que respecta a los trabajadores indefinidos como a los temporales. No obstante, una parte no desdeñable del cambio asociado a la modificación de la forma de la distribución no parece ser explicada por la modificación de la estructura retributiva, por lo que cabría asignarlo a alteraciones en la distribución de las características de los trabajadores. De hecho, el análisis de la distribución salarial por tipo de contrato realizado en el apartado anterior permite afirmar que dicha circunstancia se produjo tanto en el caso de los trabajadores indefinidos como de los temporales.

De entre las características disponibles en la muestra de trabajadores de la EES, y a partir de lo discutido en el apartado 2, planteamos que tanto el cambio

en el tipo de convenio, para ambos colectivos de trabajadores, como el cambio en los años de antigüedad, especialmente para los trabajadores indefinidos, podrían haber tenido un impacto importante en la modificación de la distribución salarial en el periodo analizado<sup>12</sup>. El análisis descriptivo realizado en la sección 2 (véase cuadro 2) revela un descenso muy pronunciado (alrededor de un 50%) en el número de trabajadores indefinidos y temporales sujetos a convenio de empresa, así como una sustancial caída en los años medios de antigüedad que, por sus propias características, debería haber tenido una notable repercusión en los trabajadores indefinidos (13,8 años en 1995 frente a 10,3 en 2002). Si a esta evidencia unimos el hecho de mayores niveles salariales asociados a los convenios de empresa y a la existencia de una prima salarial de antigüedad<sup>13</sup>, podemos formular la hipótesis de que los cambios en ambos factores podrían haber contribuido, junto a los cambios en la estructura retributiva, a explicar la variación en la distribución salarial observada para la economía española entre 1995 y 2002.

Podemos contrastar la citada hipótesis aplicando la estrategia sugerida en Butcher y DiNardo (2002). Se trata simplemente de comparar las densidades contrafactuales incluyendo y excluyendo esas variables en el cálculo de los pesos utilizados para reponderar a los trabajadores de la muestra de 1995 para que se parezcan a los de 2002. Al incluir esas variables como se ha hecho para obtener la densidad contrafactual del apartado 3, estamos reproduciendo la distribución de todas las características en 2002, mientras que al excluirlas estaríamos reproduciendo todas las características en 2002 salvo las de esas variables, que las mantendríamos estables a sus valores de 1995. Es decir, en este último caso la densidad contrafactual se obtendría manteniendo en los niveles de 1995 tanto la estructura salarial como el nivel de antigüedad y el tipo de convenio colectivo. Por tanto, la diferencia entre una y otra densidades contrafactuales será atribuible a cambios en la distribución de la antigüedad y del tipo de contrato entre 1995 y 2002.

#### 4.2. Resultados

Los gráficos 10 y 11 muestran, para los trabajadores indefinidos y temporales respectivamente, la densidad contrafactual obtenida al mantener la estructura salarial y la composición por tipo de convenio colectivo existente en 1995. Com-

---

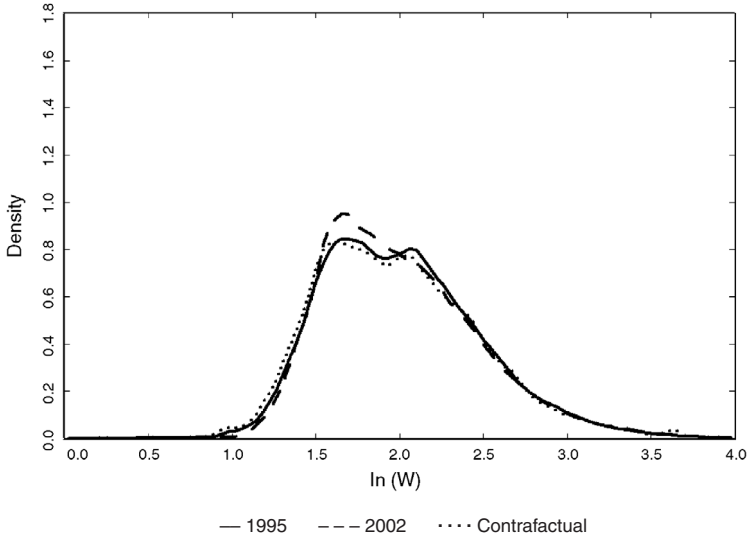
(12) Siguiendo la sugerencia de dos evaluadores anónimos se ha analizado también el impacto del cambio en el nivel educativo y en la participación femenina. Los resultados, en línea con los obtenidos en Izquierdo y Lacuesta (2006) revelaron que ninguno de ellos se tradujo en una variación apreciable de la distribución salarial de trabajadores fijos y temporales ni, en consecuencia, de la del conjunto de la población asalariada. Estos resultados no se reproducen por razones de espacio pero se encuentran a disposición del lector interesado.

(13) En euros de 2002, el salario bruto medio de los trabajadores cubiertos por convenio colectivo de empresa en 1995 era de 9,92 /hora, mientras que para los cubiertos por los otros tipos de convenio era de 7,00 /hora. En 2002 la relación era de 10,81 /hora para los de empresa frente a 7,38 /hora para los restantes. Respecto a la antigüedad, el salario bruto medio por hora pasaba de 5,18 /hora, para aquellos individuos con menos de un año de permanencia en la empresa, a 5,95 /hora, si la antigüedad era inferior a cinco años, y a 9,24 /hora si ésta era de diez o más años. En 2002 el salario fue de 5,73 /hora, 6,45 /hora y 10,21 /hora, para esos mismos tres niveles de antigüedad.

---

Gráfico 10: DISTRIBUCIÓN CONTRAFACTUAL PARA TRABAJADORES INDEFINIDOS  
(EXCLUYENDO EL TIPO DE CONVENIO COLECTIVO)

---

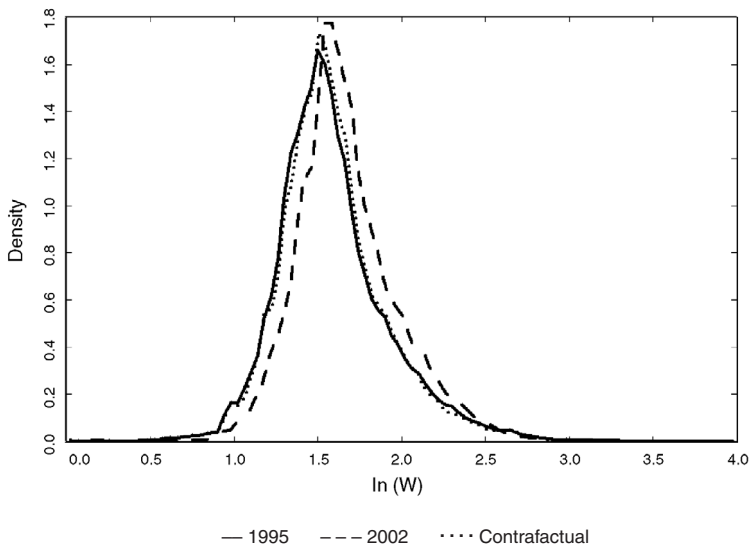


Fuente: Elaboración propia.

---

Gráfico 11: DISTRIBUCIÓN CONTRAFACTUAL PARA TRABAJADORES TEMPORALES  
(EXCLUYENDO EL TIPO DE CONVENIO COLECTIVO)

---

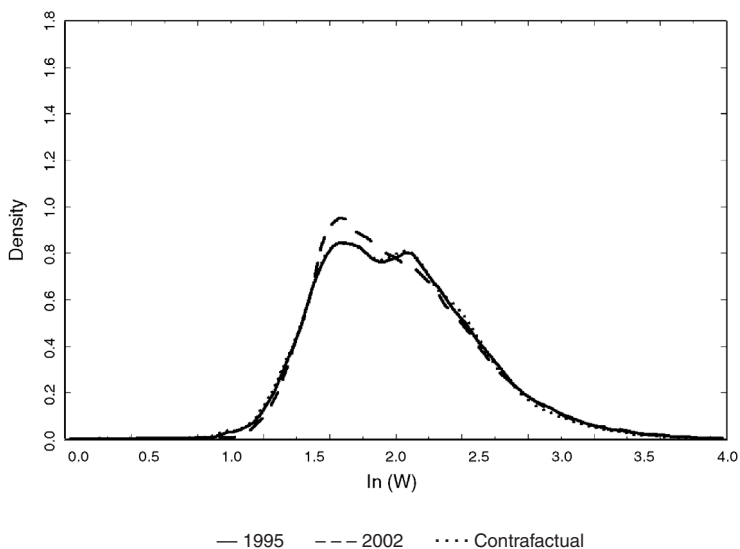


Fuente: Elaboración propia.

parando esta densidad contrafactual con la derivada de mantener constante únicamente la estructura salarial (gráficos 7 y 8), podemos concluir que realmente la variación sufrida por la distribución del tipo de convenio entre 1995 y 2002, explica casi la totalidad del cambio en la distribución salarial que no fue debido al cambio en la estructura salarial.

Para determinar la contribución de la antigüedad, y dado que los datos revelan una estrecha relación con el tipo de convenio colectivo<sup>14</sup>, se ha calculado una densidad contrafactual en la que se han mantenido en los niveles de 1995 tanto la estructura salarial como la distribución del tipo de convenio y la antigüedad. Es decir, únicamente se ha reproducido la distribución del resto de características en 2002. Los resultados se presentan en el gráfico 12, para el colectivo indefinido, y en el gráfico 13, para el colectivo temporal. De ellas se desprende que si se hubiese mantenido estable la estructura salarial y la distribución del tipo de convenio y de la antigüedad, no se habrían observado cambios en la distribución salarial para ninguno de los dos colectivos. En consecuencia, podemos concluir que son tanto

Gráfico 12: DISTRIBUCIÓN CONTRAFACTUAL PARA TRABAJADORES INDEFINIDOS (EXCLUYENDO EL TIPO DE CONVENIO COLECTIVO Y LA ANTIGÜEDAD)

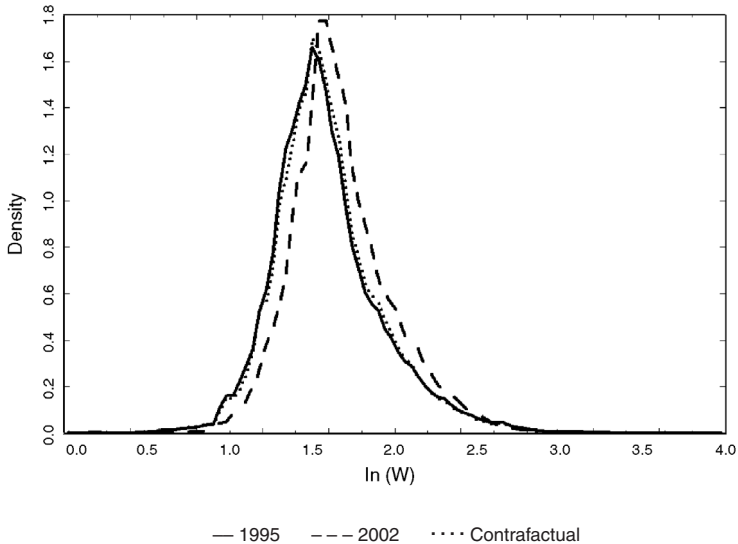


Fuente: Elaboración propia.

(14) Se constata, tanto para el año 1995 como para el 2002, cómo la antigüedad media en los trabajadores afectados por convenio colectivo de empresa es mucho mayor que la de los trabajadores sujetos a convenios colectivos de ámbito superior (algo más de 14 años para los convenios colectivos en la empresa en 1995 y 2002 frente a 9,38 años y 7,05 años respectivamente para los otros tipos de convenio).



Gráfico 13: DISTRIBUCIÓN CONTRAFACTUAL PARA TRABAJADORES TEMPORALES  
(EXCLUYENDO EL TIPO DE CONVENIO COLECTIVO Y LA ANTIGÜEDAD)



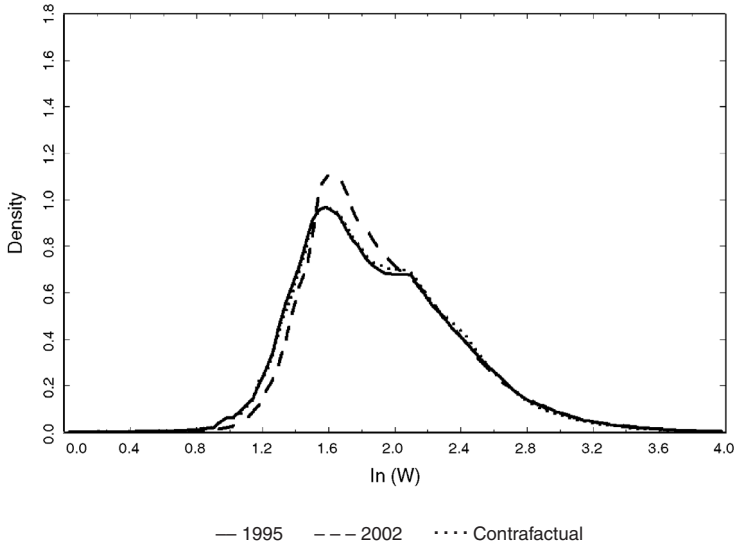
Fuente: Elaboración propia.

los cambios en la estructura salarial como los cambios en estas dos variables los causantes de la modificación de la distribución salarial entre 1995 y 2002. Esta afirmación, evidentemente, se refleja en la distribución salarial global para el conjunto de trabajadores, como muestra el gráfico 14.

## 5. ALGUNAS MEDIDAS CUANTITATIVAS

Hasta este punto, todos los resultados proporcionados se han basado en los gráficos de las funciones de densidad estimadas, reales y contrafactuals. En este último apartado, por el contrario y a modo de complemento, proporcionamos algunas medidas que sintetizan la información contenida en las funciones de densidad y el grado de discrepancia entre ellas. En concreto, hemos calculado medidas de posición (media y percentiles) y de dispersión (desviación estándar, índice de Gini, y diferencia del logaritmo del salario para los percentiles seleccionados) de las distribuciones salariales. Además, dado que éstas medidas habituales proporcionan escasa información acerca de la forma de la distribución, hemos calculado la medida  $J$  de Kullback y Leibler (1951) que nos permite sintetizar el grado de discrepancia entre dos distribuciones de interés. Todas estas medidas se han obtenido a partir de la estimación de las diversas funciones de densidad reales y contrafactuals discutidas en los apartados anteriores.

Gráfico 14: DISTRIBUCIÓN CONTRAFACUTAL PARA TODOS LOS TRABAJADORES (EXCLUYENDO EL TIPO DE CONVENIO COLECTIVO Y LA ANTIGÜEDAD)



Fuente: Elaboración propia.

En concreto, el p-ésimo percentil de la densidad estimada para los salarios de un año t,  $w_p$  es tal que:

$$\int_0^{w_p} \hat{g}_t(w) dw = p / 100 \quad [8]$$

dado que  $w \geq 0$ . Y el diferencial salarial entre, por ejemplo, el percentil 90 y el 10 es por tanto  $D10-90 = w_{.9} - w_{.1}$ . Por su parte, definiendo  $W = \exp(w)$  y denotando la densidad de su distribución como  $\hat{g}_t(W) = \hat{g}_t(w) / W$ , el salario medio se puede estimar como:

$$\bar{W}_t = \int_0^{\infty} W \hat{g}_t(W) dW \quad [9]$$

mientras que la varianza:

$$\hat{\sigma}_t^2 = \int_0^{\infty} (W - \bar{W}_t)^2 \hat{g}_t(W) dW \quad [10]$$

Por su parte, el índice de Gini se calcula a través de la estimación de la densidad de los salarios en t como:

$$Gini_t = 1 - 2 \int_0^{\infty} \hat{F}_1(W) \hat{g}_t(W) dW \quad [11]$$

donde

$$\hat{F}_1(W) = \int_0^W \xi \hat{g}_1(\xi) d\xi / \int_0^\infty W \hat{g}_1(W) dW \quad [12]$$

es el porcentaje de salario acumulado (valor en la ordenada de la curva de Lorenz).

Finalmente, la medida estadística de la discrepancia entre dos densidades estimadas,  $\hat{g}_1(w) = \hat{g}_2(w)$  se obtiene como<sup>15</sup>:

$$J_{12}(w) = \int_0^\infty [\hat{g}_1(w) - \hat{g}_2(w)] \ln \frac{\hat{g}_1(w)}{\hat{g}_2(w)} dw \quad [13]$$

de donde se aprecia que valores próximos a 0 corresponderán a distribuciones similares, mientras que a mayor discrepancia se obtendrán valores más elevados.

Los resultados obtenidos se muestran en el cuadro 3, para trabajadores indefinidos y temporales y para la muestra conjunta. En las dos primeras columnas de resultados se recogen los referidos a las distribuciones de los salarios observados en 1995 y 2002, mientras que los restantes se refieren a las contrafactuales para 2002 manteniendo invariante la estructura salarial de 1995, manteniendo invariante la estructura salarial y el tipo de convenio y, finalmente, la estructura salarial, el tipo de convenio y la antigüedad<sup>16</sup>. Como ya se derivó del análisis descriptivo realizado en los apartados iniciales, las medidas de posición y dispersión revelan la estabilidad en la distribución salarial observada de los trabajadores indefinidos y un desplazamiento hacia niveles salariales más elevados junto a una ligera disminución en la dispersión para los temporales. Para estos últimos se aprecia cómo la variación en la estructura salarial parece estar en el origen del desplazamiento de la distribución, especialmente para los niveles inferiores a la mediana, aunque no sucede lo mismo en el caso de la disminución en la dispersión ya que valores más próximos a los existentes en 1995 para la desviación estándar y el índice de Gini se alcanzan cuando se considera simultáneamente el efecto del cambio en la estructura y en el tipo de convenio y la antigüedad.

Los valores obtenidos para la medida de discrepancia J corroboran estos comentarios. Así, destaca en primer lugar el mayor valor obtenido para el caso de las distribuciones salariales en 1995 y 2002 para los trabajadores temporales ( $J=0,285$ ), en comparación con el resultante para las de los indefinidos ( $J=0,022$ ). Y, en segundo lugar, el papel del cambio en la estructura salarial en ambos casos, aunque con un peso notablemente más elevado para los trabajadores temporales, mientras que para los indefinidos se confirma el importante papel del cambio en

(15) Para un mayor detalle sobre todas estas medidas véase DiNardo *et al.* (1996).

(16) Se debe tener presente que las medidas de posición y dispersión para las distribuciones observadas en el cuadro 3 difieren ligeramente de las recogidas en el cuadro 2 dado que mientras en la primera son calculadas a través de las funciones de densidad estimadas, en el caso de la segunda lo son directamente a través de los valores del salario de los individuos en la muestra.

Cuadro 3: MEDIDAS DE LAS DISTRIBUCIONES OBSERVADAS Y CONTRAFACUALES

	Observadas		Contrafactuales		
	1995	2002	Total	Convenio	Convenio y Antigüedad
<b>Trabajadores indefinidos</b>					
Medidas de posición					
Media	8,489	8,445	8,211	8,353	8,274
Percentiles					
10%	4,282	4,389	4,115	4,136	4,227
25%	5,238	5,243	4,996	5,068	5,185
50%	7,144	6,968	6,723	6,963	7,064
75%	10,024	9,871	9,621	9,939	9,870
90%	14,026	13,968	13,748	13,878	13,470
Medidas de dispersión					
Desviación Estándar	5,018	5,035	5,164	5,104	4,699
Índice Gini	0,279	0,277	0,289	0,286	0,271
D10-90	1,186	1,158	1,206	1,211	1,159
D10-50	0,512	0,462	0,491	0,521	0,513
D50-90	0,675	0,696	0,715	0,690	0,646
D25-75	0,649	0,633	0,655	0,674	0,644
J de Kullback-Leibler <sup>1</sup>	–	0,022	0,018	0,009	0,003
<b>Trabajadores temporales</b>					
Medidas de posición					
Media	5,219	5,621	5,165	5,173	5,209
Percentiles					
10%	3,406	3,770	3,446	3,412	3,429
25%	3,950	4,386	4,005	3,991	3,999
50%	4,661	5,099	4,688	4,690	4,708
75%	5,727	6,256	5,659	5,688	5,750
90%	7,569	8,074	7,296	7,374	7,472
Medidas de dispersión					
Desviación Estándar	2,277	2,067	2,074	2,091	2,134
Índice Gini	0,193	0,175	0,180	0,183	0,185
D10-90	0,799	0,762	0,750	0,771	0,779
D10-50	0,314	0,302	0,308	0,318	0,317
D50-90	0,485	0,460	0,442	0,452	0,462
D25-75	0,372	0,355	0,346	0,354	0,363
J de Kullback-Leibler <sup>1</sup>	–	0,285	0,009	0,006	0,004

Cuadro 3: MEDIDAS DE LAS DISTRIBUCIONES OBSERVADAS Y CONTRAFACUALES (continuación)

	Observadas		Contrafactuales		
	1995	2002	Total	Convenio	Convenio y Antigüedad
<b>Todos los trabajadores</b>					
Medidas de posición					
Media	7,658	7,782	7,498	7,608	7,556
Percentiles					
10%	3,891	4,173	3,858	3,855	3,902
25%	4,697	4,926	4,619	4,646	4,716
50%	6,235	6,329	5,994	6,144	6,253
75%	9,039	9,016	8,698	8,983	8,984
90%	12,838	12,790	12,598	12,784	12,496
Medidas de dispersión					
Desviación Estándar	4,701	4,669	4,806	4,774	4,434
Índice Gini	0,285	0,272	0,288	0,288	0,276
D10-90	1,194	1,120	1,183	1,199	1,164
D10-50	0,472	0,417	0,441	0,466	0,471
D50-90	0,722	0,704	0,743	0,733	0,692
D25-75	0,655	0,604	0,633	0,659	0,645
J de Kullback-Leibler <sup>1</sup>	–	0,048	0,009	0,003	0,002

1. La medida de discrepancia J compara la distribución analizada con la observada en 1995. Todas las medidas de posición y dispersión corresponden al salario hora, salvo la diferencia entre percentiles que se basa en su logaritmo.

Fuente: Elaboración propia.

el tipo de convenio y la antigüedad. En cualquier caso, tanto para uno como para otro grupo de trabajadores y, por agregación para el conjunto de ellos, el reducido valor de la medida J confirma la evidencia obtenida a través del análisis gráfico en los apartados anteriores, en el sentido de que fueron los cambios en la estructura salarial y en las citadas características los responsables de la evolución de la distribución salarial en España entre 1995 y 2002.

## 6. CONCLUSIONES

La distribución salarial en España experimentó cambios interesantes entre 1995 y 2002. Los más destacados fueron un desplazamiento hacia la derecha (mayores salarios) únicamente para los niveles salariales más bajos y una sustancial modificación de su forma en el rango de salarios intermedios. El análisis realiza-

do en este trabajo muestra cómo esos cambios fueron debidos a, por una parte, la mejora salarial homogénea para los trabajadores con contrato temporal (situados principalmente en la cola izquierda de la distribución) y, por otra, a la disminución salarial de los trabajadores indefinidos con salarios intermedios. Estos resultados confirman la asociación entre tipo de contrato y segmentación en el mercado de trabajo español, y avalan nuestra propuesta de distinguir entre trabajadores indefinidos y temporales para poder entender los mecanismos que han motivado la evolución de los salarios en España.

El análisis de las causas de los cambios en la distribución salarial sugiere que el mayor protagonismo lo tuvo la modificación de la estructura retributiva tanto de trabajadores fijos como de los temporales. La alteración en los patrones retributivos de las características de los trabajadores indefinidos con niveles salariales intermedios produjo una disminución sustancial en el salario para muchos de los trabajadores con ese tipo de contrato. Esta reducción del salario para ese colectivo es coherente con los resultados obtenidos en Ferreiro y Serrano (2001), quienes señalan que las reformas laborales de 1994 y 1997, cuyos efectos están presentes en el periodo analizado, tuvieron como consecuencia directa una situación de pérdida del poder negociador de los trabajadores indefinidos, consecuencias reforzadas con la aprobación de la reforma laboral de 2001 que profundizó en estas medidas<sup>17</sup>. Por su parte, los resultados sugieren que las mejoras salariales experimentadas por los trabajadores temporales se debieron también en gran medida a la variación en la estructura retributiva. De esta forma, podemos concluir que si tanto la estructura salarial de los trabajadores indefinidos como la de los temporales hubiesen permanecido estables en sus niveles de 1995, la distribución salarial global de 2002 hubiera sufrido únicamente cambios menores respecto a la observada en 1995. Paralelamente, del análisis efectuado, se desprende una significativa reducción del gap salarial entre el colectivo indefinido y temporal, que en la actualidad podría ser más intensa, en caso de confirmarse la tendencia manifestada entre 1995 y 2002.

A pesar del mayor protagonismo de los cambios en la estructura salarial, hemos mostrado cómo las modificaciones asociadas al tipo de convenio colectivo y a la antigüedad también tuvieron cierta repercusión en la distribución salarial. Así, los resultados muestran de forma contundente que si se hubiese mantenido estable la estructura salarial y la distribución de esas características, no se hubiese apreciado ninguna modificación relevante en la distribución salarial, ni por lo que respecta a su posición ni a su forma. A este respecto cabe indicar que los resultados obtenidos sugieren que los efectos asociados a los cambios en el tipo de convenio colectivo y en la antigüedad fueron más intensos para el colectivo con contrato indefinido. Esta evidencia confirmaría no sólo la importancia de la estructura de la negociación colectiva como elemento esencial en la configuración de los salarios en España, aspecto ampliamente analizado en la literatura, sino que además avalaría la hipótesis

---

(17) En Ferreiro *et al.* (2004) se apunta como posible consecuencia de la reforma laboral de 2001 (RDL 5/2001, de 2 de marzo) la reducción del gap salarial por tipo de contrato. Esta tendencia sería consecuencia de la merma del poder negociador del colectivo indefinido, y la disminución de sus costes de rotación, así como por introducción de indemnizaciones por finalización de los contratos temporales.

apuntada en Arranz y García-Serrano (2007), quienes prevén que el aumento de la inestabilidad en el empleo, reflejado en una menor antigüedad en la empresa, incide negativamente sobre los incrementos salariales, principalmente por la disminución de los incentivos a la inversión en la formación de los trabajadores.

El tipo de ejercicio realizado no permite discernir qué características experimentaron una mayor variación en su rendimiento entre 1995 y 2002. El análisis en Izquierdo y Lacuesta (2006) aporta alguna evidencia en este sentido, apuntando a la disminución en el rendimiento a la educación como factor determinante. No obstante, creemos que al analizar únicamente el impacto de la variación en el rendimiento sobre la dispersión de la distribución y al no distinguir entre trabajadores indefinidos y temporales, el citado trabajo podría estar obteniendo resultados parciales. En este sentido, pensamos que profundizar en el análisis realizado en Motellón y López-Bazo (2006), al considerar el efecto de las diferencias en rendimientos tanto para trabajadores indefinidos como para temporales en el conjunto de la distribución salarial, podría resultar esclarecedor. Finalmente, el impacto sobre la evolución de la distribución salarial de los trabajadores inmigrantes debería ser también objeto de análisis futuros cuando la aparición de futuras olas de la EES permita disponer de la información necesaria para ese tipo de estudio. En cualquier caso, la evidencia disponible hasta el momento apunta a que no se ha producido un efecto negativo significativo de la inmigración sobre el salario de los nativos [Carrasco *et al.* (2007)] y que las diferencias salariales entre inmigrantes (legales) y nativos están básicamente relacionadas con diferencias en las características observadas [Simón *et al.* (2008)].

## ANEXO

### *Detalle de las variables construidas*

La educación, definida como años de permanencia en el sistema educativo formal, fue obtenida a partir de asignarle a las titulaciones de los individuos los años medios que conlleva su obtención. La correspondencia entre nivel educativo y su duración acumulada en años se asignó como sigue:

	Número de años
Estudios primarios incompletos	2,5
Estudios primarios	5
Secundarios, 1 <sup>er</sup> nivel	8
FP I	10
Secundarios, 2 <sup>o</sup> nivel	12
FP II	13
Diplomados	15
Licenciados	17
Doctorados	19

Fuente: Elaboración propia.

La experiencia total, medida en años, informa del tiempo que potencialmente lleva el individuo inserto en el mercado de trabajo, calculándose a partir de la expresión:

$$\text{Experiencia total} = \text{edad} - 6 - \text{años de educación} \quad [\text{A.1}]$$

El resultado de la aplicación de la expresión [A.1] es corregido, cuando sea necesario, por la restricción establecida por el ordenamiento jurídico vigente en cada momento que establece la edad mínima legal para trabajar.

Por último, el salario hora se obtiene como:

$$\text{salario hora} = \frac{\text{salario base de octubre} + \text{complementos salariales de octubre}}{\text{jornada semanal} * 4,429} \quad [\text{A.2}]$$



#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abadie, A. (1997): “Changes in Spanish Labor Income Structure during the 1980’s: A Quantile Regression Approach”, *Investigaciones Económicas*, vol. XXI, págs. 253-272.
- Arranz, J.M. y García-Serrano, C. (2007): “¿Qué ha sucedido con la estabilidad del empleo en España entre 1987 y 2003?”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. XV, págs. 65-98.
- Bentolila, S. y Dolado, J. (1994): “Labour Flexibility and Wages: Lessons from Spain”, *Economic Policy*, vol. 18, págs. 54-99.
- Blinder, A. S. (1973): “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *The Journal of Human Resources*, vol. 8, págs. 436-455.
- Butcher, K. y DiNardo, J. (2002): “The Immigrant and Native-Born Wage Distributions: Evidence from United States Censuses”, *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 56, págs. 97-121.
- Card, D. y De La Rica, S. (2006): “Firm-level Contracting and the Structure of Wages in Spain”, *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 59, págs. 573-592.
- Carrasco, R., Jimeno J.F. y Ortega C. (2008): “The effect of immigration on the labor market performance of native-born workers: some evidence for Spain”, *Journal of Population Economics*, vol. 21, págs. 627-648.
- Davia, M.A. y Hernanz, V. (2004): “Temporary Employment and Segmentation in the Spanish Labour Market: An Empirical Analysis through the Study of Wage Differentials”, *Spanish Economic Review*, vol. 6, págs. 291-318.
- De la Rica, S. (2004): “Wage Gaps Between Workers with Indefinite and Fixed-term Contracts: The impact of Firm and Occupational Segregation”, *Moneda y Crédito*, n.º 219, págs. 43-69.
- DiNardo, J., Fortin, N.M. y Lemieux, T. (1996): “Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A semiparametric Approach”, *Econometrica*, vol. 64, págs. 1001-1044.



- Dolado, J., García-Serrano, C. y Jimeno, J.F. (2002): “Drawing lessons from the boom of temporary jobs in Spain”, *The Economic Journal*, vol. 112, págs. 270-295.
- Ferreiro, J., Bea, E., Gómez M.C. e Intxausti, M.A. (2004): “Teoría Insider-Outsider y temporalidad en el mercado de trabajo español”, *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, n.º 51, págs. 31-53.
- Ferreiro, J. y Serrano, F. (2001): “The Spanish Labour Market: Reforms and Consequences”, *International Review of Applied Economics*, vol. 15, págs. 31-53.
- Hernanz, V. (2003): *El trabajo temporal y la segmentación. Un estudio de las transiciones laborales*. Colección Estudios n.º 147, Consejo Económico y Social, Madrid.
- Huguet, A. (1999): *Segmentación del mercado de trabajo español*. Colección Estudios n.º 76, Consejo Económico y Social, Madrid.
- Izquierdo, M. y Lacuesta, A. (2006): “Wage Inequality in Spain: Recent Developments”, Documento de trabajo n.º 0615, Banco de España.
- Jimeno, J.F.; Izquierdo, M. y Hernanz, V. (2001): “La desigualdad salarial en España: descomposición y variación por niveles de salario”, *Papeles de Economía Española*, n.º 88, págs. 113-125.
- Jimeno, J.F. y Toharia, L. (1993): “The Effects of Fixed-term Employment on Wages: Theory and Evidence from Spain”, *Investigaciones Económicas*, vol. XVII, págs. 475-494.
- Kullback, S. y Leibler, R. (1951): “On Information and Sufficiency”, *Annals of Mathematical Statistics*, vol. 22, págs. 79-86.
- Motellón, E. y López-Bazo, E. (2006): “Discriminación salarial por tipo de contrato. Efectos en el conjunto de la distribución”, IX Encuentro de Economía Aplicada, Jaén.
- Oaxaca, R. (1973): “Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets”, *International Economic Review*, vol. 14, págs. 693-709.
- Palacio, J.I. y Simón, H. (2004): “Dispersión salarial entre establecimientos y desigualdad salarial en España”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. XII, n.º 36, págs. 47-81.
- Pérez, S. e Hidalgo, A. (2000): *Los salarios en España*. Madrid: Fundación Argentaria-Visor.
- Sheater, S.J. y Jones, M.C. (1991): “A Reliable Data-Based Bandwidth Selection Method for Kernel Density Estimation”, *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 53, págs. 683-690.
- Silverman, B.W. (1986): *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London: Ed. Chapman & Hall.
- Simón, H., Sanromá, E. y Ramos, R. (2008): “Labour Segregation and Immigrant and Native-Born Wage Distributions in Spain: an Analysis using Matched Employer-Employee Data”, *Spanish Economic Review*, vol. 10, págs. 135-168.
- Toharia, L. (dir.) (2005): *El problema de la temporalidad en España: Un diagnóstico*. Colección de Economía y Sociología del Trabajo. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Madrid.

Toharia, L. y Malo, M. (2000): “The Spanish Experiment: Pros and Cons of Flexibility at the Margin”, en G. Esping Andersen y M. Regini (eds): *Why Deregulate Labour Markets?*, Oxford University Press.

*Fecha de recepción del original: mayo, 2007*

*Versión final: agosto, 2008*

#### ABSTRACT

This paper analyses changes in the wage distribution in Spain between 1995 and 2002, using data from the Wage Structure Survey. Results show a modification of the wage distribution over the period under analysis, which basically affects the low and medium wage levels. The detailed analysis of the wage distributions for workers with permanent and fixed-term contracts reveals that the latter were the ones responsible for the wage increases, while the change in the shape of the distribution at intermediate wage levels was caused by the modification of the shape of the distribution of permanent workers. By applying a semi-parametric technique that allows us to consider effects on the entire wage distribution, we conclude that the changes observed in the distributions of 1995 and 2002 were caused by modifications in the wage structure that exert a different effect depending on the type of contract: homogeneous wage improvements for fixed-term workers and decreases at intermediate wage levels for permanent workers.

*Key words:* Wage distribution, Permanent and fixed-term contracts, Counterfactual wages.

*JEL classification:* C14, J31, J41.