

**CAMBIOS EN LA DISTRIBUCIÓN SALARIAL EN ESPAÑA, 1995-2002.  
EFECTOS A TRAVÉS DEL TIPO DE CONTRATO.**

Elisabet Motellón<sup>†</sup>  
Enrique López-Bazo<sup>†</sup>  
Mayssun El-Attar<sup>†‡</sup>

† AQR—IREA

Universitat de Barcelona y Parc Científic de Barcelona  
Avda Diagonal 690, 08034 Barcelona  
Tel: + 34 93 4021010 +34 93 4037041 FAX: +34 93 4021821  
Email: emotellon@ub.es; elopez@ub.edu; mayssun.el-attar@iue.it

‡ European University Institute

**Resumen:** 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 como 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 semi-paramétrica 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, Estimación de función de densidad

**JEL:** C14, J31, J41

---

**Agradecimientos:** E. Motellón cuenta 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. López-Bazo agradece el apoyo financiero del Ministerio de Ciencia y Tecnología, Programa Nacional de I+D+I, SEJ2005-07814/ECON. 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.

## 1. INTRODUCCION

El grado de desigualdad existente en la distribución de los salarios en España ha sido analizado previamente en la literatura (Abadie, 1997; Jimeno *et al.*, 2001; Palacio y Simón, 2004). Estos 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 (Jimeno *et al.*, 2001).

Menor atención se ha prestado a los cambios en la distribución salarial y, sobre todo, al análisis de los determinantes de tales cambios.<sup>1</sup> 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 estos 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 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; Toharia y Malo, 2000; Hernanz, 2003; Ferreiro *et al.*, 2004). En este contexto, este estudio parte de la idea de que las distribuciones salariales de los trabajadores con contrato indefinido y con contrato temporal presentan diferencias sustanciales y que, además, pueden haber mostrado evoluciones dispares en el periodo considerado. Trabajos previos han mostrado la existencia de un notable y persistente *gap* salarial medio entre trabajadores

---

<sup>1</sup> Izquierdo y Lacuesta (2006) es el único trabajo que aborda este tipo de cuestión desde una perspectiva similar a la nuestra. No obstante, entre otras diferencias, dicho trabajo no considera la sustancial discrepancia en la evolución salarial por tipo de contrato, ni el efecto de ésta sobre la distribución salarial global.

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). 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.

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. 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 segundo 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 3 muestra las diferencias en las distribuciones de trabajadores fijos y temporales, y como éstas evolucionaron de forma distinta en el periodo considerado. El cuarto 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 del tipo de convenio y de la antigüedad se discute en el quinto apartado. Finalmente, el apartado 6 concluye.

## **2. EVIDENCIA PRELIMINAR**

### **2.1. 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>2</sup>

Sobre las muestras originales facilitadas por el 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>3</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>4, 5</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 complementos 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. 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

---

<sup>2</sup> 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.

<sup>3</sup> 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.

<sup>4</sup> Los detalles sobre su cálculo se encuentran en el anexo.

<sup>5</sup> 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).

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.

## 2.2. Descriptivo de la muestra

La Tabla 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 como 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 la Figura 1 se muestra la variación en el logaritmo del salario entre 1995 y 2002, por percentiles. Se aprecia claramente como 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 densidad de las mismas.<sup>7</sup> La Figura 2 muestra estas funciones de densidad. Como ya apuntaba el análisis de la variación salarial por percentiles, observamos como 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

---

<sup>6</sup> Los resultados obtenidos en las secciones 4 y 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.

<sup>7</sup> 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 DiNardo (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.

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.

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.

### **3. 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 la Tabla 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 las Figuras 3 y 4 se aprecia claramente como se produjo un incremento 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.

Las funciones de densidad de las distribuciones salariales que se presentan en la Figura 5, para el colectivo indefinido, y en la Figura 6, para el temporal, reflejan claramente la discrepancia en la evolución retributiva por tipo de contrato. En la Figura 5, se distingue, en primer lugar, la ausencia de desplazamientos en las colas de la distribución salarial

indicándonos que los niveles retributivos extremos no variaron entre 1995 y 2002 para los trabajadores indefinidos. 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.

La imagen que muestra la Figura 6 para los trabajadores con contrato temporal es totalmente distinta a la reflejada en la Figura 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, 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 leve 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, confirma la conveniencia de analizar de forma independiente las causas de los cambios en las distribuciones salariales de ambos colectivos de trabajadores. 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 Figuras 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. Sin embargo, el análisis de los cambios en aquellas características de las que disponemos de información a través de la EES no parece apoyar ese supuesto. La Tabla 2 muestra como no se produjeron grandes variaciones en la composición

de la mayoría de características de la población asalariada entre estos dos periodos, algo razonable si atendemos a que no nos encontramos ante un periodo temporal excesivamente amplio. 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 como 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 colectivo 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.

Con la excepción de esos casos, cuya repercusión será analizada en la sección 5, la ausencia de cambios dramáticos en las características de los trabajadores, de sus puestos de trabajo y de las empresas, tanto para trabajadores indefinidos como temporales, nos induce a plantear la hipótesis de que las diferencias entre las distribuciones salariales de 1995 y 2002 tuviera esencialmente su origen en un cambio sustancial en la estructura retributiva, es decir, en el modo de retribuir las características citadas.<sup>8</sup>

#### **4. EFECTO DEL CAMBIO EN LA ESTRUCTURA SALARIAL**

La evidencia descrita en los apartados previos sugiere que los cambios acontecidos en la estructura salarial tanto de trabajadores indefinidos como temporales podrían ser, en gran medida, los responsables de los cambios observados en la distribución de los salarios en España entre 1995 y 2002. En este apartado tratamos de comprobar esta hipótesis mediante la

---

<sup>8</sup> 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.



aplicación de 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 del 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. 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.

#### 4.1. 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 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 esos 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 retribuido 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>9</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,  $\text{prob}(t = 95 | X, tc) = \Phi(X)$ , donde  $\Phi$  denota la función de distribución

---

<sup>9</sup> En su ejercicio empírico Butcher y DiNardo (2002) asumen que las probabilidades incondicionales serán iguales en ambos años por lo que  $\theta = \text{prob}(t = 02 | X, tc) / \text{prob}(t = 95 | X, tc)$ . 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.

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.

## 4.2. 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>10</sup>

La Figura 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. La Figura 8 muestra esas mismas densidades para los trabajadores con contrato temporal. En ambos casos se evidencia como 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 como, al valorar las características de los 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

---

<sup>10</sup> Las variables incluidas en el modelo probabilístico son las que aparecen en la Tabla 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.

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.

La capacidad explicativa de los cambios en la estructura retributiva no es menos significativa para el colectivo temporal. Como muestra la Figura 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.

La agregación ponderada de las densidades contrafactuales 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. La Figura 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, como 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 las Figuras 7 y 8, como 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 características 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.

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

### 5.1. Metodología

En el apartado anterior se ha mostrado como 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, creemos 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. El análisis descriptivo realizado en la sección 3 (véase Tabla 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>11</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

---

<sup>11</sup> 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.

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 4, 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.

## **5.2. Resultados**

Las Figuras 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. Comparando esta densidad contrafactual con la derivada de mantener constante únicamente la estructura salarial (Figuras 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>12</sup>, se ha calculado una densidad contrafactual en la que se ha 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 la Figura 12, para el colectivo indefinido, y en la Figura 13, para el colectivo temporal. De ellas se desprende como si se hubiese mantenido estable la estructura salarial y la distribución del tipo de convenio y de la antigüedad, no se habrían observados cambios en la distribución salarial para ninguno de los dos colectivos. En consecuencia, podemos concluir que son tanto los cambios en la estructura salarial como los cambios en estas dos variables los causantes de los cambios en la distribución salarial entre 1995 y 2002. Esta afirmación, evidentemente, se

---

<sup>12</sup> Se constata, tanto para el año 1995 como para el 2002, como 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).

refleja en la distribución salarial global para el conjunto de trabajadores, como muestra la Figura 14.

## 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 realizado en este trabajo muestra como 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>13</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*

---

<sup>13</sup> 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.



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.

Cabe señalar que el protagonismo de los cambios en la estructura salarial no resultan sorprendentes si atendemos a que gran parte de las características observables que supuestamente determinan el salario permanecieron relativamente estables entre 1995 y 2002, tanto para el conjunto de trabajadores como para los grupos de indefinidos y temporales. De todas formas, hemos mostrado como las modificaciones asociadas al tipo de convenio colectivo y a la antigüedad sí 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 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 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, podría resultar esclarecedor.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abadie, A. (1997): Changes in Spanish Labor Income Structure during the 1980's: A Quantile Regression Approach, *Investigaciones Económicas XXI*: 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*, en prensa.
- Bentolila, S. y Dolado, J. (1994): Labour Flexibility and Wages: Lessons from Spain, *Economic Policy* 18: 54-99.
- Blinder, A. S. (1973): Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates, *The Journal of Human Resources* 8: 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* 56: 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*, 59: 573-592.
- 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* 6: 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* 219: 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* 64: 1001-1044.
- Ferreiro, J.; Bea, E.; Gómez M.C. y Intxausti, M.A. (2004): Teoría Insider-Outsider y temporalidad en el mercado de trabajo español, *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, 51: 31-53.
- Ferreiro, J. y Serrano, F. (2001): The Spanish Labour Market: Reforms and Consequences, *International Review of Applied Economics* 15: 31-53.
- Hernanz, V. (2003): *El trabajo temporal y la segmentación. Un estudio de las transiciones laborales*. Consejo Económico y Social. Colección Estudios, 147. Madrid.
- Izquierdo, M. y Lacuesta, A. (2006): Wage Inequality in Spain: Recent Developments. Doc Trab Banco de España #0615.
- 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* 88: 113-125.
- Jimeno, J. y Toharia, L. (1993): The Effects of Fixed-term Employment on Wages: Theory and Evidence from Spain, *Investigaciones Económicas XVII*: 475-494.
- Motellón, E. y López-Bazo, E. (2006): Discriminación salarial por tipo de contrato. Efectos en el conjunto de la distribución, presentado en IX Encuentros de Economía Aplicada, Jaen.
- Oaxaca, R. (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets, *International Economic Review* 14: 693-709.

- Palacio, J.I. y Simón, H. (2004): Dispersión salarial entre establecimientos y desigualdad salarial en España, *Revista de Economía Aplicada* 36: 47-81.
- Pérez, S. e Hidalgo, A. (2000): *Los salarios en España*, Fundación Argenteria-Visor, Madrid.
- 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* 53: 683-690.
- Silverman, B.W. (1986): *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Ed. Chapman & Hall, London.
- 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.

**Tabla 1.** Salario bruto por hora en la EES de 1995 y 2002.

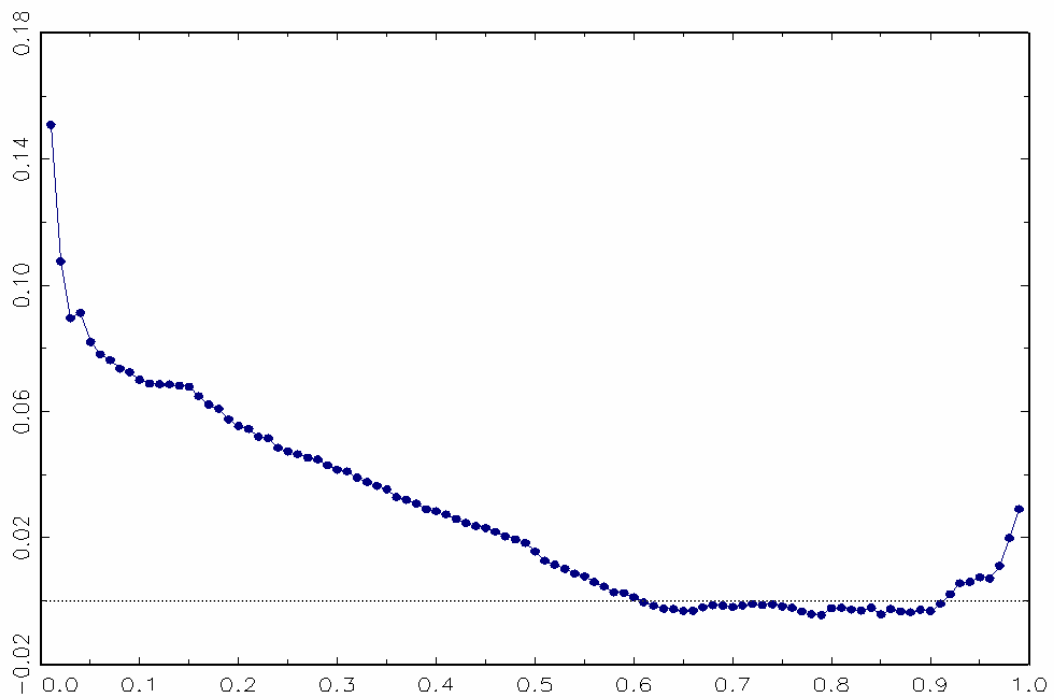
	<b>1995</b>	<b>1995*</b>	<b>2002</b>	<b>Incremento Salarial Real</b>
Todos los trabajadores	6.282	7.689	7.836	1.91%
Trabajadores con Contrato Indefinido	6.970	8.531	8.513	-0.21%
Trabajadores con Contrato Temporal	4.259	5.213	5.619	7.80%

\* Salario expresado en euros de 2002

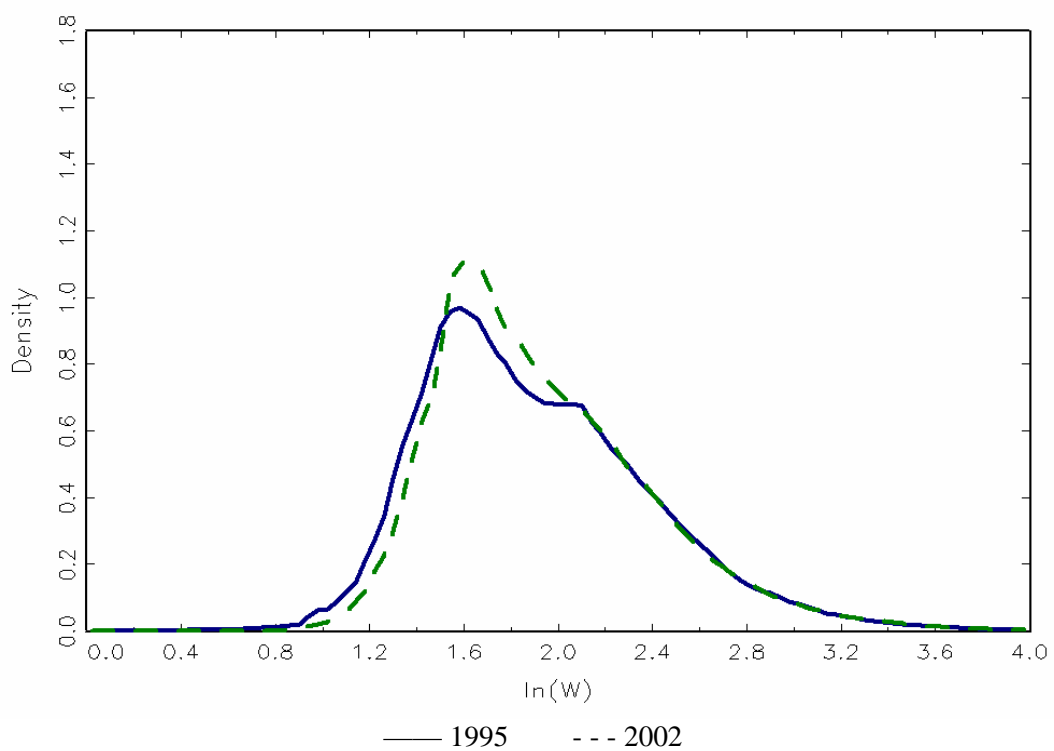
**Tabla 2.** Descriptivo de las características observables.

	1995			2002		
	TIPO DE CONTRATO			TIPO DE CONTRATO		
	Todos	Indefinido	Temporal	Todos	Indefinido	Temporal
<b>Variables no categóricas. Media y Desviación estándar</b>						
<b>Salario bruto hora</b>	6.282 [4.0726]	6.970 [4.3803]	4.259 [1.8590]	7.836 [5.0975]	8.513 [5.5376]	5.619 [2.0616]
<b>Edad</b>	38.604 [10.8300]	41.021 [10.2055]	31.498 [9.3933]	37.480 [10.8717]	39.044 [10.6555]	32.361 [9.9612]
<b>Experiencia Potencial</b>	22.722 [11.5655]	25.055 [11.0397]	15.863 [10.2797]	20.941 [11.8920]	22.357 [11.761]	16.307 [11.1147]
<b>Educación</b>	8.742 [3.7562]	8.824 [3.8741]	8.502 [3.3743]	9.318 [3.9367]	9.626 [4.0068]	8.311 [3.5142]
<b>Antigüedad</b>	10.624 [9.8569]	13.831 [9.4435]	1.196 [1.2244]	8.024 [9.8848]	10.282 [10.2470]	0.633 [1.5872]
<b>Tamaño empresarial</b>	178.562 [641.4282]	207.073 [728.6624]	94.738 [225.0154]	203.902 [614.0006]	219.083 [659.1000]	154.208 [431.0915]
<b>Variables categóricas. Porcentaje de la categoría sobre el total</b>						
<b>Género</b>						
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%
<b>Ocupación</b>						
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%
Trabajadores no cualificados	11.55%	7.85%	22.44%	9.66%	6.41%	20.32%
<b>Tipo de Mercado</b>						
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%
<b>Convenio Colectivo</b>						
Estatad de Sector	34.18%	34.50%	33.24%	36.95%	39.31%	29.23%
Interprovincial, provincial, comarcal	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%
<b>Sector de Actividad</b>						
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%
Energía eléctrica, gas, 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%
Transporte,almacen. y comunicación	16.27%	15.23%	19.31%	3.59%	3.74%	3.13%
Intermediación financiera	6.69%	8.33%	1.84%	4.46%	5.59%	0.73%
Act.inmob.,servicios a empresa	5.49%	4.61%	8.07%	5.90%	4.95%	9.03%
<b>Comunidad Autónoma</b>						
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%
Cantabria	2.29%	2.15%	2.70%	2.22%	2.02%	2.85%
Castilla La Mancha	4.57%	4.25%	5.53%	4.64%	4.40%	5.42%
Castilla y León	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%
<b>Propiedad</b>						
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%
<b>Observaciones</b>	<b>120210</b>	<b>89700</b>	<b>30510</b>	<b>95232</b>	<b>72947</b>	<b>22285</b>

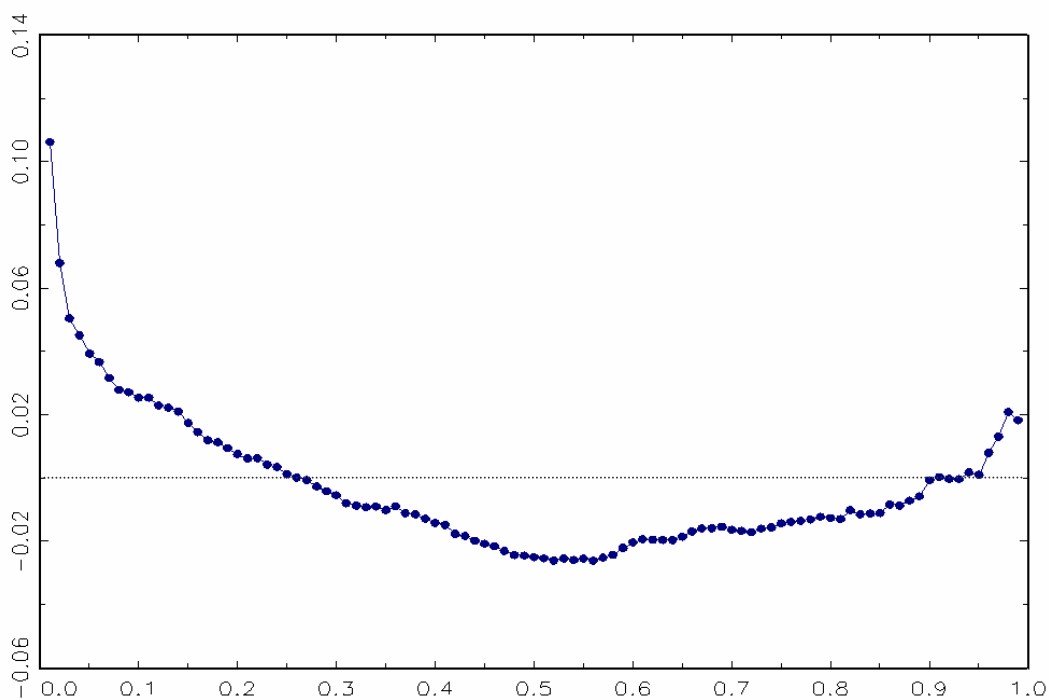
**Figura 1.** Variación salarial en el conjunto de trabajadores entre 1995 y 2002, por percentiles



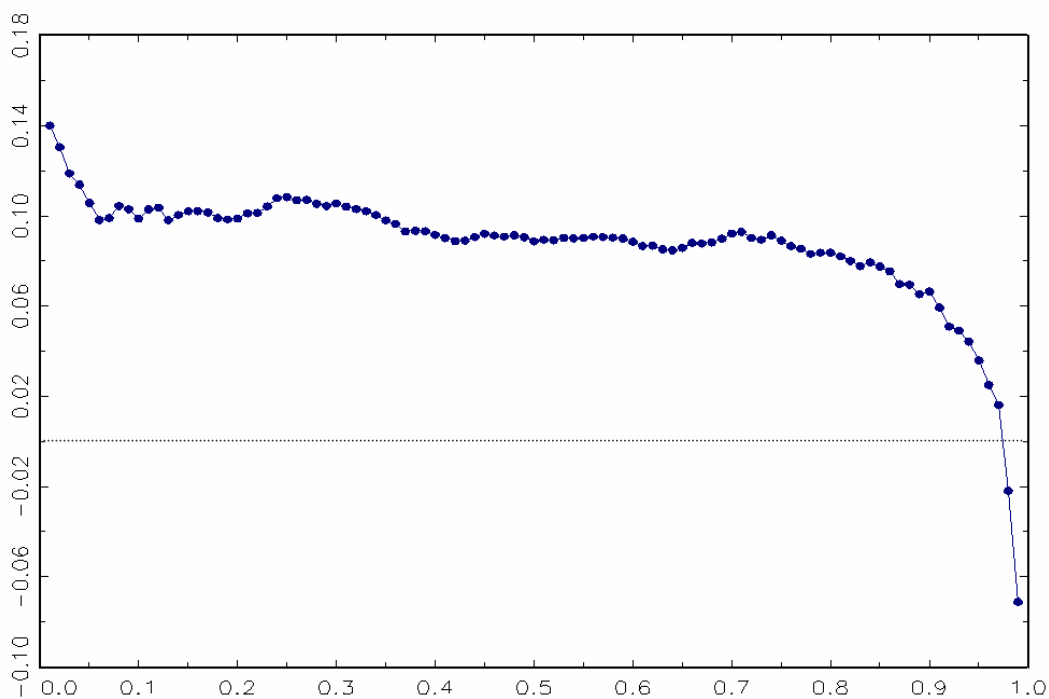
**Figura 2.** Distribuciones salariales para el conjunto de trabajadores en 1995 y 2002.



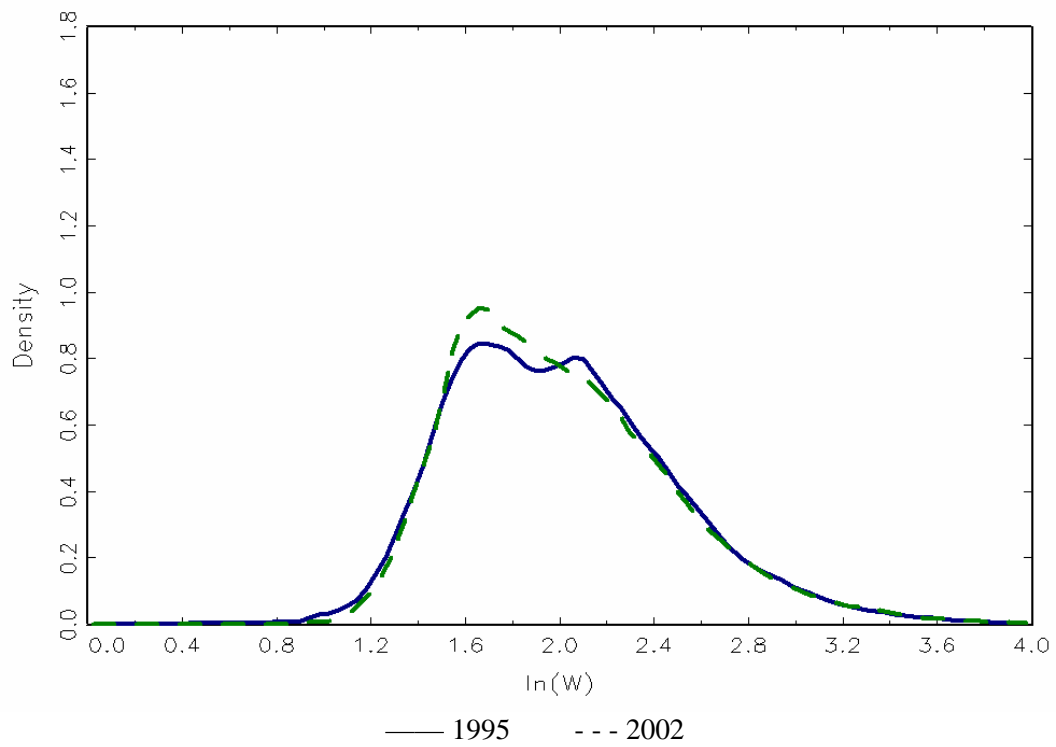
**Figura 3.** Variación salarial para trabajadores con contrato indefinido entre 1995 y 2002, por percentiles



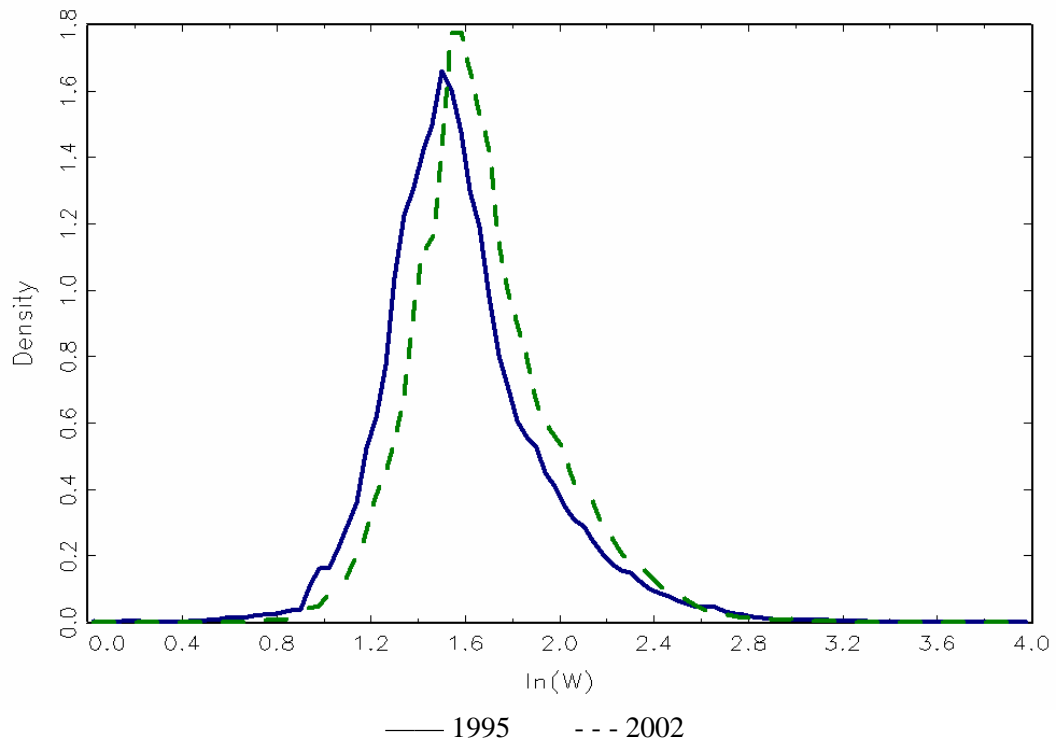
**Figura 4.** Variación salarial para trabajadores con contrato temporal entre 1995 y 2002, por percentiles



**Figura 5.** Distribuciones salariales para trabajadores con contrato indefinido en 1995 y 2002.

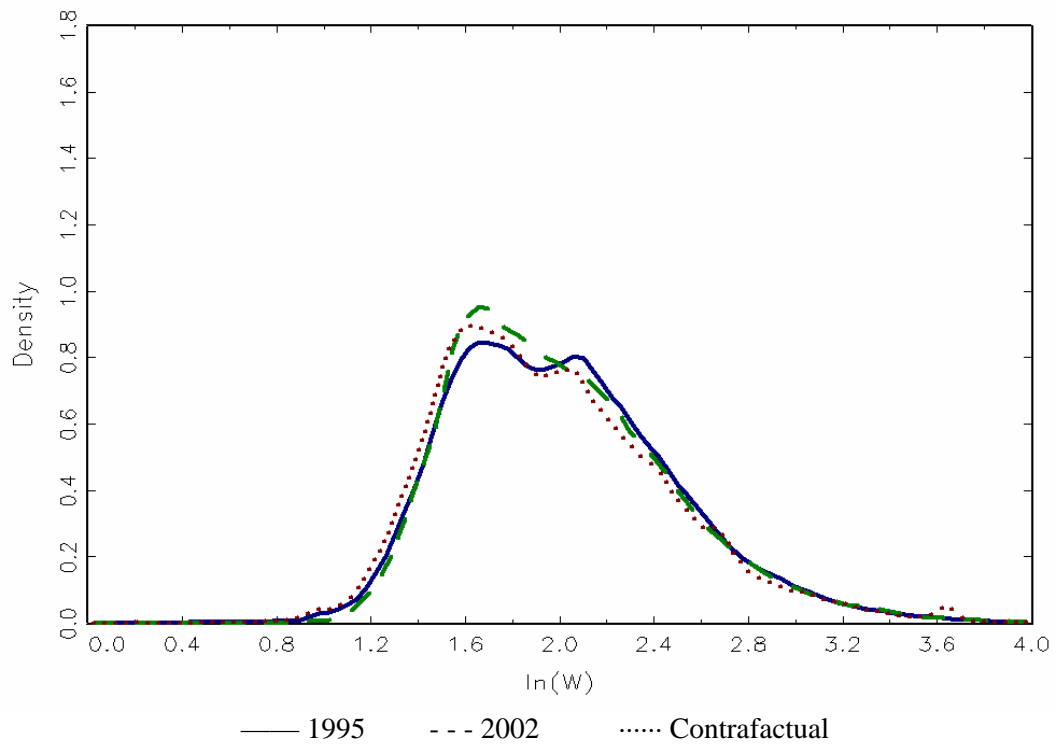


**Figura 6.** Distribuciones salariales para trabajadores con contrato temporal en 1995 y 2002.

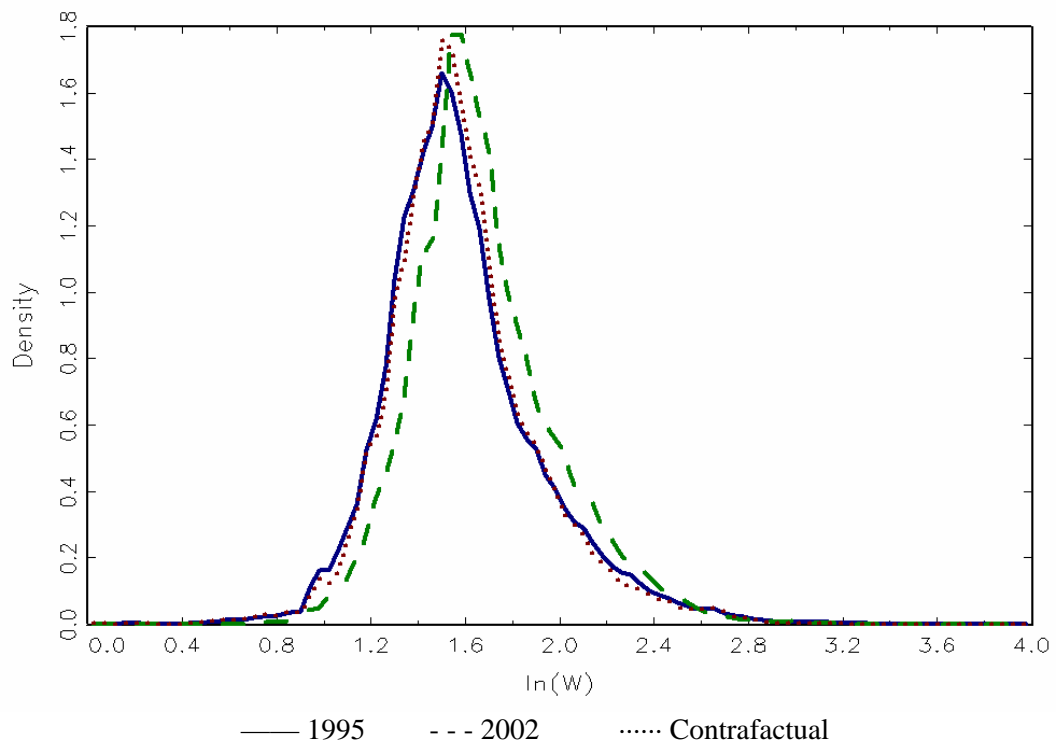




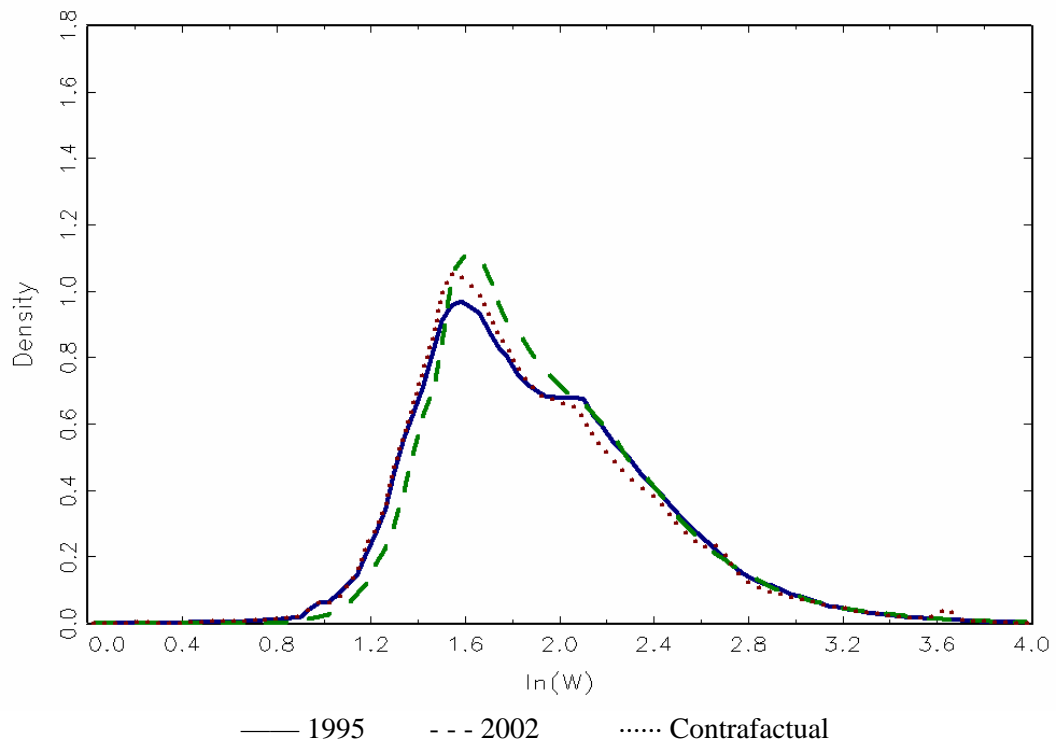
**Figura 7.** Distribución contrafactual para trabajadores indefinidos (todas las características).



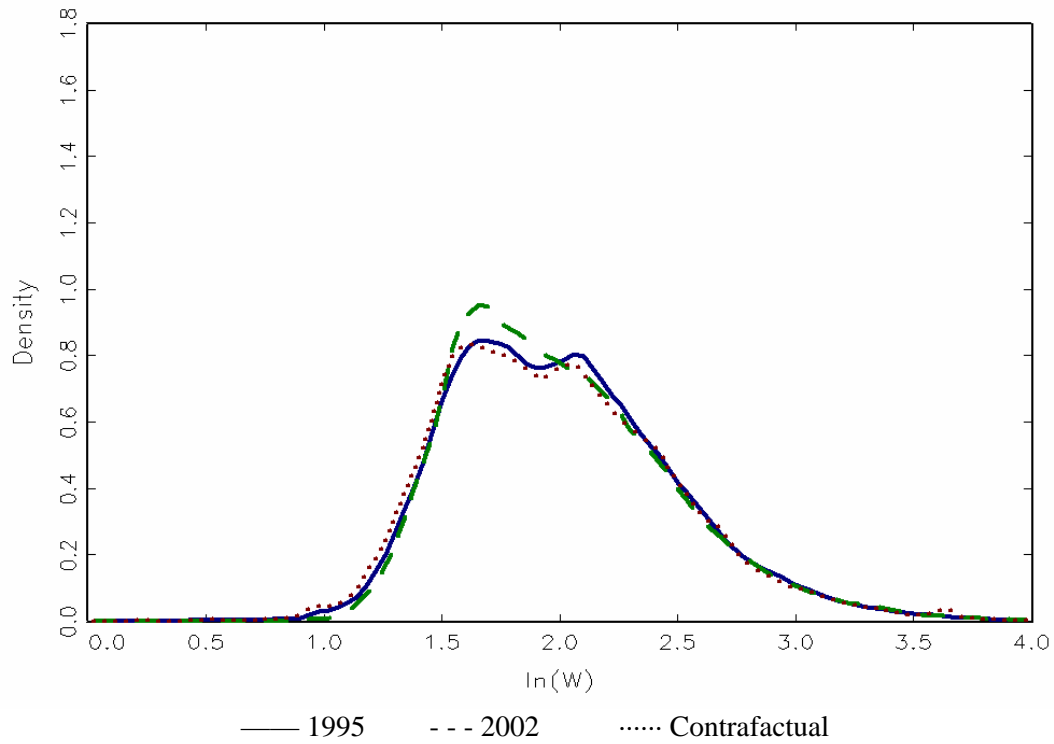
**Figura 8.** Distribución contrafactual para trabajadores temporales (todas las características).



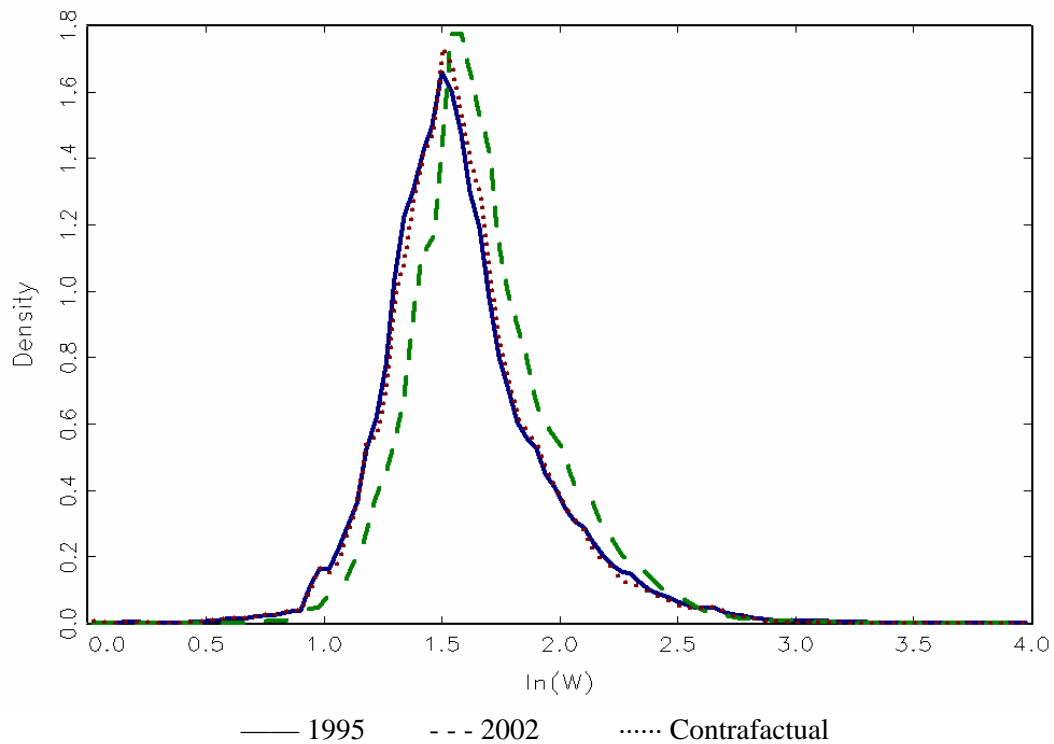
**Figura 9.** Distribución contrafactual para todos los trabajadores (todas las características).



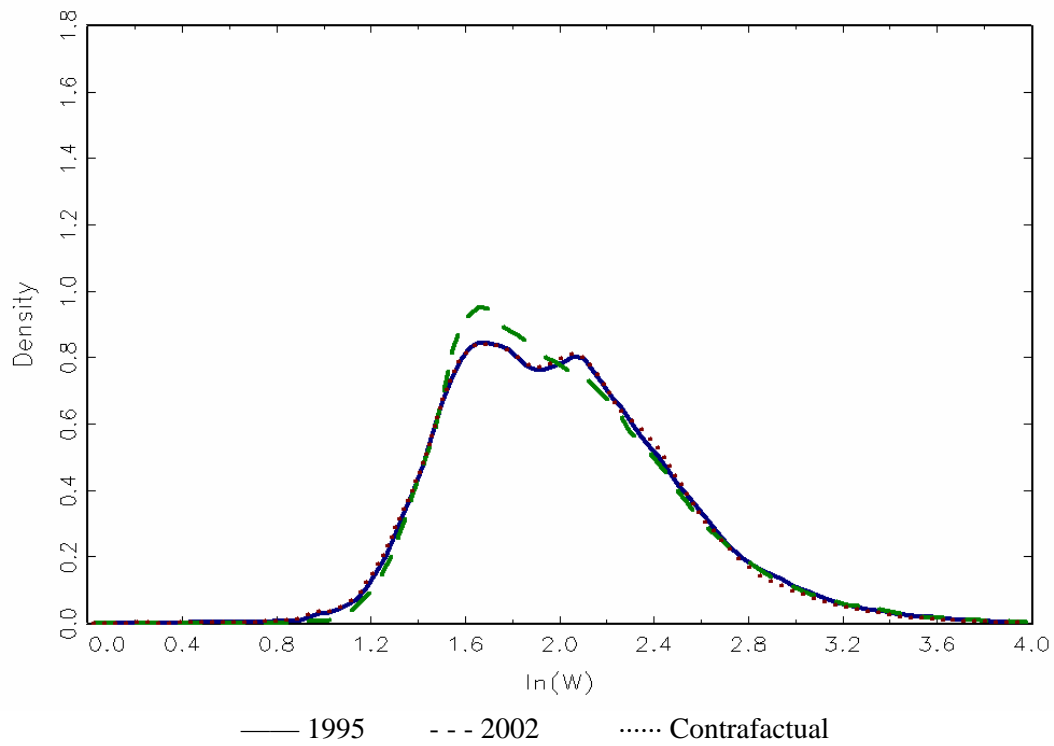
**Figura 10.** Distribución contrafactual para trabajadores indefinidos (excluyendo el tipo de convenio colectivo).



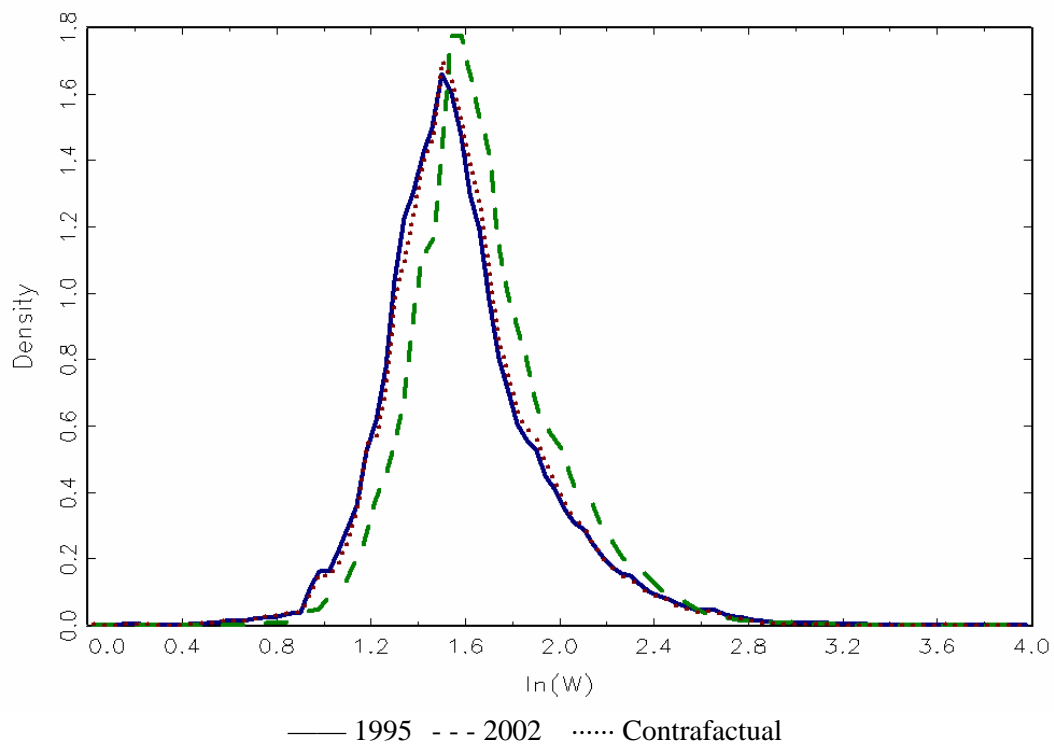
**Figura 11.** Distribución contrafactual para trabajadores temporales (excluyendo el tipo de convenio colectivo).



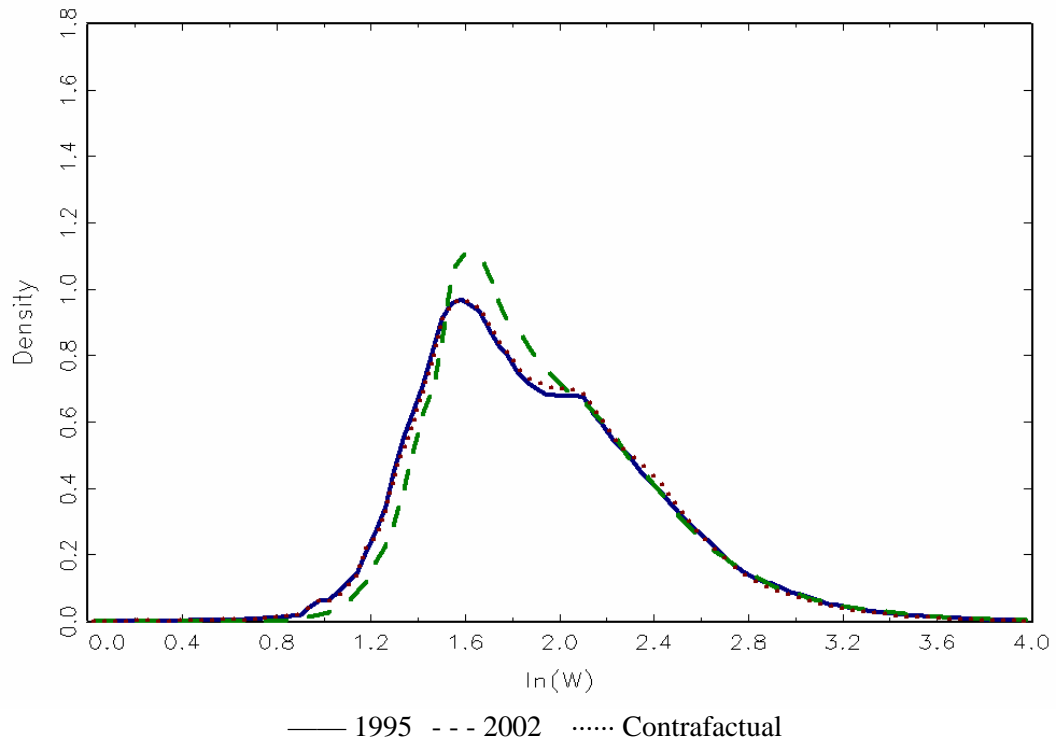
**Figura 12.** Distribución contrafactual para trabajadores indefinidos (excluyendo el tipo de convenio colectivo y la antigüedad).



**Figura 13.** Distribución contrafactual para trabajadores temporales (excluyendo el tipo de convenio colectivo y la antigüedad).



**Figura 14.** Distribución contrafactual para todos los trabajadores (excluyendo el tipo de convenio colectivo y la antigüedad).



## 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

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 (A4.1) 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:

$$\text{salario hora} = \frac{\text{salario base de octubre} + \text{complementos salariales de octubre}}{\text{jornada semanal} * 4.429} \quad (\text{A.3})$$