

CAMBIOS EN LA DISTRIBUCIÓN SALARIAL EN ESPAÑA, 1995-2002.

Elisabet Motellón[†]
Enrique López-Bazo[†]
Mayssun El-Attar^{†‡}

(versión preliminar)

† 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

‡ Instituto Europeo de Florencia

Abstract: La información contenida en la Encuesta de Estructura Salarial de 1995 y 2002 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 exclusivamente por los cambios producidos en la distribución de los trabajadores indefinidos. En vista de esta evidencia preliminar, y empleando una técnica semi-paramétrica que permite considerar los efectos en el conjunto de la distribución salarial, este trabajo se plantea si las variaciones observadas en las distribuciones salariales de trabajadores indefinidos y temporales entre 1995 y 2002, que causa los cambios en la distribución salarial del conjunto de trabajadores españoles, tiene su origen en cambios en la composición de ambos colectivos de trabajadores o si, por el contrario, es debida a cambios en su estructura retributiva.

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.

1. INTRODUCCION

El grado de desigualdad existente en la distribución de los salarios en España ha sido analizado en algunas contribuciones previas para periodos concretos (Abadie, 1997; Jimeno et al, 2001; Palacio y Simón, 2004). Además de un nivel de desigualdad superior al existente en otras economías de nuestro entorno, esos estudios han mostrado como la misma tiene su origen tanto en características de los trabajadores, básicamente su nivel educativo y la ocupación que desarrollan, como 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.¹ 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. Asimismo, 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 atribuidas 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. Este trabajo, utilizando la información contenida en la Encuesta de Estructura Salarial (EES), pretende aportar evidencia en este sentido acerca de los cambios en la distribución salarial observados entre 1995 y 2002.

Adicionalmente, este trabajo 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 indefinidos y temporales (Jimeno y Toharia,

¹ El de Izquierdo y Lacuesta (2006) es el trabajo que aborda este tipo de cuestión desde una perspectiva más parecida 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.

1993; Bentolila y Dolado, 1994; Davia y Herranz, 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 aplicaremos la metodología propuesta en Butcher y DiNardo (2002), basada en el marco más general de DiNardo et al (1996). En esencia, compararemos 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 permitirá concluir acerca de si fueron los cambios en la retribución o en la distribución de las características 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. A continuación el apartado 3 muestra las diferencias en las distribuciones de trabajadores fijos y temporales, y como estas 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. Por su parte, 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 contiene algunos comentarios finales a modo de conclusión.

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 de todo el territorio español, con 10 o más empleados y con una cobertura sectorial que abarca las actividades de mayor peso económico.²

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.³ 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 ésta 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 sustentará en el estudio del salario bruto por hora referido al mes de octubre.^{4, 5} Este concepto retributivo está compuesto por el salario base y los complementos salariales, excluyéndose 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

² 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.

³ 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.

⁴ Los detalles sobre su cálculo se encuentran en el anexo.

⁵ 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 comparables, 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).

adicionales: la educación medida en años de permanencia en el sistema educativo formal y la experiencia potencial del individuo en el mercado de trabajo. 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 su 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 diferencia del logaritmo del salario por percentiles entre 2002 y 1995, y en ella 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.⁶ La Figura 2 muestra estas funciones de densidad (trazo continuo para 1995 y discontinuo para 2002). 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

⁶ 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.

masa de probabilidad correspondiente a los niveles salariales más elevados permaneció estable en 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.

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

Existe amplia evidencia que apunta a la existencia de un gap salarial favorable a los trabajadores indefinidos frente a los temporales (Jimeno y Toharia, 1993; Bentolila y Dolado, 1994; Davia y Herranz, 2004; De la Rica, 2004; Toharia et al, 2005). 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 colectivo 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 han variado 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 presenta como 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, entre los valores 1,5 y 2 en logaritmos de salarios, en detrimento de los niveles medio alto, valores entre el 2 y 2,4, que ocasionó la desaparición de la bimodalidad de 1995.

La imagen que muestra la Figura 6 para los trabajadores con contrato temporal es totalmente distinta a la plasmada 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 la Figura 3 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. Los cambios más destacados son los experimentados por la antigüedad en la empresa, que disminuye en más de un 24% para el conjunto de la muestra, y en la negociación colectiva. Concretamente, los trabajadores cubiertos por un convenio colectivo de empresa, o ámbito inferior, se reducen a la mitad a favor, básicamente, de los cubiertos por uno de ámbito provincial, interprovincial o comarcal. 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 son en las empresas de mayor tamaño donde suele prevalecer la negociación colectiva a nivel de empresa.

Con la excepción de esos casos, 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.

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 pueden ser, en gran medida, los responsables de los cambios acontecidos en la distribución de los salarios en España entre 1995 y 2002. En este apartado tratamos de comprobar esta hipótesis mediante la 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 tratado

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:

$$\begin{aligned}\ln w_{tc}^{95} &= X_{tc}^{95} \beta_{tc}^{95} + \varepsilon_{tc}^{95} \\ \ln w_{tc}^{02} &= X_{tc}^{02} \beta_{tc}^{02} + \varepsilon_{tc}^{02}\end{aligned}\tag{1}$$

donde $\ln w$ denota el logaritmo del salario, X el conjunto de características observables que determinan el salario, β el correspondiente vector de coeficientes y ε 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 β_{tc}^{95} y β_{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:

$$\overline{\ln w_{02tc}^{95}} = X_{tc}^{02} \hat{\beta}_{tc}^{95}\tag{2}$$

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 la Ley de Bayes implica:

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

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

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 las probabilidades incondicionales y condicionales de pertenecer a la muestra de 1995 y 2002 respectivamente.

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 θ . 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 θ , precisamos de una estimación de las probabilidades incondicionales y condicionales en (7).⁷ 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

⁷ 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.

modelo probit, $prob(t = 95 | X, tc) = \Phi(X)$, donde Φ denota la función de distribución acumulada de la normal. 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 θ , 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.⁸

Las Figura 7 muestra la función de densidad contrafactual en (3), en trazo punteado, 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 cambios en la distribución salarial. En particular, la densidad contrafactual

⁸ Las variables incluidas en nuestro modelo probabilísticos son las recogidas en el descriptivo de la Tabla 2

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.

La capacidad explicativa de los cambios en la estructura retributiva no es menos significativa para el colectivo temporal. Como muestra la Figura 8, la estructura salarial 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 distribución contrafactual casi se superpone a la función de 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 8 y 9, 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 entre la densidad del año 1995 y la densidad de 2002 por justificar. Por ejemplo, existe para el caso de los trabajadores indefinidos una parte significativa, localizada en la parte central de la distribución, que no vendría explicada por cambios en la estructura salarial y, por tanto, deberemos buscar sus causas en posibles variaciones en las características. 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 en la correspondiente 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 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 antigüedad⁹, 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.

⁹ El salario bruto medio de los trabajadores cubiertos por convenio colectivo de empresa en 1995 era de 8.10 €/hora, mientras que para los cubiertos por los otros tipos de convenio era de 5,72 €/hora. En 2002 la relación era de 10,81 €/hora para los de empresa frente a 7,38 €/hora los restantes.

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 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 8 y 9), 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 colectivo¹⁰, 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

¹⁰ 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).

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

6. CONCLUSIONES

La distribución salarial en España experimentó entre 1995 y 2002 algunos cambios interesantes, como un desplazamiento hacia la derecha únicamente para los niveles salariales más bajos y una sustancial modificación de su forma en el rango de salarios intermedios. Este trabajo ha mostrado como esos cambios son debidos a, por una parte, la mejora salarial homogénea para los trabajadores con contrato temporal y, por otra, al aumento de la masa de probabilidad en los niveles medio-bajos en 2002, en detrimento de la mayor densidad existente en 1995 en los salarios medio-altos.

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 de trabajadores fijos y 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 de ese tipo. 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 hubiese permanecido estable en sus niveles de 1995, la distribución salarial global de 2002 hubiera sufrido únicamente cambios menores respecto a la observada en 1995.

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 los grupos de indefinidos y temporales. De hecho, hemos mostrado como las modificaciones más destacadas en la

distribución de características, aquellas 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.

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, aunque creemos que al no distinguir entre trabajadores indefinidos y temporales podría estar obteniendo resultados parciales. En este sentido pensamos que profundizar en el análisis realizado en Motellón y López-Bazo (2006) podría ser esclarecedor.

REFERENCIAS

- Abadie, A. (1997): Changes in Spanish Labor Income Structure during the 1980's: A Quantile Regression Approach, *Investigaciones Económicas XXI(2)*: 253-272
- Bentolila, S. and J. Dolado (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. and DiNardo, J. (2002): The Immigrant and Native-Born Wage Distributions: Evidence from Italy, *Labour Economics 5*:217-230.
- Davia, M.A. and 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. et al. (1996): Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A semiparametric Approach, *Econometrica 64*: 1001-11044.
- Izquierdo M y Lacuesta A (2006:) Wage inequality in Spain: recent developments Doc Trab Banco de España #0615
- Jimeno, J.F. et al (2001): La desigualdad salarial en España: descomposición y variación por niveles de salario, *Papeles de Economía Española, 88*: 113-125
- Jimeno, J. and Toharia, L. (1993): The effects of fixed-term employment on wages: Theory and evidence from Spain, *Investigaciones Económicas XVII*: 475-94.
- 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.
- Oaxaca, R. (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets, *International Economic Review 14*: 693-709.
- Palacio, J.I.; Simón, H. (2004): Dispersión salarial entre establecimientos y desigualdad salarial en España, *Revista de Economía Aplicada, 36*: 47-81.
- Pérez, S. y Hidalgo, A. (2000): *Los salarios en España*, Fundación Argenteria-Visor, Madrid Dis.
- Sheater, S.J. and 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. et al (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.

Tabla 1. Descriptivo del salario bruto por hora para el total de la muestra

	1995	1995*	2002	Incremento Real
Conjunto de individuos	6,282	7,689	7,836	1,91%
Contrato Indefinido	6,970	8,531	8,513	-0,21%
Contrato Temporal	4,259	5,213	5,619	7,80%

* Salario actualizado por IPC a precios de 2002

Tabla 2. Descriptivo de la muestra

	1995			2002		
	TIPO DE CONTRATO			TIPO DE CONTRATO		
	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 [11,5855]	25,055 [11,0397]	15,863 [10,2797]	20,941 [11,8920]	22,357 [11,761]	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 [9,8669]	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. Categorías en porcentajes						
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%
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%
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%
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%
elect.,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%
Transp.,almac.,comunicación	16,27%	15,23%	19,31%	3,59%	3,74%	3,13%
Intern.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%
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%
Cantabria	2,29%	2,15%	2,70%	2,22%	2,02%	2,85%
Castilla 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%
València	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	120210	89700	30510	95232	72947	22285

Figura 1. Diferencia salarial en percentiles para el conjunto de trabajadores entre 1995 y 2002

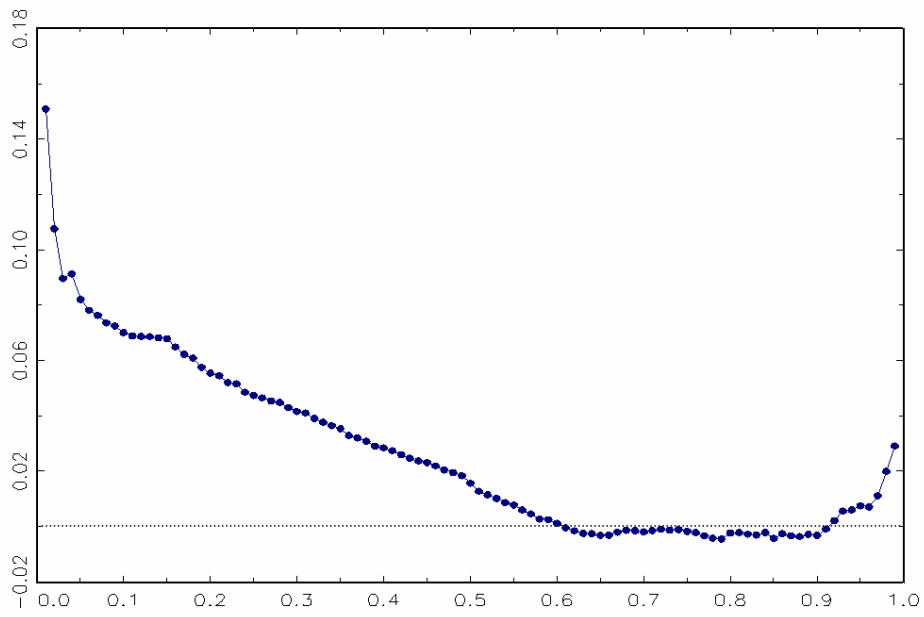


Figura 2. Distribución salarial de 1995 y 2002 para el conjunto de trabajadores

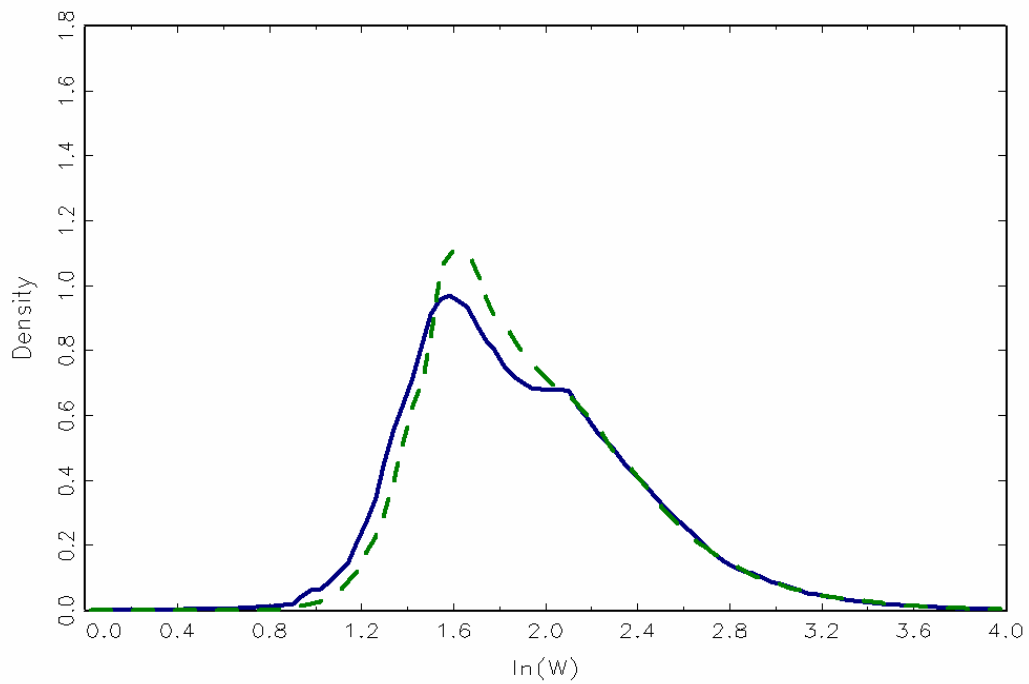


Figura 3. Diferencia salarial en percentiles para trabajadores con contrato indefinido

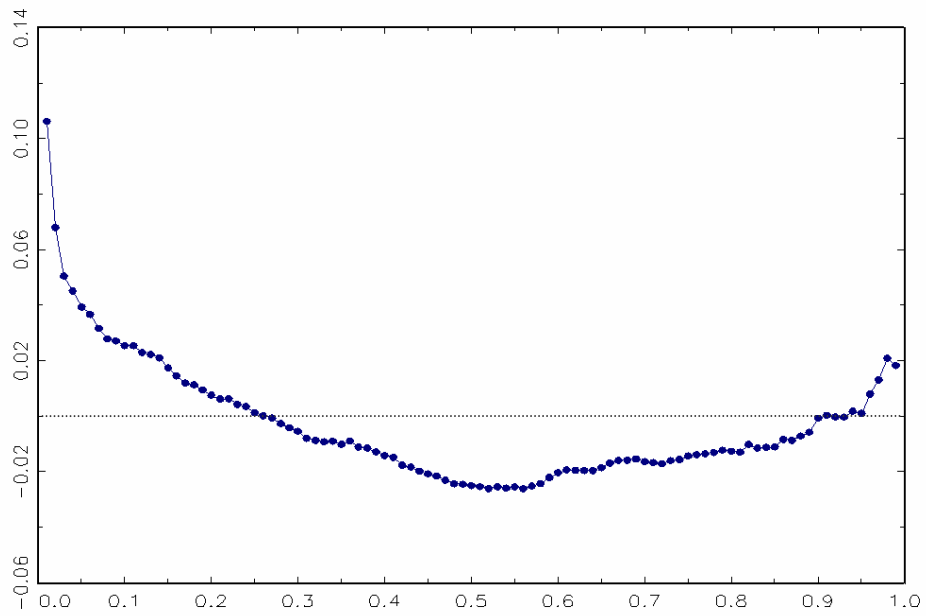


Figura 4. Diferencia salarial en percentiles para trabajadores con contrato temporal

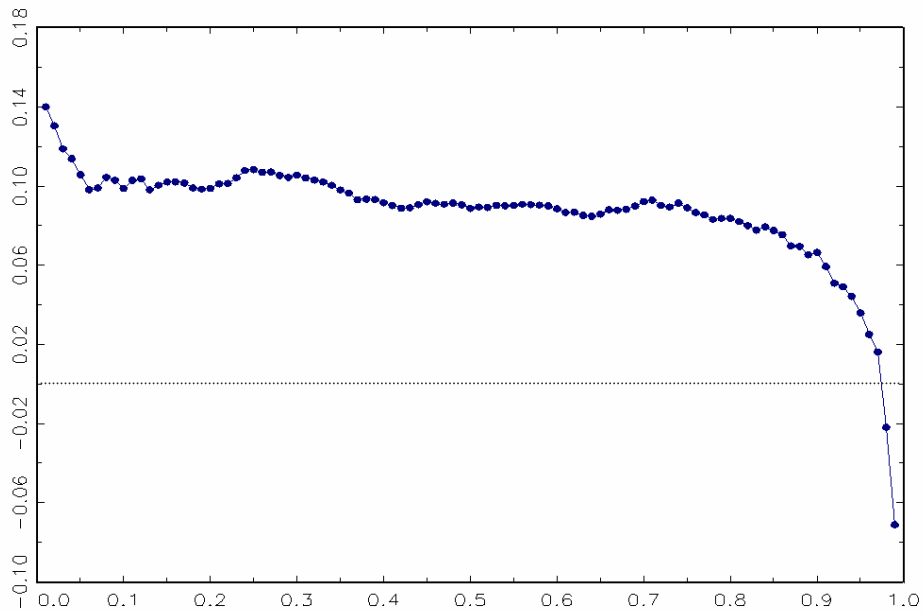


Figura 5. Distribución salarial de 1995 y 2002 para trabajadores con contrato indefinido

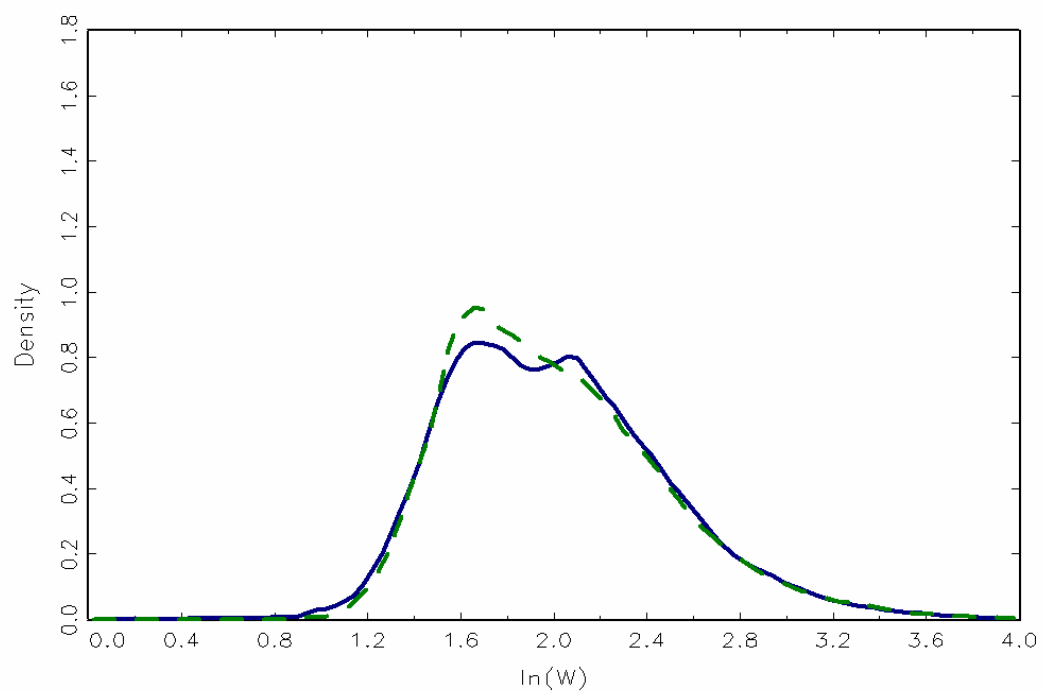


Figura 6. Distribución salarial de 1995 y 2002 para trabajadores con contrato temporal

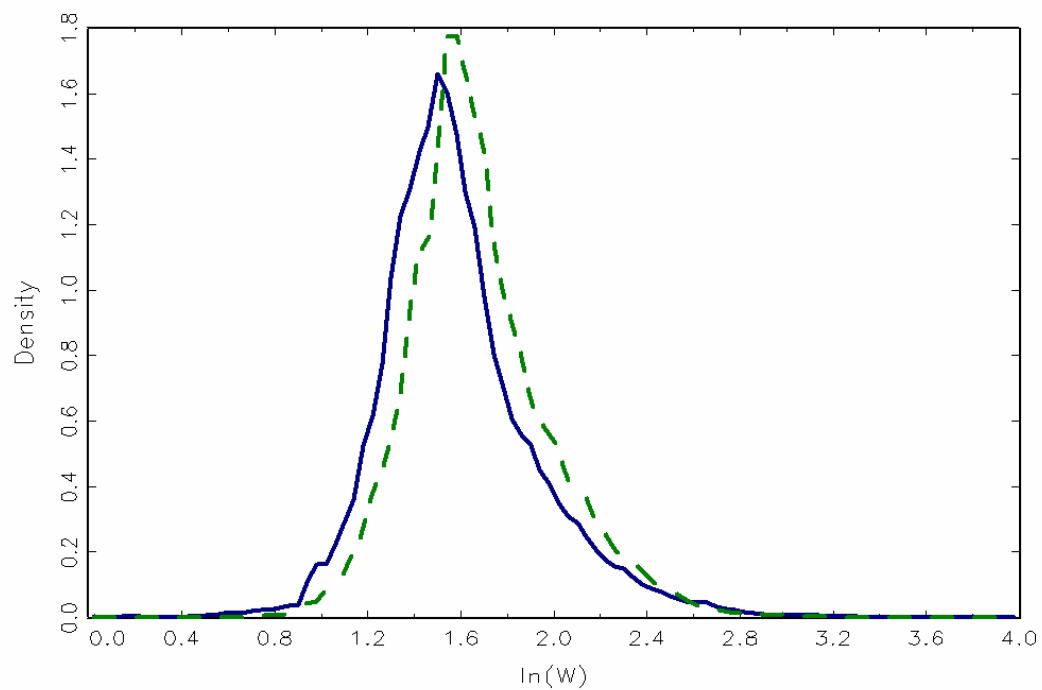


Figura 7. Densidad contrafactual para trabajadores indefinidos (todas las características)

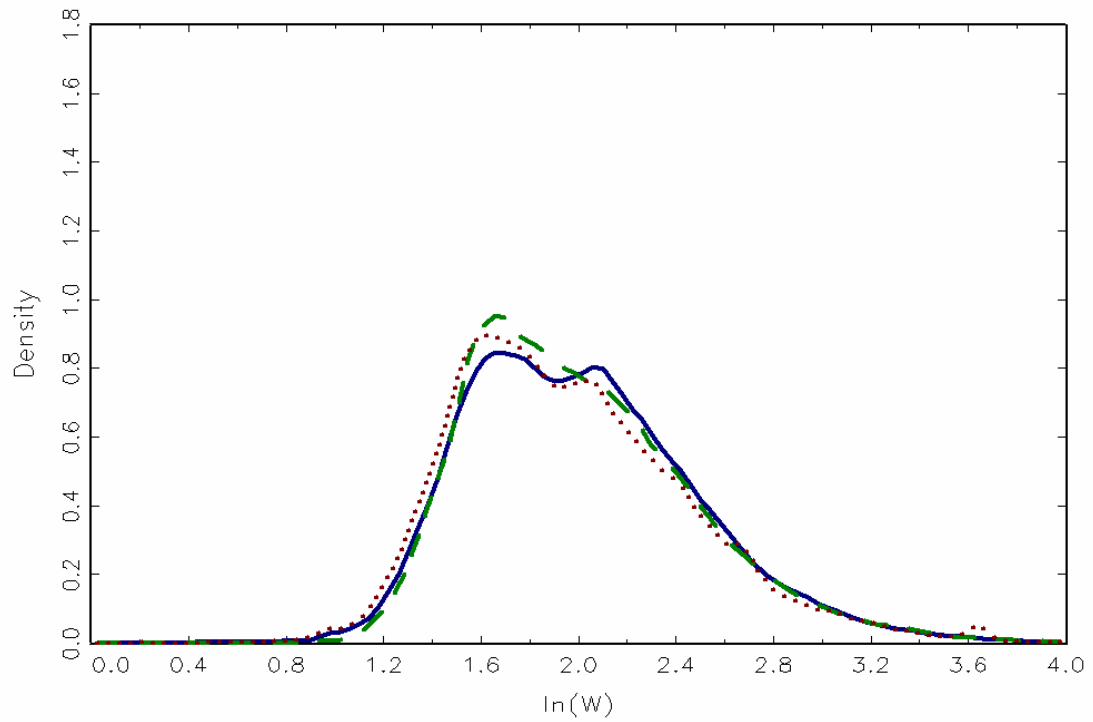


Figura 8. Densidad contrafactual para trabajadores temporales (todas las características)

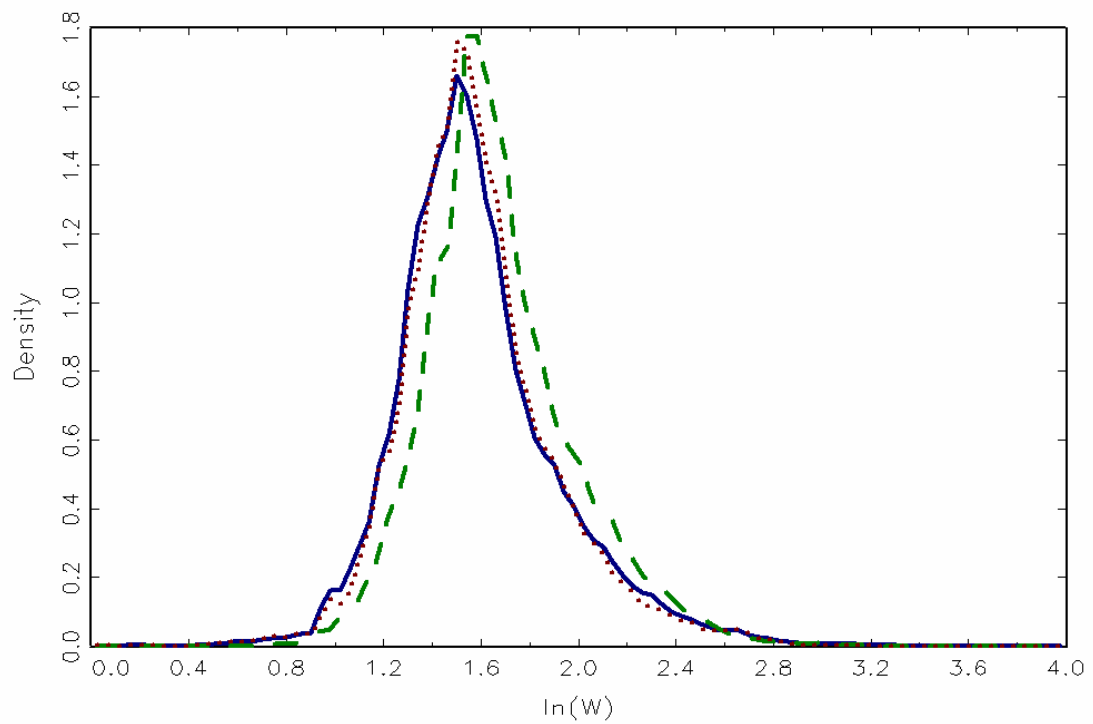


Figura 9. Densidad contrafactual para todos los trabajadores (todas las características)

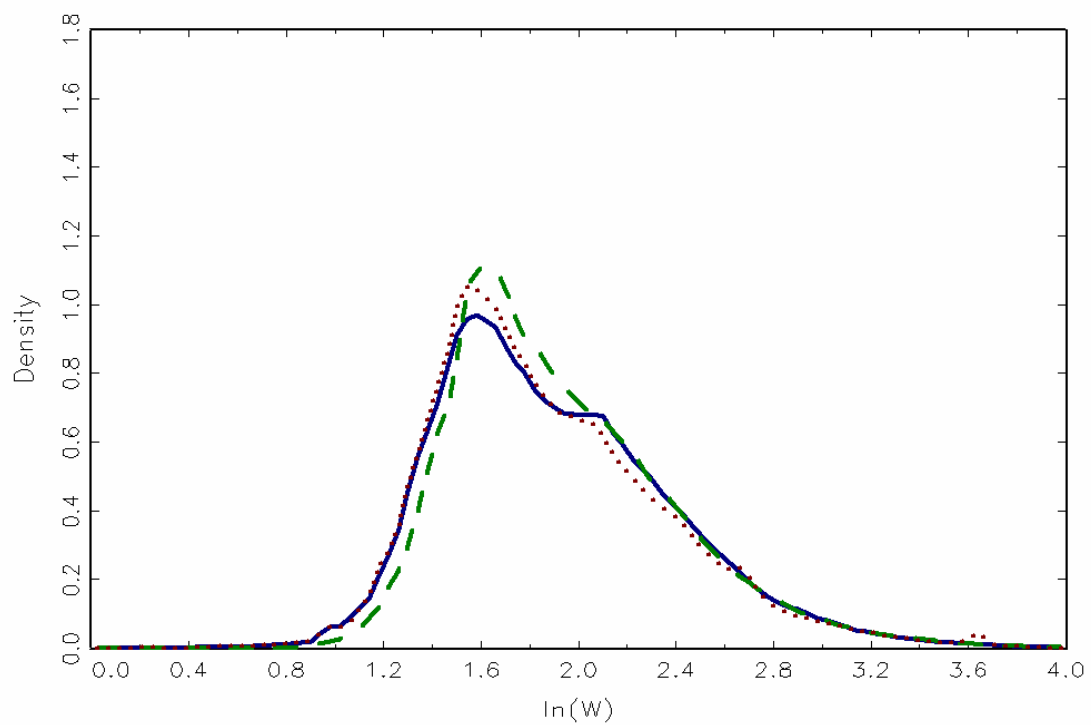


Figura 10. Densidad contrafactual para trabajadores indefinidos (excluyendo el tipo de convenio colectivo)

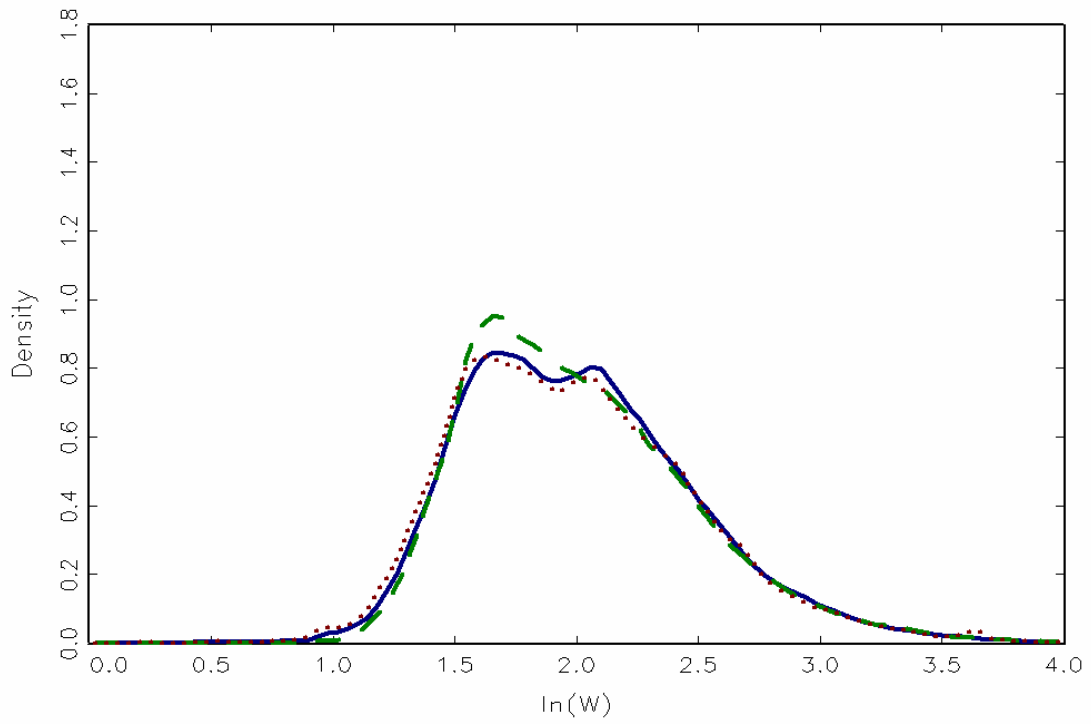


Figura 11. Densidad contrafactual para trabajadores temporales (excluyendo el tipo de convenio colectivo)

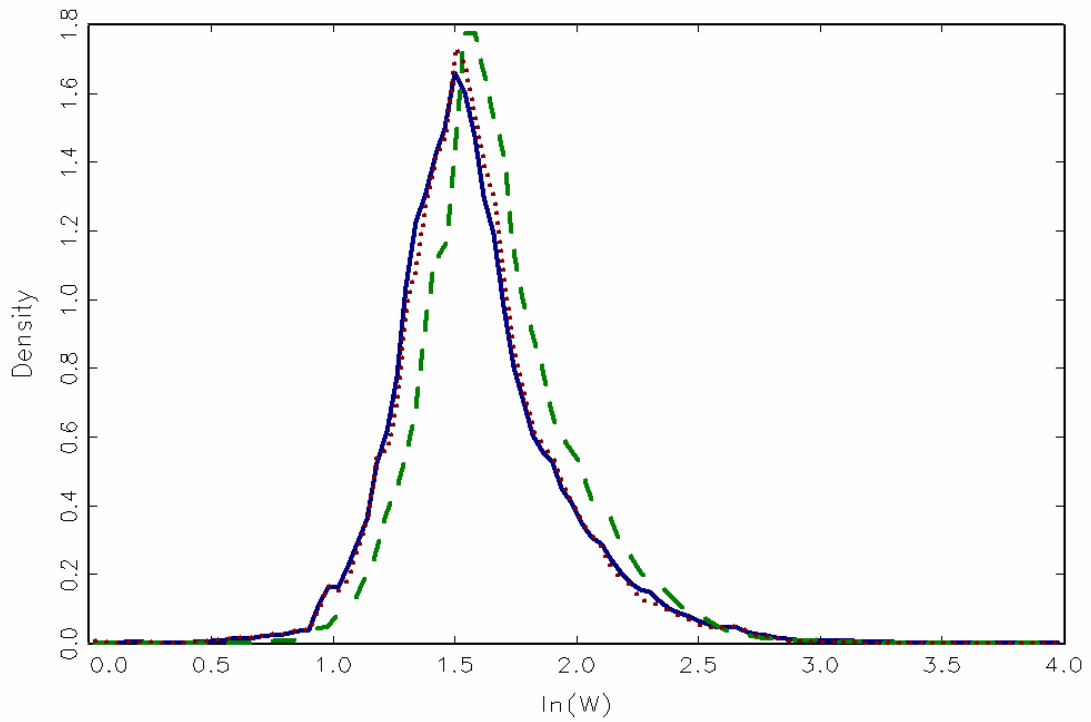


Figura 12. Densidad contrafactual para trabajadores indefinidos (excluyendo el tipo de convenio colectivo y la antigüedad)

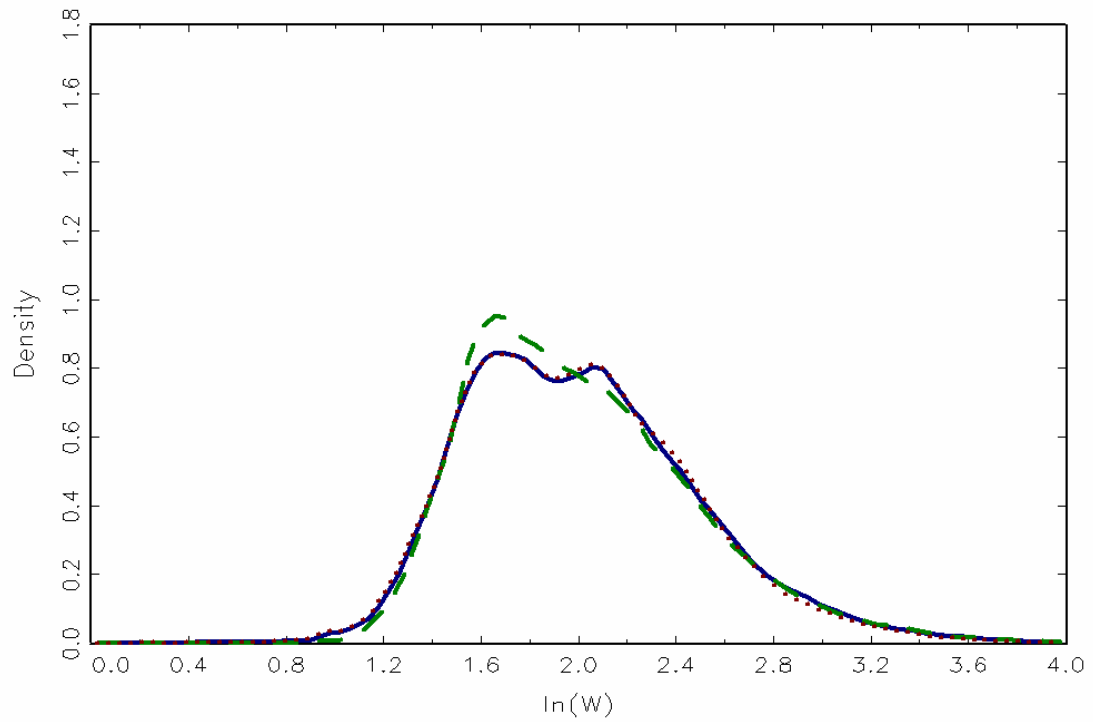


Figura 13. Densidad contrafactual para trabajadores temporales (excluyendo el tipo de convenio colectivo y la antigüedad)

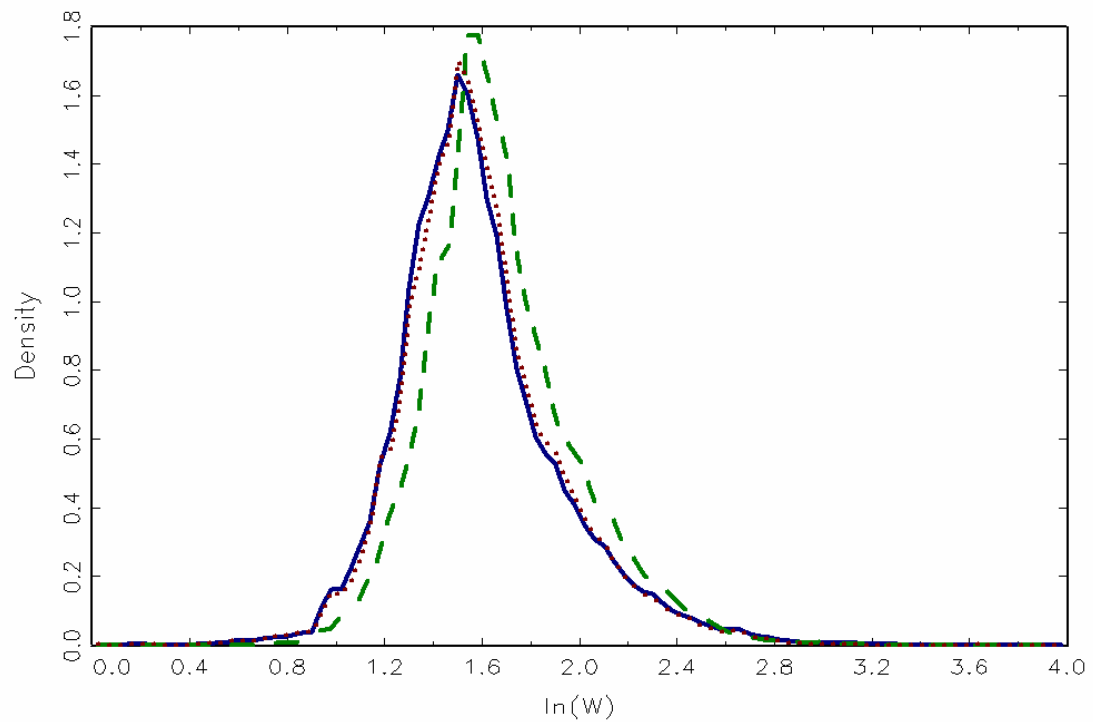
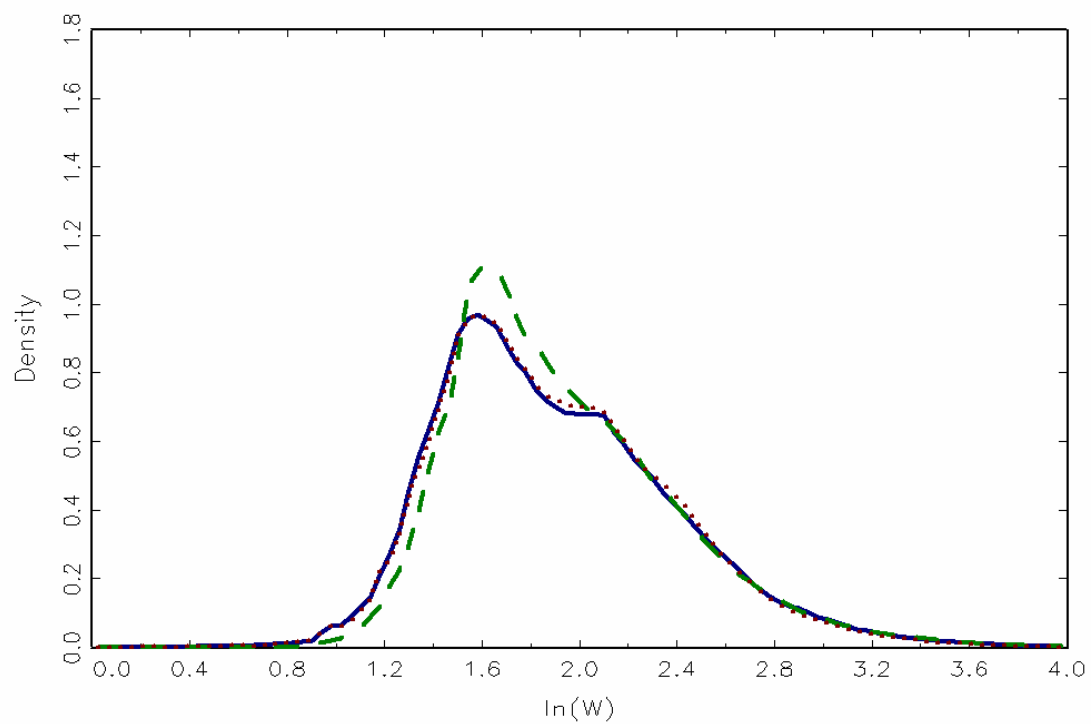


Figura 14. Densidad contrafactual para todos los trabajadores (excluyendo el tipo de convenio colectivo y la antigüedad)



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 como sigue:

	Número de años
Estudios primarios incompletos	2,5
Estudios primarios	5
Secundarios, 1 ^{er} nivel	8
FP I	10
Secundarios, 2 ^o 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 (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:

$$\text{salario hora} = \frac{\text{salario base de octubre} + \text{complementos de octubre}}{\text{jornada semanal} * 4.42857} \quad (\text{A.3})$$