

**Discriminación salarial por tipo de contrato.
Efectos en el conjunto de la distribución.**

Elisabet Motellón[?]
Enrique López-Bazo[?]

Grupo de Investigación AQR
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

Abstract: La evidencia empírica disponible para el mercado de trabajo español muestra la existencia de un diferencial salarial a favor de los individuos con contrato indefinido. Diversos trabajos han analizado la contribución de las diferencias en características y en sus retribuciones al citado gap salarial, mediante la aplicación de la descomposición de Oaxaca-Blinder a supuestos trabajadores representativos de cada colectivo. Este trabajo pretende profundizar en esta cuestión no limitando el análisis a la descomposición de las diferencias en primeros momentos, sino analizando la existencia de discriminación por tipo de contrato en el conjunto de la distribución salarial. Los resultados obtenidos para el año 1995 y 2002, revelan la presencia de diferencias (no homogéneas) en el conjunto de la distribución salarial y la existencia de discriminación atribuible a diferencias en las tasas de retorno de las características de los trabajadores y del puesto de trabajo que desempeñan, que no afecta por igual a todos los niveles salariales. Destaca que la práctica totalidad de la discriminación observada deriva de la menor retribución del capital humano de los empleados temporales. De hecho, no se apreciarían diferencias importantes entre la distribución salarial de los trabajadores con contrato de duración determinada e indefinidos en el caso en que el capital humano tuviese la misma retribución en ambos colectivos.

Palabras clave: Temporalidad, Distribución salarial, Análisis semi-paramétrico, Descomposición de Oaxaca.

Agradecimientos: E. Motellón cuenta con apoyo financiero del Departament d'Universitats, Recerca i Societat de la Informació de la Generalitat de Catalunya y el Fondo Social Europeo. E. López-Bazo agradece la ayuda financiera del Plan Nacional de I+D+I, correspondiente al proyecto SEJ2005-07814ECON

1. Introducción

Los costes asociados a la temporalidad en el mercado laboral español han despertado un intenso interés en los ámbitos académico y social. Del interés por el impacto de esta modalidad contractual sobre los salarios, y a partir de la existencia de una brecha salarial a favor de los trabajadores indefinidos constatada en la literatura, abordamos el análisis de la posible discriminación salarial por tipo de contrato. La extensión de este estudio al conjunto de la distribución salarial representa una novedad en la literatura y constituye la principal aportación de este trabajo.

La temporalidad se configura como uno de sus principales problemas del empleo en España¹. Esta situación de incertidumbre laboral afecta en torno a un tercio de la población asalariada, más del doble de la media europea, alcanzando tal magnitud que, no sólo ha dado lugar a que en diversos informes de la UE se recomiende al estado español su reducción, sino que constituye una de las señas de identidad de nuestro sistema de relaciones laborales, dando origen al denominado “modelo de temporalidad español”. Por este motivo, detallar las consecuencias de la temporalidad adquiere, para el modelo de relaciones laborales español, una significación especial dado que, como señalan Dolado et al. (2002), España proporciona un “caso de estudio fascinante” para investigar los efectos de los contratos de trabajo temporales en el mercado laboral. El principal desencadenante de esta situación es la primacía otorgada por el empresariado español a la contratación temporal como estrategia de flexibilización laboral, por encima de otras medidas flexibilizadoras. Además la experiencia española puede ser de utilidad para prever los efectos de la extensión de la contratación temporal en otros países de nuestro entorno que parecen estar valorando tal posibilidad.

El problema fundamental de los costes de la temporalidad, asociados con la denominada precariedad laboral, surge cuando se emplea esta modalidad contractual para cubrir necesidades estructurales, contraviniendo el precepto legal y la causa para la que fue diseñada. En definitiva, cuando derivado de su “mal uso”, más que de su abuso, la temporalidad alcanza unos límites inaceptables, tanto por los costes económicos como personales y sociales que conlleva. De estas consecuencias, la más alarmante es probablemente el riesgo de segmentación del mercado laboral en puestos de trabajo de calidad, estables, y en puestos precarios, temporales, como han apuntado previamente diversos estudios (Segura et al., 1991; Jimeno y Toharia, 1993; Bentolila y Dolado, 1994; Toharia y Malo, 2000; Polavieja, 2002).

¹ Un análisis exhaustivo de la problemática de la temporalidad en España se encuentra en Toharia et al. (2005)

De los estudios sobre diferencias en los salarios por tipo de contrato (Jimeno y Toharia, 1993; Bentolila y Dolado, 1994; De la Rica y Felgueroso, 1999; Davia y Hernanz, 2004; y De la Rica, 2004), todos coinciden en señalar la existencia de una brecha salarial a favor de los trabajadores con contrato indefinido, pero presentan conclusiones dispares respecto a la existencia de discriminación salarial contra los temporales. Los más recientes, empleando la descomposición de Oaxaca-Blinder en las medias salariales, encuentran que la práctica totalidad del diferencial salarial es atribuible a las discrepancias en características entre los miembros de cada colectivo, de tal forma que si la brecha salarial es desfavorable para los temporales es porque éstos tienen menor capacidad productiva o trabajan en empresas con inferiores condiciones salariales. Así, De la Rica (2004) concluye que el tipo de contrato no es determinante para explicar la discrepancia salarial entre individuos con distinta estabilidad laboral. Es más, Davia y Hernanz (2004) concluyen que, en el caso de que los trabajadores con contrato temporal tuviesen las características de los fijos y prestasen sus servicios en idénticas circunstancias, su salario sería superior al de éstos. Pero como hemos mencionado, todos estos estudios extraen sus resultados de la comparación de dos individuos representativos, uno para cada colectivo. La idea de que el diferencial salarial, y sus causas, pueden ser distintos según el nivel retributivo que estemos analizando, nos ha llevado a extender el estudio al conjunto de la distribución salarial. Esta nueva visión de la discriminación salarial por tipo de contrato, no recogida hasta donde conocemos en la literatura, y el estudio de su evolución a lo largo del tiempo, nos permitirá obtener una nueva perspectiva del problema así como un mayor conocimiento del mismo. La misma se encuentra en línea con la aproximación sugerida por Jenkins (1994) y con las extensiones a ésta de Favaro y Magrini (2003) y de Del Río et al. (2004).

Los resultados obtenidos en nuestro trabajo indican que cerca de un 90% de las diferencias salariales entre trabajadores con contrato fijo y temporal proviene de discriminación hacia este último grupo, en concreto de la discriminación en la retribución de su capital humano. Este fenómeno permanece estable en los periodos analizados, 1995 y 2002. La comparación del conjunto de las distribuciones de salarios para cada colectivo, indefinidos y temporales, avalan nuestro planteamiento de no limitar el análisis a la comparación de medias dado que, por ejemplo, mientras que la discriminación asociada a las características de los trabajadores nos permite explicar en gran medida las diferencias en los niveles salariales medios, no parece ser la causante de la brecha existente en los extremos de la distribución, especialmente sobre los salarios más elevados. Además observamos que cuando se controla por la diferencia en la retribución a las características de los trabajadores,

tanto económicas (capital humano) como no económicas (género), la distribución salarial de los trabajadores con contrato temporal se asemeja notablemente a la de los trabajadores con contrato indefinido. Ello sugiere la presencia de una fuerte discriminación contra los trabajadores temporales asociada al pago de tales características, básicamente a los distintos componentes del capital humano (educación, experiencia potencial y antigüedad). En líneas generales esta situación permanece estable en los años analizados, salvo por leves discrepancias en las contribuciones. La misma circunstancia no se da para el caso de la retribución a las características del puesto de trabajo y la empresa que, incluso con los datos correspondientes a 1995, parece estar contrarrestando la discriminación asociada a las características personales.

El resto del trabajo se organiza como sigue. En el apartado 2 se efectúa una breve introducción al análisis de la discriminación en el mercado de trabajo y la situación de la contratación temporal en España, a fin de contextualizar el estudio. La descripción de la base de datos empleada y de las principales variables utilizadas se realiza en el apartado 3, mientras que el apartado 4 está dedicado a presentar la especificación de las ecuaciones salariales y los resultados del análisis de la discriminación en los primeros momentos. El análisis de los efectos de ésta en el conjunto de la distribución salarial se realiza en el quinto apartado, tras describir brevemente la metodología empleada. Finalmente, en el apartado 6 se sintetizan las principales conclusiones alcanzadas.

2. Discriminación en el mercado de trabajo y la contratación temporal en España

La complejidad que representa el ámbito de estudio de la discriminación en el mercado de trabajo hace imprescindible abordar su definición a fin de poder contextualizar el presente trabajo, a pesar de que sus múltiples facetas hagan complicada esta tarea. Paralelamente esta complejidad dificulta no sólo su determinación, sino también su cuantificación. Los expertos apuntan los obstáculos que puede encontrar la perspectiva económica a la hora de abordar la discriminación laboral ya que, al fundamentar su análisis en la conducta racional de los individuos, puede representar una grave desventaja para explicar un fenómeno que podemos considerar como irracional. Conscientes de que el análisis económico no puede facilitar una explicación completa del fenómeno, sino limitarse a la aportación de información acerca de algunas facetas del mismo, los economistas han tenido que permeabilizar sus límites para dar cabida a propuestas de otras disciplinas, a fin de sustentar sus postulados o poder incrementar la capacidad explicativa de sus modelos.

Para la definición de discriminación económica seguiremos la propuesta de McConnell, Brue y Macpherson (2003). Así, ésta acontece cuando los trabajadores pertenecientes a grupos minoritarios, con idéntica capacidad, nivel de estudios, formación y experiencia que el grupo mayoritario, recibe un trato inferior en la contratación, el acceso a una ocupación, los ascensos, el salario o las condiciones de trabajo. Esta discriminación en el mercado laboral se observará cuando personas (o grupos de personas) con las mismas “características económicas” vinculadas con su productividad marginal (educación, experiencia, nivel de ausentismo, habilidades, actitudes, motivación, etc.) perciben diferentes salarios en promedio y, estas diferencias retributivas están sistemáticamente correlacionadas con determinadas características individuales “no económicas”, como el género, edad, etnia, participación sindical, religión, ideología política, etc. (Stiglitz 1973, Aigner y Cain 1977).

Paralelamente también son varias las razones que justifican la falta de consenso en torno a una única teoría que explique la existencia de discriminación laboral. Estas razones derivan especialmente del reciente interés por analizar este fenómeno, la diversidad de manifestaciones en las que ésta se puede materializar, así como de la multitud de causas que pueden condicionar su existencia, causas que no siempre se prestan a un examen objetivo y en términos cuantitativos. Pero a pesar de esta problemática planteada podemos encontrar diferentes aproximaciones que racionalizan la presencia de la discriminación. De todas las vertientes de pensamiento económico es la neoclásica la que copa la mayoría de la literatura teórica y empírica. Dentro de la tradición neoclásica podemos encontrar diferentes modelos que aportan un marco teórico a la discriminación en el mercado de trabajo. Resaltamos los cuatro principales por sus repercusiones teóricas y empíricas: el *Modelo del gusto por la discriminación*, basado en el prejuicio de los agentes dispuestos a pagar por discriminar, el *Modelo del poder del mercado*, sustentado en el trato diferenciado que reciben los individuos con una oferta de trabajo más inelástica, el *Modelo de segregación ocupacional*, que se centra en las consecuencias derivadas del exceso de oferta de trabajo en aquellas ocupaciones donde el colectivo minoritario encuentra menores barreras de acceso, y el *Modelo de discriminación estadística*. Es este último el más desarrollado y podríamos describirlo como un modelo estocástico de discriminación que presenta “más posibilidades de que se produzca una discriminación permanente” (Cain, 1986). El modelo de discriminación estadística tiene su fundamento en la inexistencia de información perfecta. Los empresarios desconocen la productividad que pueden alcanzar los demandantes de empleo, y al no disponer de esta información a nivel individual la sustituyen por el promedio que se le atribuye al colectivo al cual pertenecen, del que sí se dispone de información completa. En definitiva, representa

etiquetar a los trabajadores con los valores medios de las características de su grupo, radicando el problema en aquellos individuos que se alejan de la media del grupo.

En el terreno empírico, y dentro del ámbito de las relaciones laborales, la mayoría de las investigaciones se han centrado en el análisis de la discriminación salarial, en la del acceso al empleo y en la de la adquisición de capital humano. En ellas, los principales colectivos desfavorecidos los constituyen mujeres y minorías étnicas. En este sentido, en este trabajo se pretende aportar evidencia adicional sobre la posible existencia de discriminación salarial derivada de la modalidad contractual en el mercado de trabajo español y, en su caso, de los mecanismos a través de los cuales ésta se produce, todo ello mediante el análisis de los efectos en el conjunto de la distribución salarial. Como se ha indicado anteriormente, son diversos los trabajos que han aportado evidencia acerca de la existencia de discriminación salarial según el tipo de contrato en España, aunque todos ellos a partir de la descomposición de la diferencia en los primeros momentos. Por el contrario, esta cuestión no parece haber llamado especialmente la atención para el caso de los mercados de trabajo en otras economías (Golden, 1996; Kalleberg, Reskin y Hudson, 2000; Gisecke y Gross, 2004; McGovern, Smeaton y Hill, 2004). Es posible que la ausencia de análisis exhaustivos en esos casos esté estrechamente relacionada con el hecho de que la temporalidad no haya alcanzado en ellas las cotas que ha padecido y padece el mercado de trabajo español. Por este motivo es en el ámbito de las relaciones laborales españolas donde se circunscriben la mayoría de trabajos que analizan las causas y consecuencias de la contratación temporal (Segura et al., 1991; Jimeno y Toharia, 1993; Bentolila y Dolado, 1993, 1994; Alba-Ramirez, 1998; De la Rica y Felgueroso, 1999; Sánchez y Toharia, 2000; Toharia y Malo, 2000; Dolado et al., 2002; Davia y Hernanz, 2004; De la Rica, 2004; Guadalupe, 2003; Hernanz y Toharia, 2004; Albert et al., 2004; De la Rica e Iza, 2005; Toharia et al, 2005).

La tasa de temporalidad española, afectando a más del 30% de los trabajadores, es con creces muy superior a la media europea. Basándonos en la información aportada por Eurostat para el segundo trimestre de 2005, y con unas proporciones que se mantienen prácticamente inalterables en los últimos años, constituye más del doble que la de la UE-25 (14,3%) y UE-15 (14,1%) y prácticamente triplica la de países como Italia (12,4%) con un modelo de relaciones laborales similar al español. Esta situación tuvo en la reforma del Estatuto de los Trabajadores de 1984², Ley 32/1984 de 2 de agosto, el detonante legal que facilitó su

² Conjuntamente con el RD 1989/1984, de 17 de octubre, sobre contratación temporal como medida de fomento de empleo

configuración³. Así, en ocho años, gracias a una paulatina implantación del contrato temporal como elemento estructural desvinculado del principio de causalidad, se pasó de una tasa de temporalidad de un 10% a más del 30%. La resistencia al descenso de esta tasa constata el fracaso de las últimas reformas laborales (1992, 1994, 1997 y 2001)⁴ que perseguían principalmente frenar la contratación temporal. Este abuso de la contratación temporal, especialmente relevante para los jóvenes, mujeres y trabajadores con menor nivel educativo, origina como externalidad más importante la actual “precariedad” laboral, de la que se podrían estar derivando no sólo inaceptables costes sociales sino una reducción de la eficiencia y competitividad empresarial.

3. Base de datos y descriptivo

Los resultados obtenidos en este trabajo se obtienen a partir de la información contenida en la Encuesta de Estructura Salarial de 1995 y de 2002 (EES en adelante) publicada por el Instituto Nacional de Estadística. Esta base de datos proporciona de forma detallada e individualizada información salarial, así como de un conjunto de variables que aproximan las características personales de los trabajadores y de las condiciones de trabajo y de la empresa donde prestan sus servicios, para aquellos establecimientos con más de 10 empleados⁵. Esta encuesta ha sido la empleada por los estudios más recientes sobre el análisis del diferencial salarial asociado al tipo de contrato (De la Rica y Felgueroso, 1999; Davia y Hernanz, 2004 y De la Rica, 2004), pero sus conclusiones están circunscritas al año 1995. La ampliación del ámbito temporal del estudio, mediante la explotación de la EES para 2002, nos permitirá un mayor conocimiento del fenómeno permitiéndonos determinar la evolución del mismo y el impacto de alguna de las reformas que le puedan haber afectado.

Sobre las muestras originales facilitadas por el INE se han realizado distintas depuraciones a fin de maximizar la congruencia del estudio y garantizar la comparabilidad de los dos periodos analizados. Así, se han excluido aquellas observaciones que presentaban valores anómalos, con especial atención a la información salarial, así como a los trabajadores

³ Existen estudios que constatan que la existencia de la temporalidad es anterior a esta norma jurídica (Fina et al., 1989), pero la aprobación del Estatuto de los Trabajadores de 1984 supuso la creación del marco jurídico idóneo para actuar como desencadenante legal del actual fenómeno de la temporalidad en España.

⁴ Toharia et al. (2005) recoge de forma exhaustiva la evolución de la temporalidad en el estado español.

⁵ En Pérez y Hidalgo (2000) podemos encontrar una descripción pormenorizada de Encuesta de Estructura Salarial para el año 1995.

con contrato de formación que incorporaba la EES de 1995⁶. Posteriormente hemos restringido la muestra a individuos menores de 65 años, que prestaban sus servicios a jornada completa y que percibieron íntegramente el salario correspondiente al mes de octubre, dado que serán estas remuneraciones la base para construir la variable que centrará nuestro estudio. El resultado es una muestra final para 1995 de 120258 individuos, el 74.63% indefinidos y el 25.37% temporales, y de 106425 para el 2002, de los cuales el 76.79% tenían contrato indefinido y el 23.21% contrato temporal.

Además de las variables directamente contenidas en la EES, hemos elaborado tres variables adicionales de importancia destacada en el análisis, la educación medida en años de permanencia en el sistema educativo formal, la experiencia potencial del individuo y su edad en el momento de acceder a la empresa. La descripción del modo en que se han calculado estas variables se encuentra en el anexo.

Como información de la retribución percibida por los trabajadores, a partir de la cual se intentará contrastar la hipótesis de la existencia de la discriminación salarial por tipo de contrato, es el salario bruto por hora⁷ referido al mes de octubre⁸. Esta variable estará compuesta por el salario base y los complementos salariales, excluyéndose cualquier percepción extraordinaria derivada, por ejemplo, de horas y pagas extraordinarias. La magnitud de la brecha salarial en la muestra favorable a los trabajadores con contrato indefinido, ya constatada en estudios precedentes, se puede observar en la Tabla 1. Se aprecia como el salario de los trabajadores temporales ha experimentado un mayor incremento entre los años 1995 y 2002: un 37,34% para los temporales frente a un 24,74% para los indefinidos. De este modo, la magnitud del gap salarial constatada ha sufrido en su media un leve descenso entre los años señalados. Así, mientras que en 1995 el salario de los trabajadores temporales representaba, en media, un 61,12% del salario percibido por sus compañeros indefinidos, en 2002 ascendió a un 67,32%. No obstante, y a pesar de esta reducción de las diferencias salariales entre tipos de contrato, la brecha observable en el año 2002 no deja de ser significativamente elevada. El test de igualdad de medias, efectuado sobre el logaritmo del

⁶ La normativa laboral permite que desempeñando igual, o equivalente, puesto de trabajo un individuo con contrato de aprendizaje pueda percibir una menor retribución.

⁷ Los detalles sobre su cálculo se encuentran en el anexo.

⁸ Si bien la EES proporciona información detallada del salario en términos anuales y mensuales del mes de octubre, hemos optado por hacer uso del segundo concepto para garantizar que los años analizados sean estrictamente comparables dado que la información salarial anual contenida en la EES para 1995 y 2002 difieren en su cálculo. 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.

salario hora⁹ y recogido en la Tabla 2, nos confirma que la media salarial para los indefinidos es significativamente más elevada que para los temporales en los dos años analizados.

Para obtener una descripción más detallada de las diferencias salariales para ambos grupos de trabajadores, se ha procedido a la comparación de la forma externa de las distribuciones de salarios, para individuos con contrato fijo e individuos con contrato temporal, a partir de la estimación no paramétrica de la función de densidad de las mismas¹⁰. Las Figuras 1 y 2 muestran estas funciones de densidad correspondientes al año 1995 y 2002, respectivamente. De su observación podemos concluir que la obtención de estabilidad laboral, es decir el transito de contrato temporal a fijo, ocasiona no sólo que la moda y la media se desplacen hacia la derecha, hacia *zonas* de salario más elevado, sino el desplazamiento de toda la distribución. Asimismo, merece la pena destacar que ambas distribuciones difieren notablemente en el grado de dispersión y en su forma, alertándonos de que limitar el análisis a la mera comparación de las medias (descomposición de Oaxaca tradicional) podría omitir elementos interesantes y conducir a conclusiones parciales.

El test de Kolmogorov-Smirnov, Tabla 3, nos indica que la diferencia en la distribución de los salarios en los dos tipos de contrato considerados es estadísticamente significativa para los años 1995 y 2002, rechazándose el supuesto de igualdad de la distribución de salarios fijos y temporales. De hecho, se obtiene para los dos años que la distribución de los fijos domina estocásticamente a la de los temporales. La secuencia de estos contrastes constituye, de hecho, el test de dominancia estocástica aplicado en Delgado et al (2002).

Hasta este punto únicamente hemos verificado la presencia de una diferencia significativa en la distribución salarial de trabajadores indefinidos y temporales. Pero esta constatación no es suficiente para confirmar la existencia de discriminación salarial por tipo de contrato. La teoría del capital humano postula que la determinación de los salarios responde a los distintos niveles de productividad de los individuos de modo que, en un mercado competitivo, debería darse una igualdad entre el valor de la productividad marginal del trabajador y su salario. Así, la diferencia salarial mostrada anteriormente podría deberse, parcial o totalmente, a las distintas productividades presentadas por los individuos. Detectar y

⁹ A partir de este punto, y para mantener la coherencia con los análisis posteriores, los resultados referidos a las diferencias salariales son obtenidos a partir de la transformación logarítmica.

¹⁰ 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 distribución. En cualquier caso, los resultados son poco sensibles a kernels y a valores de h alternativos.

cuantificar las conductas discriminatorias pasa indefectiblemente por identificar qué parte de la diferencia en la distribución de los salarios es atribuible a las diferencias en el precio o rendimiento de las características personales y de la empresa y cuál lo es a diferencias en la distribución de dichas características entre individuos con distinta modalidad contractual.

Las diferencias en las características individuales y de la empresa entre trabajadores con contrato indefinido y temporal, nos sugiere que al menos una parte de las diferencias salariales podrían ser debidas a diferencias en las características. La Tabla 4 presenta un descriptivo de las principales variables observadas en la muestra en cada año. Como ya se ha indicado anteriormente, en el año 1995 más del 25% de los individuos tienen un contrato temporal, descendiendo a poco más de un 23% para 2002. Fijos y temporales presentan distinta distribución ocupacional y sectorial, y prestan sus servicios en empresas de distinto tamaño, notablemente mayores para el colectivo indefinido.

Si bien es cierto que en ambos años se constata, en línea con otros trabajos (Toharia et al., 2005), una mayor incidencia de la temporalidad sobre las mujeres, los jóvenes y los individuos con menor nivel educativo, podemos observar diferencias en la evolución de estos colectivos si comparamos los datos para 1995 y 2002. Durante el periodo estudiado las mujeres han incrementado su participación en el mercado de trabajo, lo cual ha representado un aumento de casi 9 puntos porcentuales, siendo esta feminización mayor sobre el colectivo con estabilidad laboral ocasionando una reducción de la tasa de temporalidad femenina que ha pasado de un 28,65% en 1995 al 22,89% en 2002. Paralelamente podemos apreciar como si bien los individuos con contrato temporal tienen menos edad que los indefinidos, esta diferencia ha ido reduciéndose: diez años en 1995 frente a aproximadamente siete en 2002, incidiendo en las diferencias observadas en la experiencia laboral total que presentan trabajadores indefinidos y temporales. Sin embargo, si nos centramos en el tercer colectivo con mayor riesgo de sufrir temporalidad, los individuos con menor nivel educativo, éstos no han mejorado su situación en el 2002, en contraposición con lo observado para mujeres y jóvenes. Los años de educación de los trabajadores con contrato indefinido en la muestra se han incrementado en un año entre 1995 y 2002, alcanzando los 9,7 años en el último periodo analizado, pero este incremento ha sido prácticamente nulo para aquellos con contrato temporal. Se evidencia así que, respecto a los niveles de educación, han aumentado las diferencias entre los dos colectivos. Por otra parte, la antigüedad en la empresa es la variable que presenta una mayor discrepancia, en línea con los estudios precedentes, a pesar de que ésta ha descendido en el periodo 1995-2002. Así mientras para los trabajadores con seguridad laboral toma un valor de 13,8 años para 1995 y de 10,4 para el 2002, en el caso de los

temporales apenas alcanza el año (1.2 en 1995 y 0.77 en 2002). Así, y a grandes rasgos, podemos apreciar como el colectivo de indefinidos presenta un mayor capital humano, entendido en sentido amplio, que nos hace pensar en que resultarán más productivos en el desempeño de sus tareas. Pero la cuestión es si estas diferencias en las características del trabajador y de la empresa permiten explicar la totalidad de las diferencias apreciables en las distribuciones salariales para individuos fijos y temporales o si, por el contrario, existen también diferencias en las retribuciones que perciben por ellas. Para dar respuesta a esta cuestión en primer lugar, y a modo ilustrativo, emplearemos la descomposición de Oaxaca-Blinder tradicional que, posteriormente, extenderemos siguiendo la propuesta de Jenkins (1994) al análisis del conjunto de la distribución.

4. Descomposición de la diferencia salarial por tipo de contrato en los primeros momentos

La metodología propuesta por Oaxaca (1973) y Blinder (1973) permite descomponer el diferencial salarial entre trabajadores con contrato fijo y temporal en el efecto atribuible a las características observables, tanto personales como de la empresa y del puesto de trabajo, y aquel atribuible a los distintos rendimientos de éstas.

Partimos de la estimación de la regresión salarial correspondiente a cada colectivo de interés, individuos indefinidos y temporales. No obstante, cabe considerar la posibilidad de que la estimación de las ecuaciones salariales presente un problema de sesgo de selección, dado que el proceso de asignación de los trabajadores a uno u otro tipo de contrato puede no ser aleatorio, ocasionando la inconsistencia de los parámetros. Para corregir ese sesgo, aplicamos la estimación bietápica propuesta en Heckman (1976, 1979). Así, en nuestro caso tendremos un sistema formado por tres ecuaciones, dos correspondientes a las ecuaciones salariales para trabajadores fijos, (1), y temporales, (2), y otra para el proceso de selección de cada trabajador en cada tipo de contrato (3)¹¹:

$$\ln (W_F) = X_F d_F + e_F \quad (1)$$

$$\ln (W_T) = X_T d_T + e_T \quad (2)$$

$$C^* = aH + ? \quad (3)$$

donde el subíndice F denota a los trabajadores con contrato fijo y T a los temporales. W es el salario hora, X representa el conjunto de determinantes salariales y d es el vector de parámetros que recoge el rendimiento de estos determinantes. Los términos de perturbación

¹¹ Ver Maddala (1983).

se representan por e_F y e_T . H recoge el conjunto de variables que determinan la probabilidad de que un individuo tenga contrato indefinido o temporal. Dicha matriz puede contener alguna o todas las variables en X , aunque la identificación de la estimación de los parámetros requiere que al menos una de las variables incluidas en H no incida directamente en la determinación de los salarios.¹² Finalmente, u es el término de perturbación. El resultado de la ecuación (3) es C^* , un proceso latente e inobservable por el cual un trabajador es clasificado en el grupo de trabajadores con contrato indefinido o de duración determinada. Únicamente es observable el resultado del proceso de selección, la variable indicador C , que toma valor 1 si la variable latente es positiva, y 0 en caso contrario:

$$C = 1(Hr + u > 0) \quad (4)$$

$$C = 0(Hr + u \leq 0) \quad (5)$$

De este modo, la estimación consistente de (1) y (2) requiere de la estimación simultánea de los parámetros de la ecuación (3), que puede ser realizado por máxima verosimilitud o mediante el método bietápico propuesto en Heckman (1976, 1979). Dado que los resultados de la estimación de (1) y (2) serán utilizados para realizar la descomposición de las diferencias salariales entre trabajadores con contrato fijo y temporal, y que esto requiere que las ecuaciones salariales pasen por la media de la variable dependiente emplearemos el método bietápico que es el que nos garantiza esta circunstancia.¹³

En la primera etapa de la estimación bietápica de Heckman se estima un modelo probit, cuyos resultados se recogen en el anexo, para obtener la estimación de la probabilidad del proceso clasificatorio, es decir, la probabilidad asociada a cada tipo de contrato para cada trabajador en la muestra, y se utiliza este resultado para construir la razón inversa de Mills, \hat{M} . En la segunda etapa se estiman las ecuaciones salariales para cada grupo de interés incluyendo como regresor adicional \hat{M} .

De este modo, las ecuaciones salariales a estimar, distinguiendo en los regresores entre aquellos que recogen información relativa al trabajador (T) y al puesto de trabajo y la empresa (E), vienen dadas por:

$$\ln(W_F) = \mathbf{a}_F + T_F \mathbf{b}_F + E_F \mathbf{g}_F + \mathbf{I}_F M_F + \mathbf{m}_F \quad (6)$$

$$\ln(W_T) = \mathbf{a}_T + T_T \mathbf{b}_T + E_T \mathbf{g}_T + \mathbf{I}_T M_T + \mathbf{m}_T \quad (7)$$

¹² Siguiendo a De la Rica (2004), la tasa de temporalidad en la región, recogida en el anexo, conforma la variable empleada para la identificación. Así es recogida en H , por su incidencia en la probabilidad de tener uno u otro tipo de contrato, pero no en X dado que asumimos que no constituye un determinante salarial fundamental.

¹³ El mismo argumento para emplear el método bietápico es utilizado en De la Rica (2004).

donde μ denota el término independiente. Las variables que recogen las características de los trabajadores son el género, como variable no económica y como económicas, la experiencia laboral potencial, la educación y la antigüedad. Las referidas a las características de la empresa son la ocupación, el tipo de mercado, el sector de actividad, el tipo de convenio colectivo, el tipo de propiedad y el tamaño empresarial.

Por otra parte, y dado que en la ecuación salarial aparecen un número importante de variables ficticias que ocasionan un problema de estabilidad en la estimación de los efectos asociados a cada categoría, hemos aplicado la restricción de identificación propuesta por Gardeazabal y Ugidos (2004). Esta permite obtener estimaciones de los efectos atribuibles a cada categoría que son robustos a la categoría base seleccionada.

La Tabla 5 resume los resultados de las estimaciones de las ecuaciones salariales para individuos con contrato fijo (6) y con contrato temporal (7) para los años 1995 y 2002. Es importante señalar que el parámetro asociado a la inversa de la ratio de Mills resulta significativo en ambos periodos indicándonos la conveniencia de la corrección del sesgo de selección asociado al proceso clasificatorio. La comparación de los resultados de la estimación para trabajadores permanentes y temporales nos alerta de la posible existencia de estructuras salariales distintas. Así apreciamos como existen diferencias en las retribuciones a las características personales de los trabajadores y de la empresa entre ambos tipos de contrato. Estas discrepancias alertan sobre la posible existencia de discriminación salarial contra los individuos con contrato temporal que esté ocasionando parte del diferencial salarial a favor los individuos indefinidos. La descomposición de Oaxaca-Blinder permite cuantificar la contribución de la discriminación a las diferencias salariales en los primeros momentos¹⁴. Los resultados para los años 1995 y 2002 se sintetizan en la Tabla 6. En primer lugar, destaca que, aunque entre 1995 y 2002 la brecha salarial entre los colectivos objeto de estudio disminuyó, pasándose de un diferencial salarial de 0,428 puntos logarítmicos en 1995 a 0,333 en 2002, no se aprecian cambios importantes en la contribución atribuible a las diferencias en las características, ni a aquella atribuible a diferencias en los coeficientes estimados, es decir en los rendimientos de esas características.¹⁵ Por otra parte, el signo negativo del parámetro asociado a la selección y, en menor medida el de la constante, contrarresta parte del efecto atribuible a las diferencias en características y rendimientos que favorecen a los trabajadores con contrato indefinido.

¹⁴ Una breve descripción de dicha descomposición para el caso que nos ocupa se encuentra en el anexo.

¹⁵ La contribución al gap salarial atribuible tanto a diferencias en características como en rendimientos en 1995 es similar al obtenido en De la Rica (2004).

Siguiendo el mismo razonamiento empleado en la descomposición anterior, a partir de la estimación de las ecuaciones salariales para ambos tipos de contrato podemos calcular las remuneraciones vinculadas a los contratos temporales en ausencia de discriminación. Así, mientras que (el logaritmo de) los salarios estimados reales¹⁶ para trabajadores indefinidos y temporales se obtiene como

$$\ln(\hat{W}_F) = \mu_F + T_F\beta_F + E_F\gamma_F + \lambda_F\hat{M}_F \quad (8)$$

$$\ln(\hat{W}_T) = \mu_T + T_T\beta_T + E_T\gamma_T + \lambda_T\hat{M}_T \quad (9)$$

los salarios contrafactuales para los trabajadores temporales en ausencia de discriminación se calculan como:

$$\ln(\hat{W}_T^F) = \hat{\mu}_T + T_T\hat{\beta}_F + E_T\hat{\gamma}_F + \hat{I}_T\hat{M}_T \quad (10)$$

Es decir, la expresión (10) recoge el salario virtual que correspondería a los trabajadores con contrato temporal, en el caso en que tuviesen la estructura salarial de los trabajadores con contrato indefinido. Adicionalmente, para valorar la discriminación asociada exclusivamente a características de trabajadores por una parte y de la empresa por otra, se obtienen salarios contrafactuales modificando sólo los coeficientes asociados a estas categorías.

La Tabla 7 muestra la media del salario estimado real y de los distintos salarios contrafactuales calculados, junto a los resultados de contrastes de igualdad de las medias de estos últimos con la del primero. Cabe destacar en primer lugar que todos los contrastes sugieren que existen diferencias significativas en las medias del salario estimado real y la de los distintos salarios contrafactuales. Además con esa información es posible obtener índices de discriminación para cada uno de los casos utilizando la expresión (A.5). Así, obtenemos que la discriminación salarial total que representaba un 58,37% del salario de los individuos con contrato temporal en 1995 cayó hasta un 39% en 2002. El índice de discriminación es aún mayor en 1995 —más del 64%— en el caso en que únicamente las características personales de los trabajadores temporales hubiesen sido retribuidas como las de los indefinidos, aunque el mismo fenómeno no parece darse en 2002 (con un valor para el índice de 35.68%). En cualquier caso, este resultado, unido al escaso papel que parece tener la diferencia en el rendimiento de las características de la empresa y el puesto de trabajo, confirma la importante contribución de las características del trabajador en la discriminación salarial, y más

¹⁶ Denominamos a las distribuciones resultantes como reales estimadas para diferenciarlas de las correspondientes a las de los salarios realmente observados. Obviamente la diferencia corresponde al error en la estimación de las ecuaciones salariales.

concretamente la de su capital humano, dado que la incidencia del género es prácticamente despreciable en ambos periodos.

5. Efectos de la discriminación por tipo de contrato en el conjunto de la distribución salarial

El análisis a partir de la aplicación de la descomposición clásica de Oaxaca-Blinder presenta diversas limitaciones (Jenkins, 1994). Entre ellas destacamos que al basarse exclusivamente en la comparación de dos individuos representativos, está asumiendo que la comparación de las medias nos revela toda la información de interés contenida en la distribución salarial. Pero si estos individuos no son representativos de toda la distribución estaríamos aportando conclusiones únicamente parciales e incluso sesgadas sobre los efectos de la discriminación salarial. Esta limitación de la descomposición clásica puede ser superada mediante la comparación de distribuciones salariales estimadas a partir de la aplicación de métodos no paramétricos, que permiten el estudio del efecto de las características y las retribuciones a éstas en toda la distribución.

Para ello, en este apartado se estiman no paramétricamente, a través del método kernel, diversas funciones de densidad. Estas aproximan la forma externa de la distribución de salarios de los correspondientes grupos. Así, en el apartado 3 ya se ha mostrado como existen diferencias significativas entre las distribuciones reales correspondientes a trabajadores con contrato fijo y temporal que no se limitan a las existente en su posición, lo que hace que la comparación utilizando únicamente la media salarial no sea suficiente para caracterizar la naturaleza de las variaciones salariales entre trabajadores con diferente tipo de contrato. Por ello proponemos comprobar si la diferencia entre las distribuciones, aproximadas a través de sus funciones de densidad estimadas, es debida a que se están comparando grupos de individuos que no son homogéneos, por poseer distintas características, o por el contrario si la diferencia en las distribuciones es atribuible a discriminación, es decir a diferencias en la retribución de las características.

Para poder valorar la contribución de la discriminación a las diferencias salariales adoptamos la alternativa metodológica propuesta por Jenkins (1994), consistente en comparar distribuciones reales y contrafactuales, siendo estas últimas fruto de asignarle a los trabajadores temporales la retribución a sus características correspondiente a los trabajadores fijos, es decir los coeficientes estimados para el grupo no discriminado (expresiones 8 a 10). La valoración de la contribución de la discriminación asociada al tipo de contrato a las

diferencias salariales en el conjunto de la distribución se realiza mediante la comparación de la forma externa de la distribución salarial real y contrafactual. La forma externa de la distribución se aproxima a través de la función de densidad estimada para cada una de esas distribuciones. A continuación se describe brevemente el método empleado para la estimación de las funciones de densidad.¹⁷

La estimación kernel de la función de densidad $\hat{f}(w)$ de la muestra aleatoria de salarios W_1, \dots, W_N , de tamaño N es

$$\hat{f}(w) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{h} K\left(\frac{w - W_i}{h}\right) \quad (11)$$

donde h denota el ancho de banda y K la función kernel.

En nuestro estudio hemos empleado un kernel gaussiano definido como:

$$K(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-(z^2/2)} \quad \text{donde } z = \frac{w - W_i}{h}. \quad (12)$$

La estimación de la función de densidad en (11) depende del ancho de banda h , magnitud que determinará el grado de alisamiento de la distribución. De entre los diversos métodos de estimación de la h óptima sugeridos en la literatura hemos empleado el método plug-in propuesto por Sheather y Jones (1991). Adicionalmente debemos tener presente que, como indican Butcher y Dinardo (2002), para realizar las comparaciones entre distintas funciones de densidades es aconsejable que éstas hayan sido estimadas utilizando el mismo ancho de banda. Dado que a continuación vamos a realizar comparaciones entre diversas funciones de densidad estimadas, hemos optado por utilizar la misma h para todas ellas. Entre las diversas posibilidades, hemos utilizado la media de h (0.0206) para las muestras de salarios reales estimados para trabajadores fijos (0.0167) y temporales (0.0246). En cualquier caso, y como constatan Butcher y Dinardo (2002), las conclusiones y resultados de las estimaciones son poco sensibles a kernels y h alternativas, en valores no excesivamente alejados de los óptimos.

La expresión en (11) ha sido empleada para estimar las funciones de densidad asociadas a las distribuciones de los salarios observados, tal y como se recogió en la Figura 1, y para las distribuciones de los salarios ajustados a través de la estimación de (8) y (9). Estas últimas serán comparadas con las asociadas a la distribución de los salarios contrafactuales de

¹⁷ Una descripción detallada se encuentra por ejemplo en Silverman (1986).

los trabajadores temporales obtenidos a través de la aplicación de (10). El desplazamiento de estas últimas funciones de densidad nos indicará el efecto de la discriminación en el conjunto de la distribución salarial. La Figura 3 ilustra esta circunstancia. Así, la distancia entre la densidad en (9) y en (10) es atribuible a la diferencia en remuneración, es decir a discriminación, mientras que la distancia entre (10) y (8) se debe a la diferencia en características entre trabajadores con contrato fijo y temporal. Por último, cabe indicar que se contrastará la igualdad entre distribuciones y se comprobará la dominancia estocástica entre ellas a través de la batería de contrastes de Kolmogorov-Smirnov comentada anteriormente. No obstante, se debe tener presente que los resultados obtenidos en este caso deben interpretarse con cautela dado que el test de Kolmogorov-Smirnov requiere que las muestras sean independientes, lo que no puede ser garantizado en nuestro caso.

La Figura 4, correspondiente a 1995, y la Figura 5, a 2002, recogen conjuntamente la densidad estimada para los salarios temporales obtenidos a través de (9), trazo continuo, y para los salarios fijos obtenidos mediante (8), trazo discontinuo. En ambos casos se observa que la mayor dispersión de la distribución de los trabajadores fijos y su menor apuntamiento respecto a la de los trabajadores temporales avala nuestro planteamiento de extender el estudio de la discriminación salarial a toda la distribución, dado que cuestiona la representatividad de los resultados obtenidos para los salarios medios. Las discrepancias observables entre las funciones son relevantes, coincidiendo en esencia con las ya comentadas para las muestras de salarios reales en el apartado 3. Así, se confirma que la consecución de la seguridad laboral conlleva mayores remuneraciones salariales, asociadas a características observables, dado que la distribución salarial para los trabajadores fijos se sitúa a la derecha de la de los temporales. De hecho, el test de Kolmogorov-Smirnov corrobora la significación de la discrepancia entre ambas distribuciones, y como la de los fijos domina estocásticamente a la de los temporales (Tabla 8).

No obstante, las Figura 4 y 5, así como los tests de la Tabla 8 sólo nos pueden proporcionar conclusiones parciales sobre el papel de la discriminación, al no poder determinar el origen de la desigualdad salarial. Será necesaria la comparación de estas distribuciones con las distintas distribuciones contrafactuales definidas anteriormente para poder extraer conclusiones sólidas sobre la cuestión que motiva este trabajo. Así, en las Figuras 6 y 7 se muestra, además de las densidades de las distribuciones reales estimadas para los años analizados, la correspondiente a la distribución salarial contrafactual definida en (10), es decir la resultante de retribuir todas las características de los temporales como si fuesen

trabajadores fijos (\hat{W}_T^F). Destaca como en ambos periodos se observa idéntico fenómeno: ante un escenario de ausencia de discriminación la distribución de los salarios del colectivo de trabajadores temporales prácticamente se equipararía con la de los indefinidos. El efecto es tal que no únicamente se produce un desplazamiento que sitúa a la distribución de los salarios contrafactuales de los trabajadores temporales en niveles iguales a los de los indefinidos, sino que además se produce una igualación en la forma externa de la distribución y en su grado de dispersión. Especialmente en el caso del año 1995 prácticamente se produce un solapamiento entre la distribución contrafactual y la correspondiente a la estimada real para los trabajadores fijos. La única diferencia reseñable entre los dos periodos son los cambios en la forma de la distribución, grado de dispersión y apuntamiento, que se producen al estimar los salarios para los trabajadores temporales en un escenario de ausencia de discriminación. La distribución contrafactual para 1995 adopta una forma muy parecida a la presentada por la distribución de los salarios indefinidos, sugiriéndonos que la menor dispersión presentada por los salarios temporales derivaba totalmente de las discrepancias en el modo de retribuir sus características dentro de este colectivo. Esto no sucede con igual intensidad en el año 2002, dado que la distribución de los salarios contrafactuales mantiene parte de las características referidas a su forma externa de la distribución de los salarios temporales reales estimados. Ello sugiere que la mayor homogeneidad en los salarios temporales para el año 2002 deriva tanto de la menor dispersión en las características observables de este colectivo como de las retribuciones de éstas.

Con el objetivo de analizar la influencia sobre la distribución salarial de las particularidades personales de los trabajadores y del puesto de trabajo y de la empresa, se han estimado las funciones de densidad de los salarios contrafactuales modificando únicamente los rendimientos de uno de los conjuntos de características. Es decir, se ha obtenido una distribución contrafactual bajo el supuesto de que los trabajadores temporales fueran retribuidos en sus características personales como los fijos (\hat{W}_T^{FT}), manteniéndose intacta la retribución para sus características de empresa; y por otra parte una distribución contrafactual donde se les ha fijado la retribución de las características de la empresa de los fijos manteniendo las personales (\hat{W}_T^{FE}). Los resultados muestran como las diferencias en retribución a ambos tipos de características juegan papeles opuestos a la hora de ocasionar diferencias salariales entre trabajadores con contrato fijo y temporal. Así, modificando únicamente la estructura salarial asociada a las características de la empresa (ocupación, rama de actividad, convenio, propiedad y tamaño), la Figura 8 nos muestra como la distribución

contrafactual de los salarios temporales de 1995 se desplaza levemente hacia la izquierda, es decir hacia rangos de salarios inferiores a los realmente percibidos en función de las características observables. Esta circunstancia se aprecia en la práctica totalidad del rango de salarios con la excepción de aquellos más elevados, lo que nos sugiere que la remuneración a las características de la empresa no estaría afectando a los trabajadores temporales con salarios más elevados. O dicho de otra forma, que la diferencia en la distribución salarial entre trabajadores fijos y temporales aún hubiese sido más acusada para salarios medios y bajos en el caso en que no hubiese discriminación asociada a las características de la empresa. Sin embargo, si analizamos la situación para 2002 –Figura 9— llama la atención la ausencia de desplazamiento de la distribución contrafactual resultante de retribuir las características de la empresa y del puesto de trabajo como a un trabajador indefinido. En lo que coinciden ambos periodos es en la constatación de una mayor homogeneización en los salarios de los trabajadores temporales una vez condicionamos por las diferencias en las retribuciones de las características de la empresa, al reducirse la dispersión de la distribución, fenómeno más pronunciado para el último periodo analizado.

En contraposición, las características individuales (género, experiencia potencial, educación y antigüedad) conllevan en ambos años una discriminación de tal magnitud que la distribución de los salarios virtuales prácticamente se solapa con la correspondiente a la de los trabajadores con contrato indefinido, como recogen las Figuras 10 y 11, para los años 1995 y 2002 respectivamente. La dimensión de este fenómeno eclipsa a todas las restantes fuentes de desigualdad en la distribución salarial, tanto en cuanto a las diferencias en las características observables del trabajador y la empresa como la retribución asociada a estas últimas. De hecho, este resultado sugiere que si se eliminase la discriminación asociada a las características propias de los trabajadores, la discrepancia entre la distribución salarial de trabajadores fijos y temporales sería mínima. Las únicas diferencias reseñables serían, para 1995, la mayor concentración de probabilidad en los tramos salariales intermedios y, para 2002 esta misma circunstancia unida a la menor presencia de trabajadores temporales en los rangos salariales más elevados. Estas circunstancias ocasionan en ese último año que el abanico salarial del colectivo temporal en ausencia de discriminación derivada de las características personales sea inferior al presentado por el colectivo indefinido, dada la menor dispersión mostrada por la distribución contrafactual.

Para tratar de profundizar en el origen de la discriminación asociada a las características personales, hemos calculado salarios contrafactuales modificando únicamente la retribución asociada a los factores relacionados con el capital humano de los trabajadores,

es decir con su nivel educativo, su experiencia potencial y su antigüedad. (Figuras 12 a 17). El análisis de las distribuciones bajo esos supuestos nos revela casi idénticas conclusiones para ambos periodos. Es la menor retribución percibida por los trabajadores temporales por su capital humano lo que básicamente origina la discriminación observada, aunque no de forma aislada dado que parece ser la combinación de sus diferentes elementos la que provoca ese resultado. Esto es así dado que de forma individual ninguna reproduce por sí sola el desplazamiento apreciado en las Figuras 10 y 11 €. Si comparamos el papel desempeñado por cada uno de los componente del capital humano no se observan grandes diferencias en la contribución a la discriminación atribuible a la educación y a la experiencia potencial entre los dos periodos estudiados, pero las diferencia en la retribución a la antigüedad entre trabajadores fijos y temporales constatada en 1995 se desvanece en 2002.

Por último, y para probar la significación de las diferencias entre las funciones de densidad correspondientes a los salarios estimados reales y los contrafactuales, hemos procedido a implementar la batería de contrastes de Kolmogorov-Smirnov, cuyos resultados se muestran en la Tabla 10. Los contrastes confirman la significación estadística de las discrepancias entre las distribuciones reales y las virtuales y la dominancia estocástica de estas últimas sobre la de los salarios reales estimados para los trabajadores temporales para 1995 y 2002, con la única excepción en 1995 de la que incorpora las tasas de retorno de las características empresariales, que como hemos visto en la Figura 5 se encuentra a la izquierda de la distribución real estimada.

6. Conclusiones

El objetivo fundamental de este trabajo ha sido proporcionar evidencia empírica referente a la discriminación por tipo de contrato en el conjunto de la distribución salarial. Las contribuciones existentes en la literatura se han limitado al análisis sobre la media de los salarios, es decir a proporcionar evidencia sobre las diferencias en los primeros momentos de las distribuciones salariales.

Los resultados obtenidos, mediante la explotación de la información contenida en la EES de 1995 y de 2002, ofrecen evidencia clara de la existencia de un diferencial salarial a favor de los trabajadores con contrato fijo para la economía española, en línea con los estudios precedentes, tanto en la media como en el conjunto de la distribución. Diferencial que ha sufrido un leve descenso en los últimos años. Mediante la aplicación de la descomposición de Oaxaca-Blinder en las medias hemos mostrado la magnitud de los niveles

de discriminación contra los trabajadores temporales que, a pesar de un cierto descenso, se han mantenido a lo largo del periodo analizado.

Pero lo que ha sido más importante para nuestro objetivo, los resultados obtenidos confirman la presencia de divergencias en el conjunto de la distribución salarial para los individuos fijos y temporales. Esta circunstancia avala nuestra propuesta de extender el análisis de la discriminación al total de la distribución salarial al quedar cuestionada el nivel de representatividad de los resultados obtenidos en la media salarial. Los resultados, tanto para 1995 como 2002, corroboran que la obtención de estabilidad laboral conlleva mayores retribuciones en el conjunto de la distribución, aunque las diferencias no son constantes a lo largo de toda ella. Paralelamente, la comparación de las distribuciones salariales real y contrafactuales, siguiendo la propuesta de Jenkins (1994), nos permite constatar no sólo la existencia de discriminación salarial contra los trabajadores temporales en toda la distribución, sino que la magnitud de ésta es tal que si retribuyésemos las características personales, de la empresa y del puesto de trabajo que desempeñan los trabajadores temporales como si fuesen indefinidos, es decir en un escenario de ausencia de discriminación, prácticamente no existirían diferencias entre las distribuciones de estos dos colectivos. Este fenómeno es observable para los dos años analizados.

El análisis detallado del origen de la discriminación salarial en función del tipo de características que la origina nos permite sugerir que la contribución de las diferencias en las tasas de retorno de las características de la empresa son casi nulas. Incluso para 1995 podríamos hablar de una leve “discriminación positiva” a favor de los empleados con contrato temporal. Por el contrario, los resultados sugieren que es la menor retribución de las características personales de los trabajadores temporales y, en concreto, el menor precio con el que se remunera su capital humano lo que está motivando prácticamente en su totalidad la discriminación salarial por tipo de contrato para ambos periodos.

Por último, de la desagregación de la contribución a la discriminación salarial atribuible a cada componente del capital humano se desprende que si bien se mantiene a lo largo del tiempo el aporte de la educación y la experiencia potencial, la contribución de la discriminación asociada a la antigüedad observada en 1995 desapareció por completo en 2002. No obstante, el hecho de que ninguno de estos elementos de forma aislada consiga reproducir la totalidad de la discriminación vinculada al capital humano, nos muestra la relevancia de la interacción entre sus distintos componentes en la discriminación atribuible a

las características personales del individuo y, como ya hemos argumentado, a la práctica totalidad de la discriminación salarial por tipo de contrato contra los trabajadores temporales.

Bibliografía

- Aigner, D.J. y Cain, G. (1977) : Statistical Theories of Discrimination in Labor Markets, *Industrial and Labor Relations Review*.1: 175-187.
- Alba-Ramírez, A. (1998): How temporary is temporary employment in Spain?, *Journal of Labor Research*, 19:695-71.
- Albert, C., García-Serrano, C. y Hernanz, V. (2004): Firm-provided training and temporary contracts, *Spanish Economic Review* 7: 67-88.
- Bentolila, S. and Dolado, J. (1993): Fixed-term employment and its effects on competitiveness. Banco de España Economic Bulletin 0:83-88.
- 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.
- Cain G. (1986): The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey in *The Handbook of Labor Economics* 1, North Holland.
- 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.
- Del Rio C, Gradín C, Cantó O (2004) El enfoque distributivo de la discriminación salarial por razón de género, *VII Encuentro de Economía Aplicada*
- 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.
- De la Rica, S. and Felgueroso, F. (1999): Wage differentials between permanent and temporal workers: Futher evidence. Mimeo, Universidad del País Vasco.
- De la Rica, S. and Iza, A. (2005): Career planning in Spain: Do fixed-term contracts delay marriage and parenthood?, forthcoming in *Review of Economics of the Household*.
- Delgado J., Fariñas J.C. and Ruano S. (2002): Firms' productivity and the export market, *Journal of International Economics* 57: 397-422.
- Dolado, J., García-Serrano, C. and Jimeno J. (2002): Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain, *The Economic Journal*, 112: 270-295.
- Favaro, D. and S. Magrini (2003): Gender wage differentials among young workers: methodological aspects and empirical results, *Working paper* 52, Univ. di Padova.
- Fina, Ll., Meixede, A. and Toharia, L. (1989): Re-regulating the labour market amid an economic and political crisis: Spain, 1975-1986, in *The State and the Labor Market*, S. Rosemberg (ed.).

- Gardeazabal, J. and Ugidos, A. (2004): More on identification in detailed wage decompositions. *The Review of Economics and Statistics* 86:1034-1036.
- Gisecke, J. and Gross, M. (2004): External labour market flexibility and social inequality – Temporary employment in Germany and the UK, *European Societies*, 6 347:382.
- Golden, L. (1996): The expansion of temporary help employment in the US, 1982-1992: A test of alternative economic explanations. *Applied Economics*, 28 1127:1141.
- Guadalupe M, (2003): The hidden costs of fixed term contracts: the impact on work accidents. *Labour Economics* 10: 339-357.
- Heckman, J. (1976): The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models, *Annals of Economic and Social Measurement* 5:475-492.
- Heckman, J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, 47:153-161.
- Hernanz, V. and Toharia, L. (2004): Do temporary contracts increase work accidents? A microeconomic comparison between Italy and Spain. *FEDEA – D.T.* 2004-02.
- Jenkins, S.P. (1994): Earnings discrimination measurement: a distributional approach, *Journal of Econometrics* 61:81-102.
- Jimeno, J. and Toharia, L. (1993): The effects of fixed-term employment on wages: Theory and evidence from Spain, *Investigaciones Económicas XVII*: 475-94.
- Kalleber, A., Reskin, B. and Hudson, K. (2000): Bad jobs in America: Standard and nonstandard employment relations and job quality in the United States. *American Sociological Review*, 65:256-278.
- Maddala, G.S. (1983): *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- McConnell, Brue, Macpherson (2003): *Contemporary Labor Economics*. Sixth Edition. McGraw-Hill, Inc.
- McGovern, P., Smeaton, D. y Hill, S. (2004): Bad jobs in Britain. *Work and Occupations*, 31:225-249.
- Neuman S. y Oaxaca R. (1998): Estimating Labor Market Discrimination with Selectivity Corrected Wage Equations: Methodological Considerations and an Illustration From Israel. Center of Economic Policy Research, D. P. 1915.
- Neumark, D. (1988): Employers discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination, *Journal of Human Resources* 23:279-295.
- Oaxaca, R. (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets, *International Economic Review* 14: 693-709.
- Pérez, S. y Hidalgo, A. (2000): *Los salarios en España*, Fundación Argentaria-Visor, Madrid Dis.

- Polavieja, J. G. (2002): Temporary contracts and Labour Market Segmentation in Spain: An Employment-Rent Approach. W. P. Number 2002-01, Department of Sociology, University of Oxford.
- Sanchez, R. and Toharia, L. (2000): Temporary workers and productivity: the case of Spain, *Applied Economics* 32: 583-591.
- Segura, J., Durán, F., Toharia, L. y Bentolila, S. (1991): *Análisis de la contratación temporal en España*, Ministerio de Trabajo, Madrid.
- 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.
- Stiglitz, J. (1973): Approaches to the economics of discrimination, *American Economic Review: Papers and Proceeding*, 63:287-95.
- Toharia, L. and 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, Oxford.
- 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 hora por tipo de contrato

Media del salario bruto hora			
	1995	2002	variación
Total de trabajadores	6.28	8.03	27.89%
Indefinidos	6.97	8.69	24.74%
Temporales	4.26	5.85	37.34%

Tabla 2 Contraste de igualdad de medias del salario hora por tipo de contrato

$H_0: \bar{W}_F = \bar{W}_T$ vs $H_A: \bar{W}_F - \bar{W}_T \neq 0$			
1995		2002	
t-values	prob t >rx	t-values	prob t >rx
1063.2012	0.000	1031.1101	0.000

Nota: Por consistencia con el resto de resultados presentados en el trabajo, el cálculo del estadístico se efectúa utilizando la transformación logarítmica de los salarios.

Tabla 3 Contraste de dominancia estocástica en la distribución salarial por tipo de contrato

	# Observaciones		Igualdad de Distribuciones		G(ln W _T) > F(ln W _F)	
	Salario Indefinido	Salario Temporal	Estadístico	p-value&	Estadístico *	p-value
F(ln W _{F'95}) vs G(ln W _{T'95})	89748	30510	0.42705	0.0000	0.00001	0.9999
F(ln W _{F'02}) vs G(ln W _{T'02})	81725	24700	0.32654	0.0000	0.00073	0.99964

& El p-value se obtiene como en Flannery et al (1986)

* Distribución χ^2 del estadístico de prueba

Tabla 4 Descriptivo de variables en el análisis salarial

	1995			2002		
	TIPO DE CONTRATO			TIPO DE CONTRATO		
	Ambos	Indefinido	Temporal	Ambos	Indefinido	Temporal
Variables no Categóricas. Media y Desviación Estándar						
Salario bruto hora (log)	1.703 [0.4905]	1.811 [0.4856]	1.384 [0.3438]	1.955 [0.4726]	2.033 [0.4787]	1.700 [0.3446]
Edad	38.605 [10.8298]	41.021 [10.2054]	31.498 [9.3933]	37.742 [10.8156]	39.323 [10.582]	32.510 [9.8934]
Educación	8.640 [3.7123]	8.720 [3.8312]	8.404 [3.3267]	9.458 [3.919]	9.727 [3.9625]	8.566 [3.6319]
Experiencia Potencial	22.805 [11.5212]	25.139 [10.9919]	15.940 [10.2294]	21.149 [11.7442]	22.607 [11.5729]	16.323 [10.9914]
Antigüedad	10.631 [9.863]	13.838 [9.4495]	1.196 [1.2244]	8.179 [9.8554]	10.419 [10.1867]	0.767 [1.9041]
Tamaño empresarial	178.564 [641.3518]	207.060 [728.5286]	94.738 [225.0154]	241.610 [690.7653]	261.253 [746.0493]	176.617 [456.9985]
Variables Categóricas (en porcentajes)						
Género						
Hombre	78.57%	79.51%	75.80%	70.98%	70.86%	71.38%
Mujer	21.43%	20.49%	24.20%	29.02%	29.14%	28.62%
Ocupación						
Dirección y Gerencia	4.10%	5.28%	0.65%	2.23%	2.85%	0.19%
Título 2° y 3° ciclo universitario	2.79%	3.11%	1.85%	4.96%	5.35%	3.64%
Título 1° ciclo universitario	1.89%	2.04%	1.43%	4.39%	4.73%	3.27%
Técnicos y administrativos	25.63%	28.70%	16.60%	25.10%	28.41%	14.15%
Restauración, seguridad, dependientes	7.44%	6.33%	10.71%	7.84%	8.02%	7.23%
Trabajadores cualificados	21.61%	20.63%	24.50%	20.92%	17.98%	30.65%
Operadores inst. industriales	24.99%	26.07%	21.83%	25.03%	26.10%	21.49%
Trabajadores no cualificados	11.55%	7.85%	22.44%	9.53%	6.55%	19.36%
Tipo de Mercado						
Mercado Nacional	88.64%	87.99%	90.56%	86.51%	84.93%	91.77%
Mercado Internacional	11.36%	12.01%	9.44%	13.49%	15.07%	8.23%
Convenio Colectivo						
Nacional	34.18%	34.50%	33.24%	36.95%	39.14%	29.72%
Superior a la empresa pero no nacional	42.20%	37.72%	55.37%	48.36%	44.19%	62.18%
Empresa o inferior a empresa	23.62%	27.77%	11.40%	14.68%	16.67%	8.10%
Tipo Propiedad						
Pública	2.16%	2.77%	0.38%	4.84%	4.98%	4.39%
Privada	97.84%	97.23%	99.62%	95.16%	95.02%	95.61%
Observaciones	120258	89748	30510	106425	81725	24700

Tabla 5 Estimación de las regresiones salariales

	1995						2002					
	Tipo de contrato						Tipo de contrato					
	Ambos		Indefinido		Temporal		Ambos		Indefinido		Temporal	
	coef.	sig.	coef.	sig.	coef.	sig.	coef.	sig.	coef.	sig.	coef.	sig.
Características del individuo												
Género												
Hombre	0.0876	***	0.0917	***	0.0536	***	0.1000	***	0.1019	***	0.0739	***
Mujer												
Educación	0.0333	***	0.0350	***	0.0147	***	0.0281	***	0.0307	***	0.0117	***
Experiencia potencial	0.0234	***	0.0244	***	0.0146	***	0.0150	***	0.0159	***	0.0102	***
Experiencia potencial ²	-0.0003	***	-0.0003	***	-0.0003	***	-0.0002	***	-0.0002	***	-0.0002	***
Antigüedad	0.0180	***	0.0073	***	-0.0586	***	0.0198	***	0.0099	***	-0.0178	***
Antigüedad ²	-0.0002	***	0.0000		-0.0202	***	-0.0003		-0.0001	***	-0.0003	***
Características de la empresa												
Tamaño (miles)	0.0390	***	0.0350	***	0.1100	***	0.0410	***	0.0410	***	0.0370	***
Ocupación												
Dirección y gerencial	0.4272	***	0.4132	***	0.0396	*	0.4834	***	0.4652	***	0.2787	***
Título 2° y 3° ciclo universitario	0.2858	***	0.2850	***	0.2048	***	0.3294	***	0.3418	***	0.2256	***
Título 1° ciclo universitario	0.1509	***	0.1508	***	0.1812	***	0.1990	***	0.2041	***	0.1777	***
Técnicos y administrativos	-0.0617	***	-0.0520	***	-0.0984	***	-0.0711	***	-0.0633	***	-0.1251	***
Restauración, seguridad, dependientes	-0.2008	***	-0.1879	***	-0.0965	***	-0.2302	***	-0.2329	***	-0.2284	***
Trabajadores cualificados	-0.1739	***	-0.1713	***	-0.0536	***	-0.2091	***	-0.2063	***	-0.0781	***
Operadores inst. industriales	-0.1642	***	-0.1579	***	-0.0645	***	-0.2110	***	-0.2107	***	-0.0977	***
Trabajadores no cualificados												
Tipo de Mercado												
Nacional	-0.0504	***	-0.0479	***	-0.0676	***	-0.0665	***	-0.0657	***	-0.0584	***
Internacional												
Convenio Colectivo												
Nacional	-0.0521	***	-0.0529	***	-0.0304	***	-0.0684	***	-0.0650	***	-0.0859	***
Superior a empresa (no nacional)	-0.0451	***	-0.0545	***	-0.0027		-0.0473	***	-0.0489	***	-0.0332	***
Empresa o inferior												
Tipo de Propiedad												
Pública	0.0230	***	0.0099	***	0.0847	***	0.0459	***	0.0334	***	0.1349	***
Privada												
Constante	1.1035	***	1.1508	***	1.1893	***	1.5866	***	1.6150	***	1.6783	***
Inversa Ratio de Mills			-0.0362	***	0.5636	***			-0.0798	***	0.1861	***
Observaciones												
	120258		89748		30510		106425		81725		24700	
R²	0.526		0.492		0.294		0.555		0.546		0.391	

Nota: Todas las estimaciones incluyen control por sector de actividad

***, **, * denota coeficiente significativo al 1%, 5% y al 10%, respectivamente

Tabla 6 Descomposición de Oaxaca-Blinder.

	1995	2002
$\ln(\hat{W}_F) - \ln(\hat{W}_T)$	0.428	0.333
$(\bar{X}_F - \bar{X}_T)\hat{\mathbf{b}}_P$	0.744	0.746
$\bar{X}_F(\hat{\mathbf{b}}_P - \hat{\mathbf{b}}_T)$	0.925	0.914
Constante	-0.090	-0.190
Selección	-0.579	-0.469

Tabla 7 Contraste de igualdad de medias entre salario estimado y contrafactual

Test de igualdad de medias ($H_0 = \bar{W}_T = \bar{W}_T^F$)

	1995			2002		
	Media*	t-values	Prob.	Media*	t-values	Prob.
Salario hora temporal	4.064			5.616		
Descripción del salario hora temporal contrafactual						
- Total de características retribuidas como indefinido	6.436	987.8325	0.000	7.807	943.8459	0.000
- Características personales retribuidas como indefinido	6.688	1219.3314	0.000	7.620	870.2095	0.000
- Características Empresa retribuidas como indefinido	3.887	-99.6894	0.000	5.757	71.8876	0.000
- Salario temporal con estructura salarial de indefinido	4.539	275.1391	0.000	5.904	138.7968	0.000

* Media de los salarios hora expresados en euros del año correspondiente

Tabla 8 Contraste de dominancia estocástica de diferencias salariales estimadas

	# Observaciones		Igualdad de Distribuciones		G(ln W _T) > F(ln W _F)	
	Indefinido	Temporal	Estadístico	p-value&	Estadístico *	p-value
F(ln W _{F'95}) vs G(ln W _{T'95})	89748	30510	0.65364	0.0000	0.00195	0.99903
F(ln W _{F'02}) vs G(ln W _{T'02})	81725	24700	0.52991	0.00000	0.00000	1.00000

& El p-value se obtiene como en Flannery et al (1986)

* Distribución χ^2 del estadístico de prueba

Tabla 9 Test de Kolmogorov-Smirnov de dominancia estocástica

Descriptivo del salario hora contrafactual	1995				2002			
	Igualdad distribuciones		F(W _{T^F) > F(W_T)}		Igualdad distribuciones		F(W _{T^F) > F(W_T)}	
	Estadístico	p-value&	Estadístico*	p-value	Estadístico	p-value&	Estadístico*	p-value
Total características retribuidas como indefinido	0.599	0.000	0.00026	0.999	0.569	0.000	0.00000	1.000
- Características personales	0.698	0.000	0.00000	1.000	0.540	0.000	0.00000	1.000
- Características de la empresa	0.219	0.000	*	0.000	0.050	0.000	*	0.003

& El p-value se obtiene como en Flannery et al (1986)

* Distribución χ^2 del estadístico de prueba

★ H₀=Función contrafactual < F(ln W_T)

Figura 1 Densidad de los salarios en 1995 para trabajadores temporales y fijos

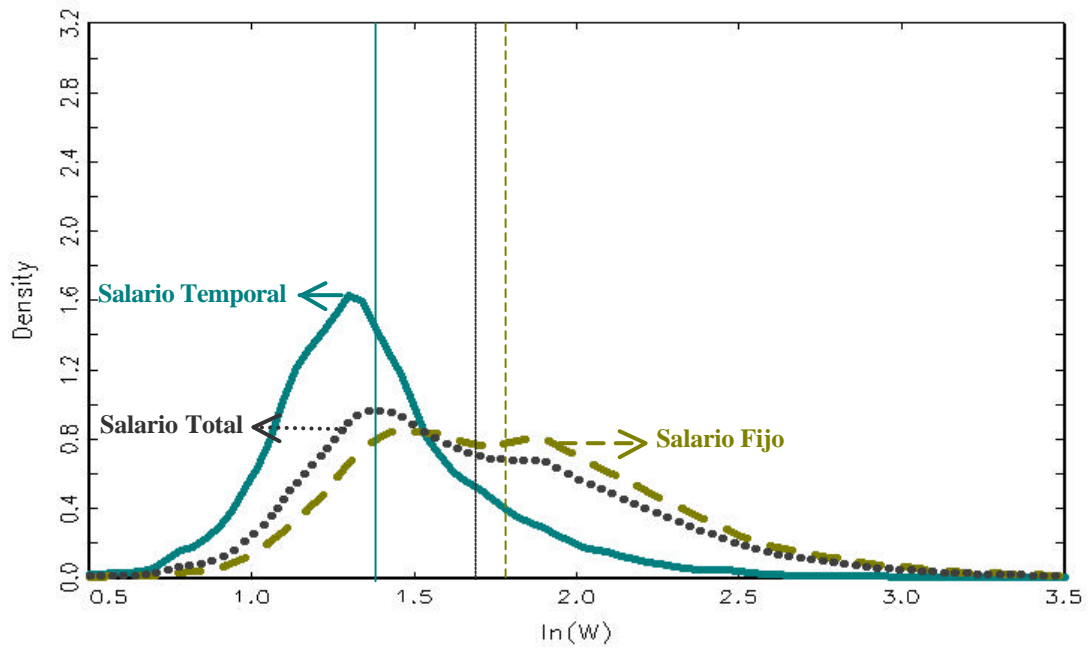


Figura 2 Densidad de los salarios en 2002 para trabajadores temporales y fijos

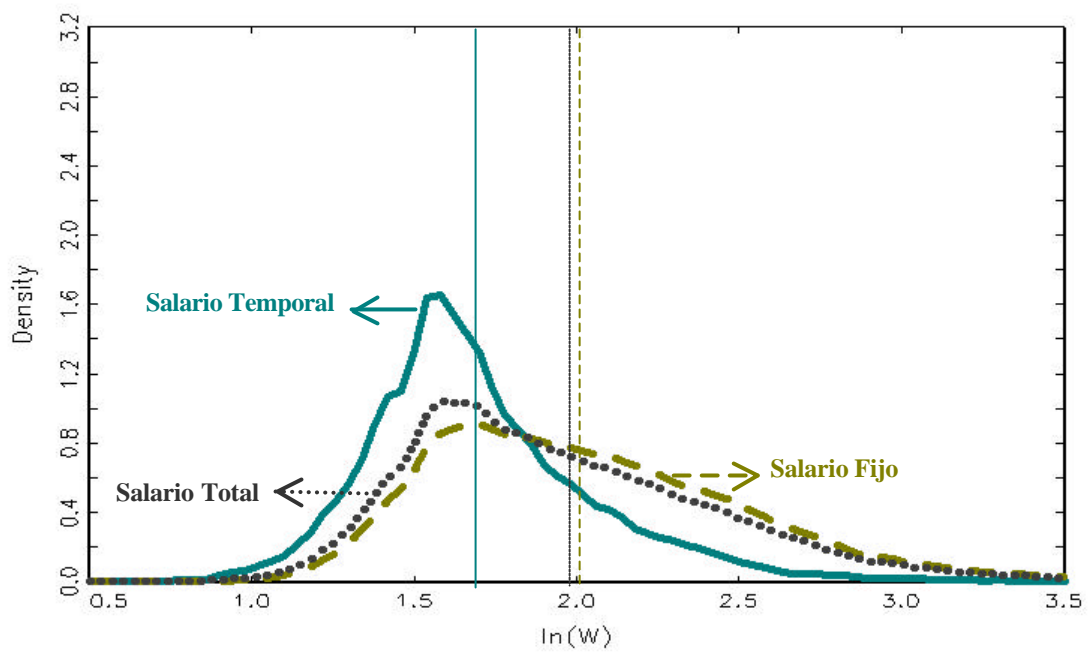


Figura 3 Diferencias entre funciones de densidad estimadas y contrafactual

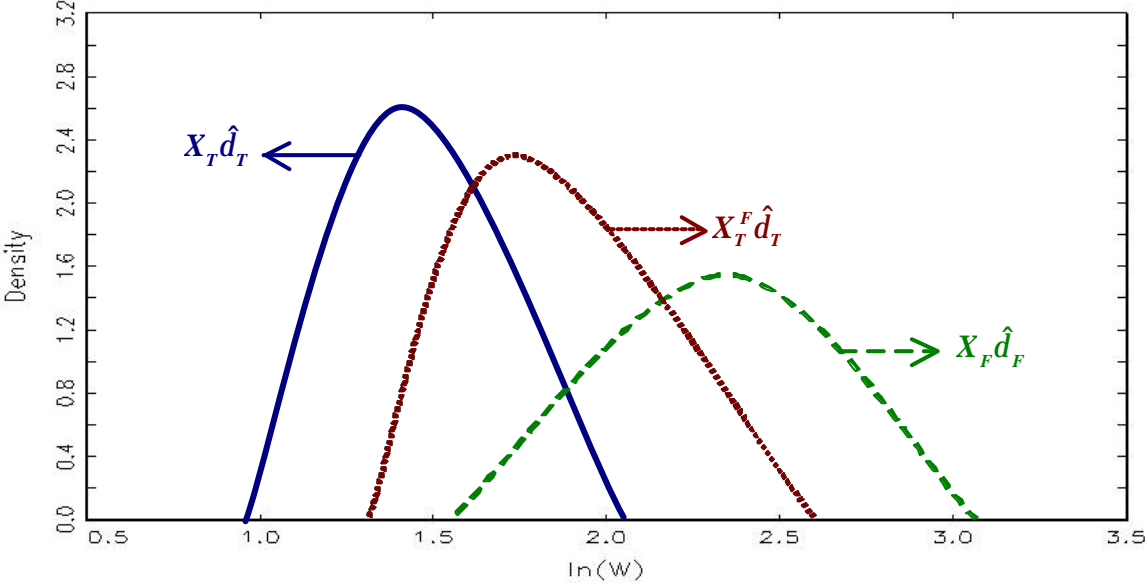


Figura 4 Funciones de densidad para salarios estimados (1995).

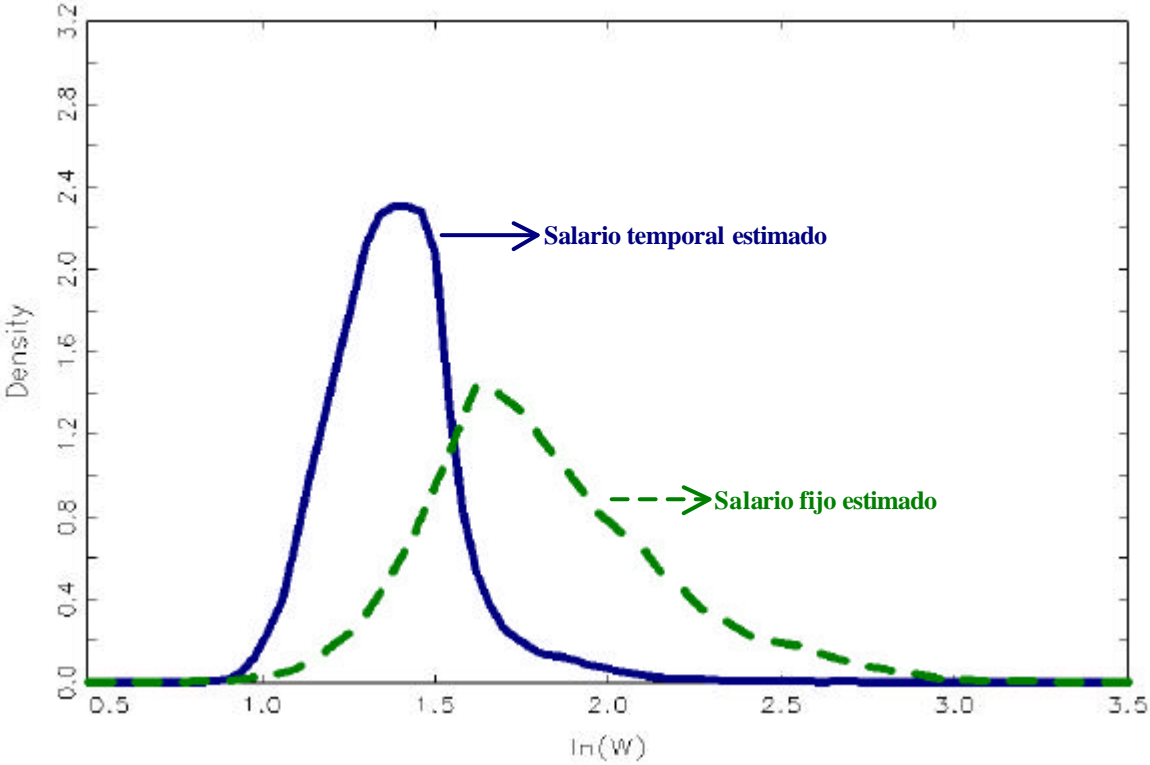


Figura 5 Funciones de densidad para salarios estimados (2002).

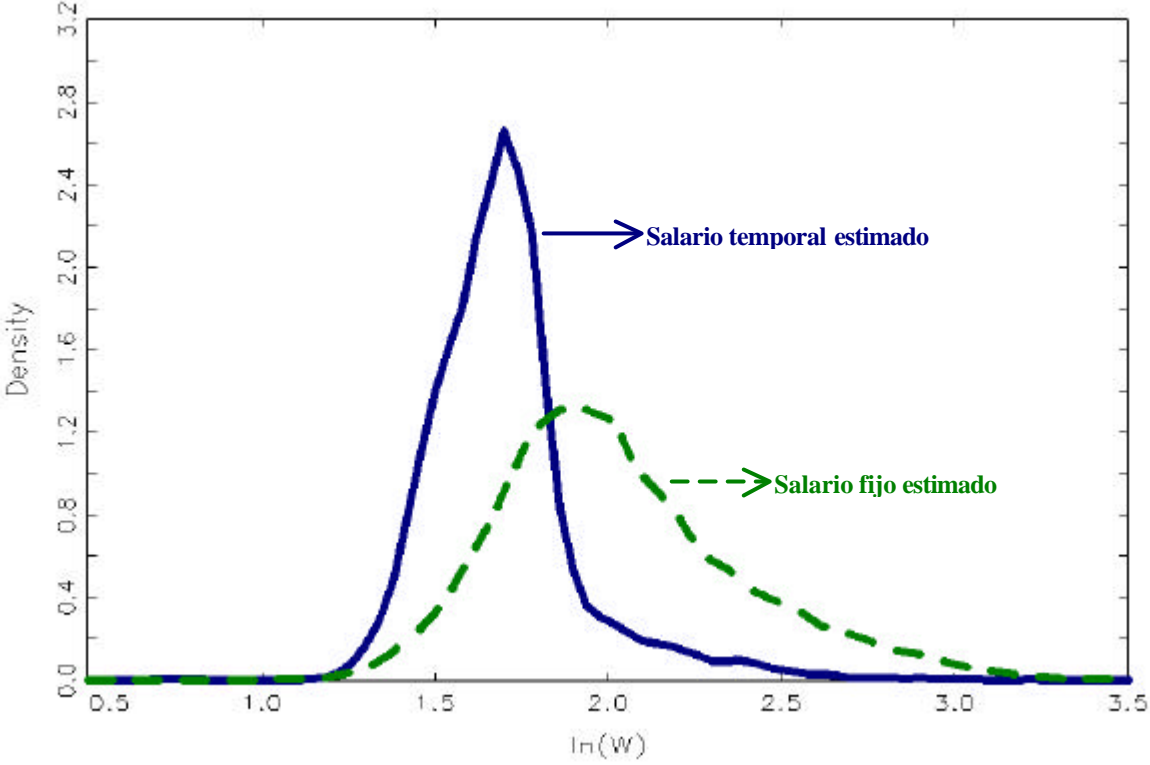


Figura 6 Funciones de densidad reales y contrafactual para el total de características (1995).

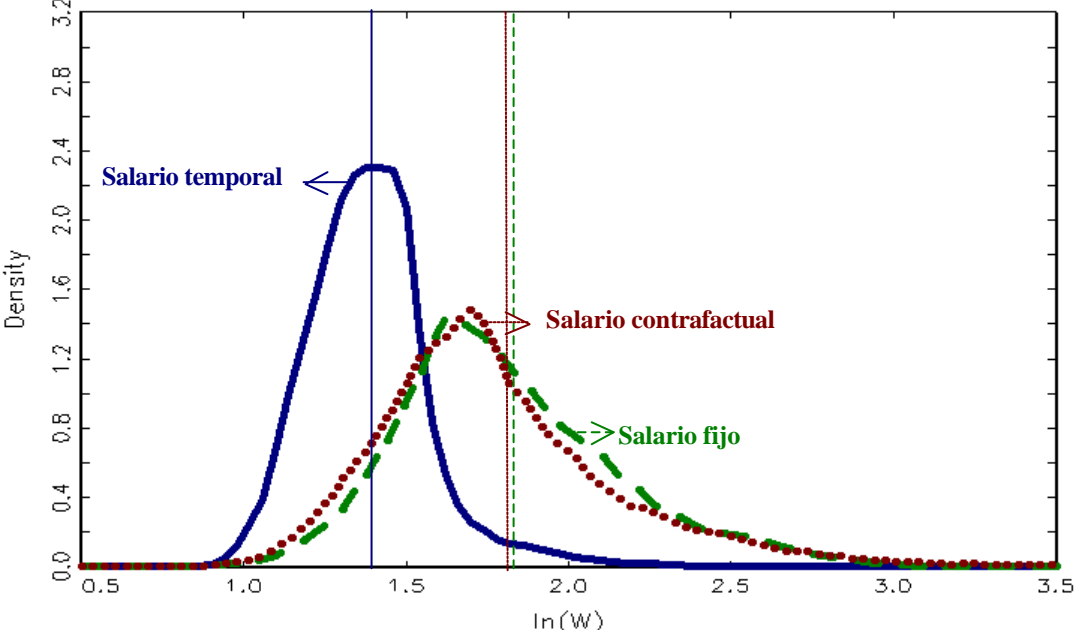


Figura 7 Funciones de densidad reales y contrafactual para el total de características (2002).

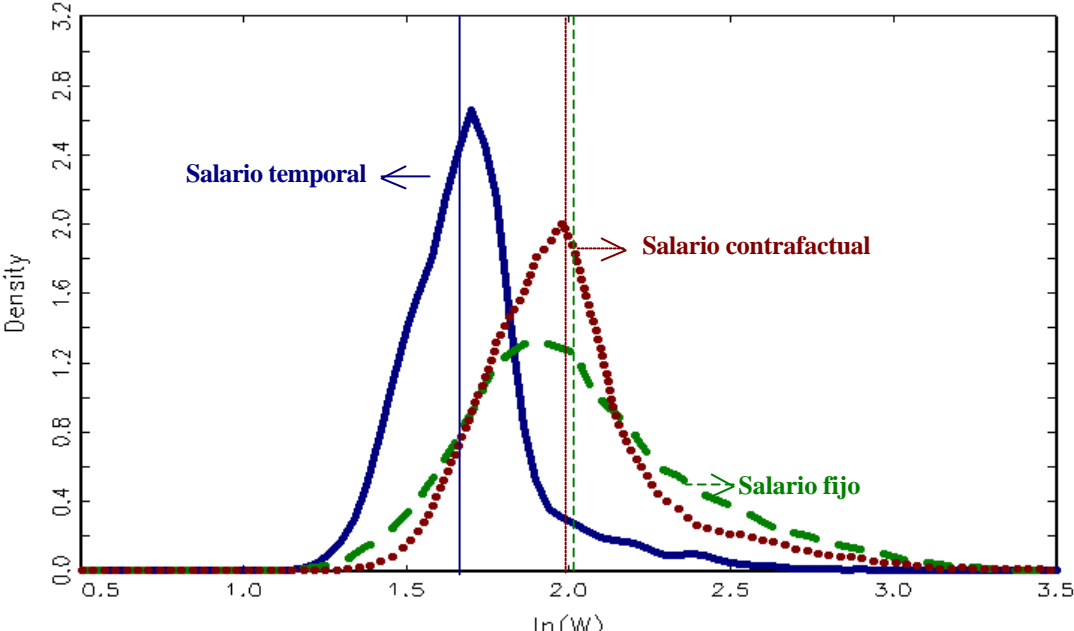


Figura 8 Funciones de densidad reales y contrafactual para características de empresa (1995)

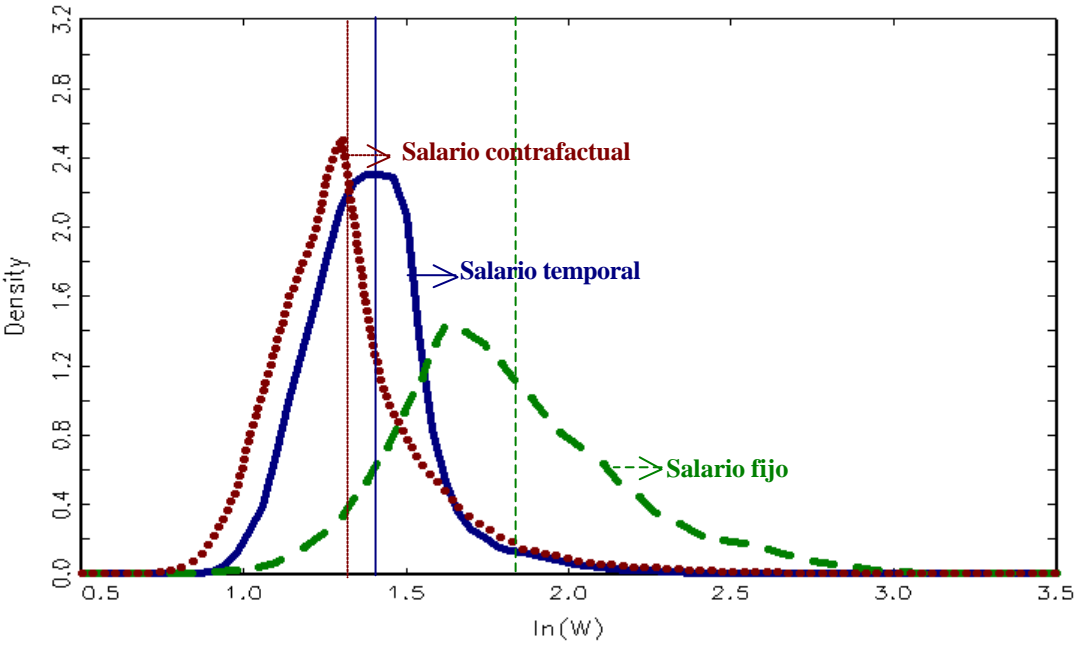


Figura 9 Funciones de densidad reales y contrafactual para características de empresa (2002)

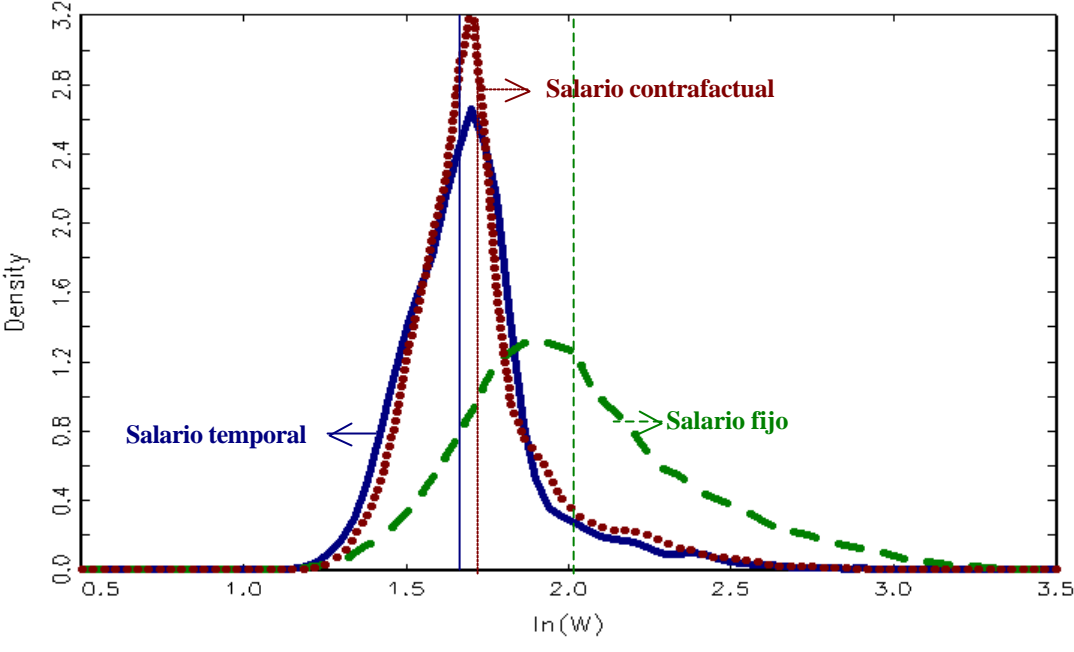


Figura 10 Funciones de densidad reales y contrafactual para características personales (1995)

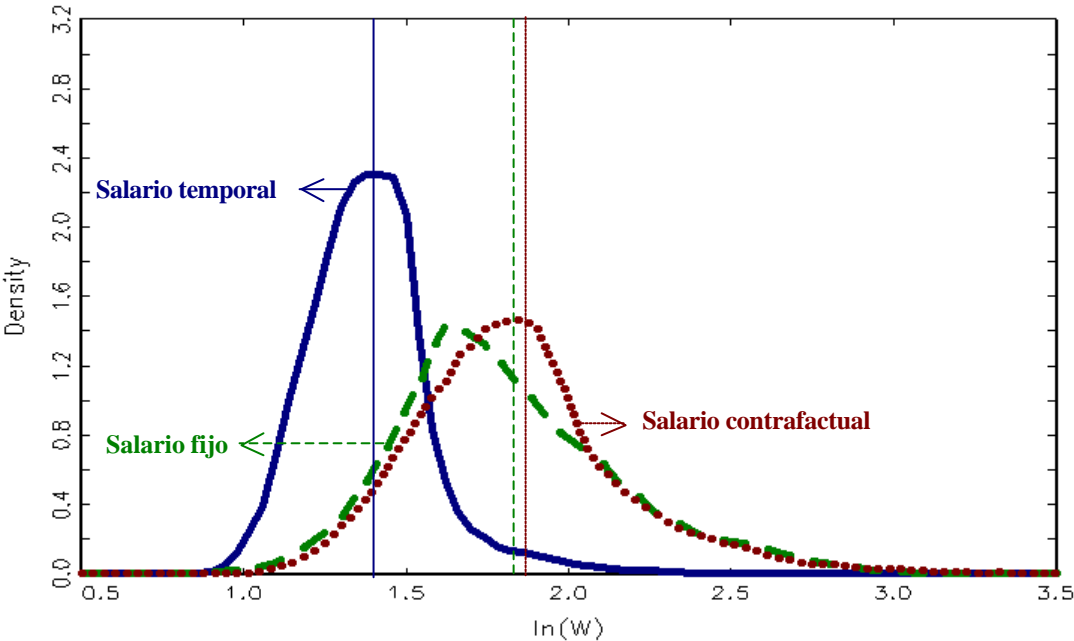


Figura 11 Funciones de densidad reales y contrafactual para características personales (2002)

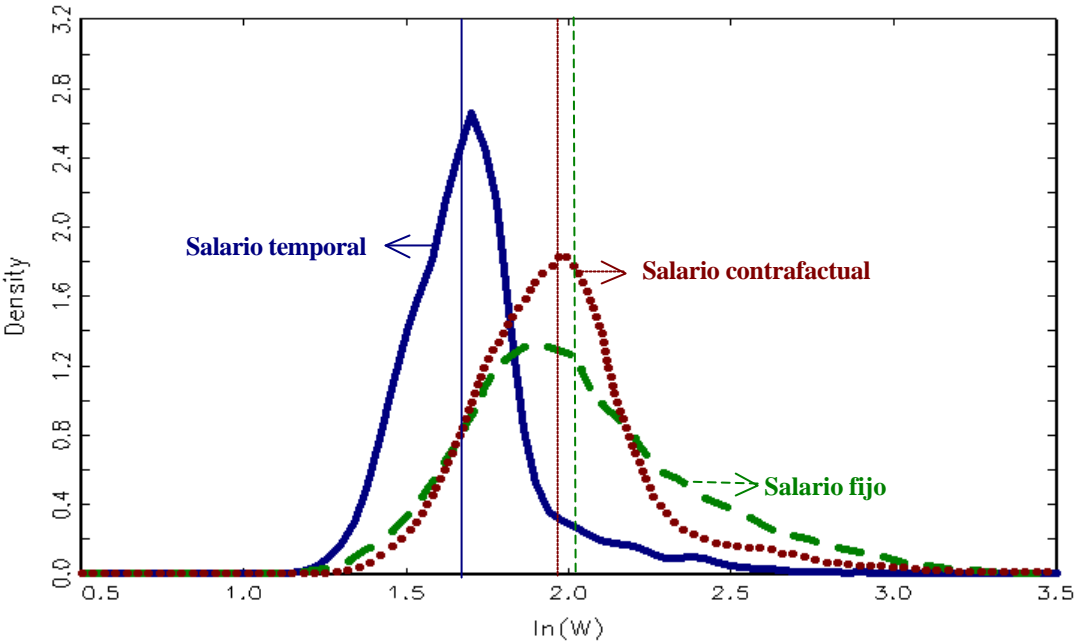


Figura 12 Funciones de densidad reales y contrafactual para la educación (1995)

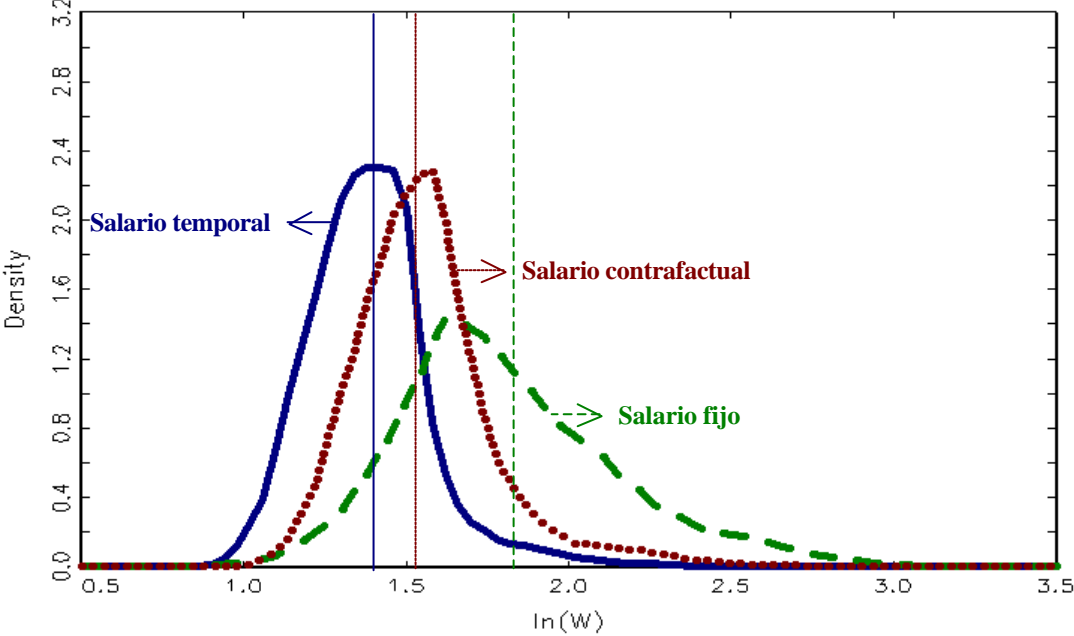


Figura 13 Funciones de densidad reales y contrafactual para la educación (2002)

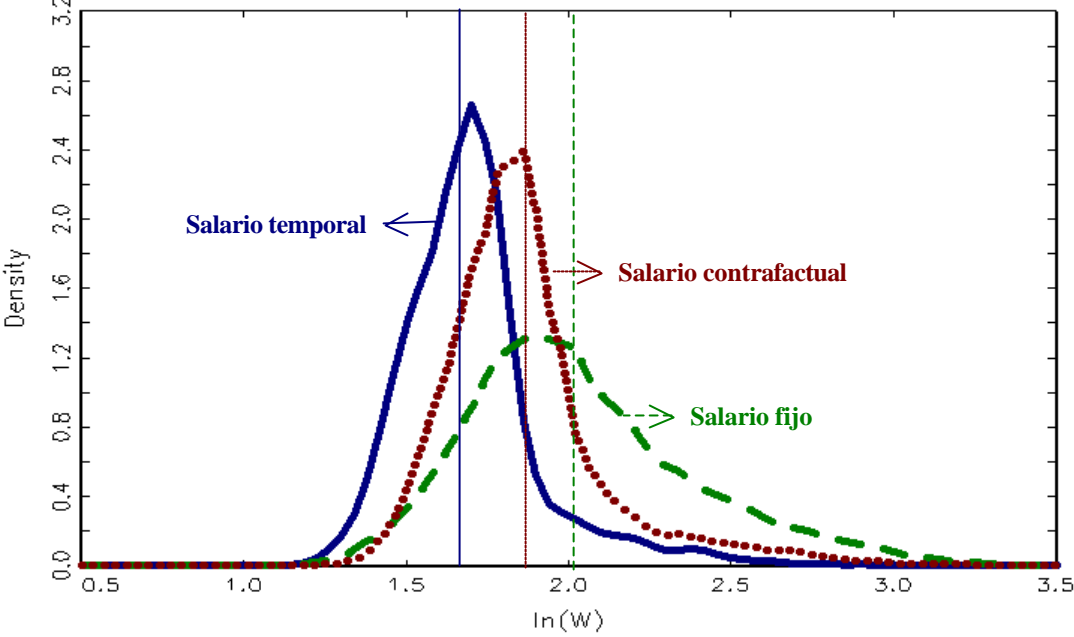


Figura 14 Funciones de densidad reales y contrafactual para la experiencia potencial (1995)

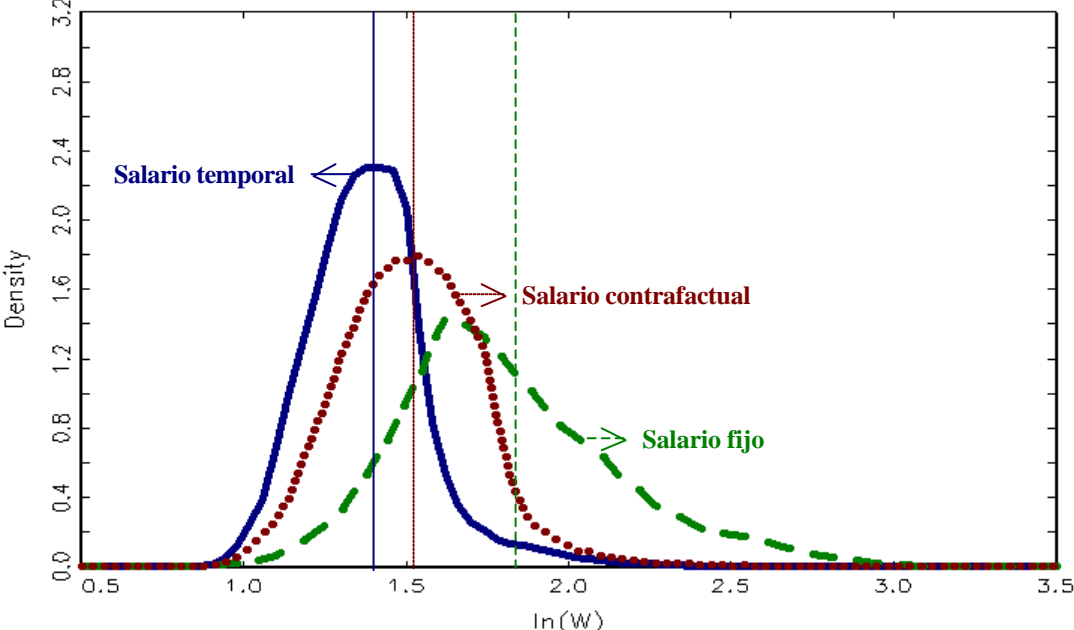


Figura 15 Funciones de densidad reales y contrafactual para la experiencia potencial (2002)

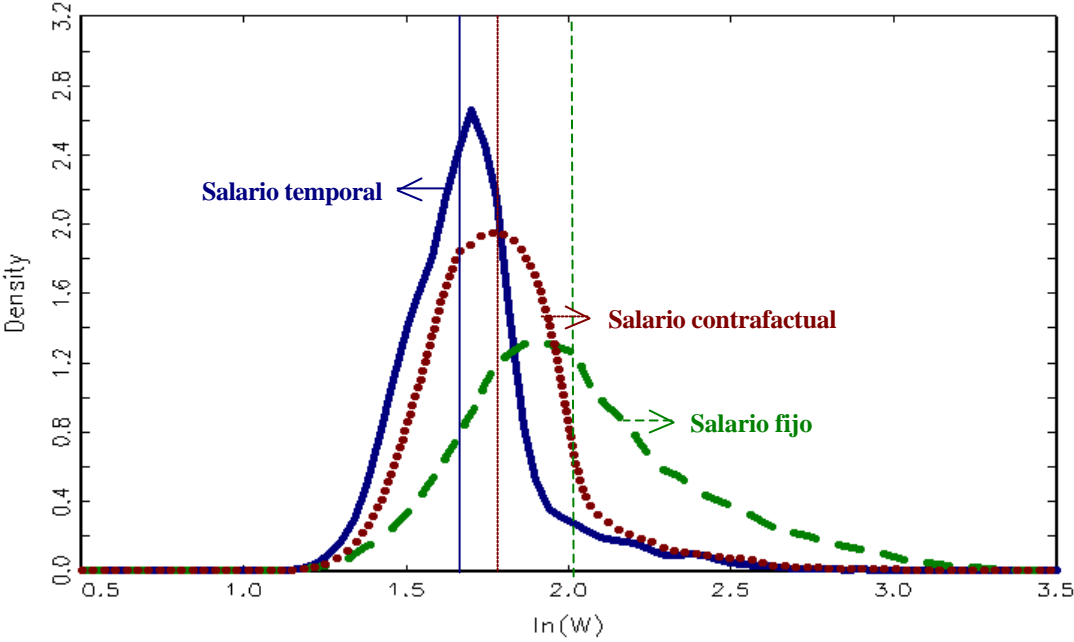


Figura 16 Funciones de densidad reales y contrafactual para la antigüedad (1995)

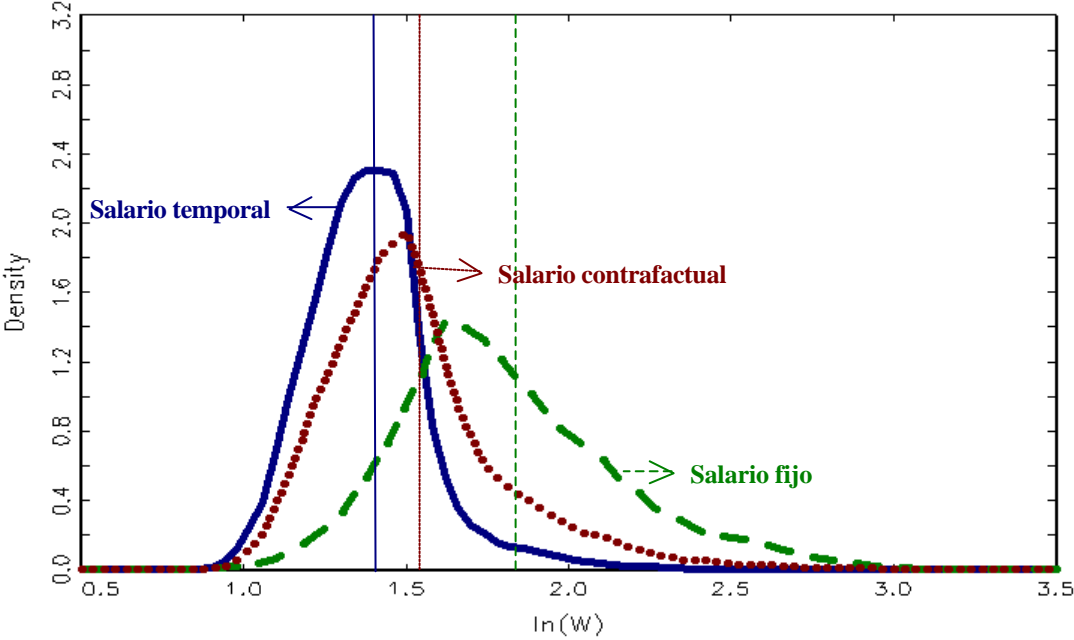
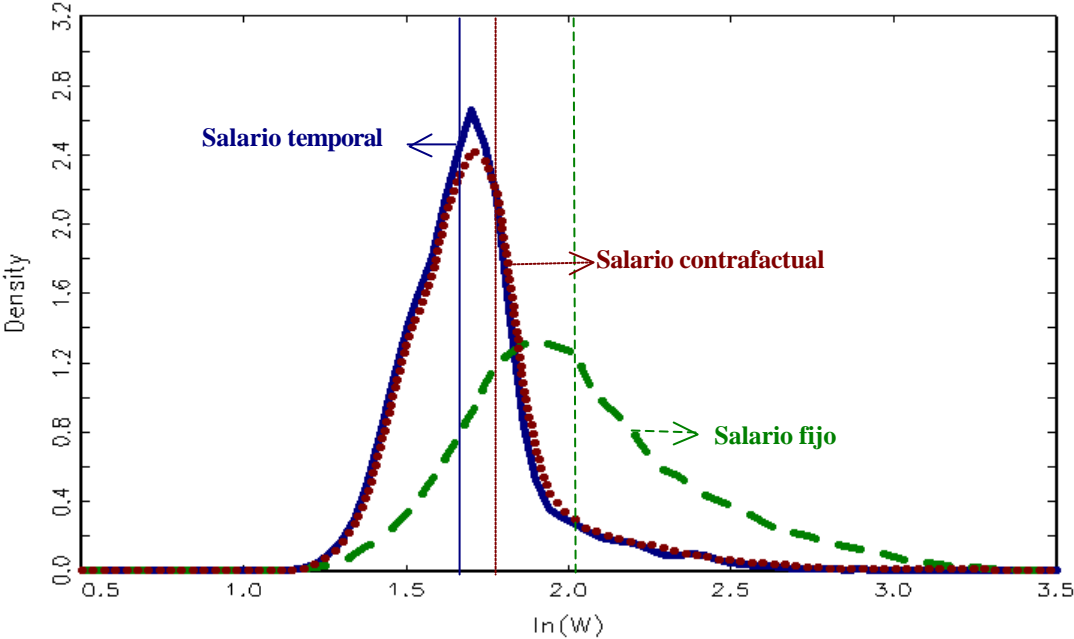


Figura 17 Funciones de densidad reales y contrafactual para la antigüedad (2002)



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 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 (4.1) 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.

La edad de acceso, que nos permite tener una variable que recoja la edad del individuo en el momento de aceptación del contrato en vigencia, se construye como:

$$\text{Edad de acceso} = \text{Edad actual} - \text{antigüedad en la empresa} \quad (\text{A.2})$$

Por último, el salario hora, expresado en euros de 1995 o de 2002 según corresponda, se deriva de los siguientes cálculos:

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

Porcentaje de trabajadores temporales¹⁸ sobre la muestra por CC.AA.

	1995	2002
Andalucía	29,99%	34,18%
Aragón	27,21%	24,12%
Asturias	26,73%	34,16%
Baleares	26,85%	26,71%
Canarias	39,43%	34,41%
Cantabria	30,52%	29,88%
Castilla León	32,43%	29,08%
Castilla La Mancha	23,59%	24,56%
Cataluña	20,94%	15,58%
Comunidad Valenciana	29,69%	24,57%
Extremadura	39,14%	32,58%
Galicia	29,40%	30,39%
Madrid	22,23%	21,60%
Murcia	33,95%	31,41%
Navarra	25,57%	21,56%
Euskadi	19,67%	23,22%
La Rioja	28,55%	19,01%

Estimación del modelo probit de acceso a contrato indefinido

¹⁸ Cálculos efectuados sobre la muestra original facilitada por el INE, sin la imposición de ningún filtro.

	1995		2002	
	coeficiente	sign	coeficiente	sign
Edad de acceso	0,0280	***	0,0075	*
Edad de acceso2	-0,0002	***	0,0000	
Hombre	0,1035	***	0,1023	***
Mujer				
Educación	0,0221	***	0,0284	***
Antigüedad	0,5512	***	0,3100	***
Dirección y Gerencia	1,1163	***	1,2521	***
Título 2º y 3º ciclo universitario	0,5278	***	0,4017	***
Título 1º ciclo universitario	0,3344	***	0,5037	***
Técnicos y administrativos	0,4186	***	0,5869	***
Restauración, seguridad, dependientes	0,0919	***	0,6154	***
Trabajadores cualificados	0,1026	***	0,1293	***
Operadores inst. industriales	0,1431	***	0,2626	***
Trabajadores no cualificados				
Temporalidad por CC.AA.	-1,4381	***	-2,8420	***
Constante	-2,3672	***	-0,7641	***
Tamaño Muestral	120258		106425	
Wald test (b=0)	23275,748		21457,671	
p-value	0,000		0,000	
Pseudo R² - Laitila '93	0,968		0,909	
Pseudo R²-McFadden	0,654		0,425	

***, **, * denota coeficiente significativo al 1%, 5% y al 10%, respectivamente
Incluido en las estimaciones control por sector de actividad

Descomposición de Oaxaca-Blinder

La descomposición de Oaxaca-Blinder, con las modificaciones pertinentes derivadas de la inclusión de la corrección del sesgo de selección y la restricción de identificación en las variables ficticias, se expresa como¹⁹:

$$\ln(\hat{W}_F) - \ln(\hat{W}_T) = (\bar{X}_F - \bar{X}_T)\hat{f}_F + \bar{X}_T(\hat{f}_F - \hat{f}_T) + (\hat{a}_F - \hat{a}_T) + (\hat{I}_F\bar{M}_F - \hat{I}_T\bar{M}_T) \quad (\text{A.4})$$

En consecuencia la diferencia en los niveles salariales medios se pueden descomponer, además de en las diferencias en el término independiente y en el correspondiente a la selección, en las diferencias atribuibles a las características del trabajador y de la empresa, $(\bar{X}_F - \bar{X}_T)\hat{f}_F$, y a la existencia de discriminación, $\bar{X}_T(\hat{f}_F - \hat{f}_T)$.

¹⁹ Identificamos como grupo mayoritario al formado por trabajadores indefinidos, asumiendo que su salario expresa correctamente sus productividades marginales. El motivo es que el ordenamiento jurídico establece como ordinaria la contratación indefinida, siendo excepcional el empleo de la contratación temporal a partir del principio de causalidad. De este modo son innecesarias las modificaciones a la descomposición clásica propuestas por Neumark (1988) y por Neuman y Oaxaca (1998).

La medida propuesta por Oaxaca (1973) para cuantificar la discriminación se expresa como:

$$D = 100 * [\exp(\bar{X}_T \delta_F - \bar{X}_T \delta_T) - 1] = \frac{\tilde{W}_T^F - \tilde{W}_T}{\tilde{W}_T} \quad (A.5)$$

donde $\tilde{W}_T^F = \bar{X}_T \delta_F$ es la media geométrica del salario contrafactual de los trabajadores temporales, es decir, el que tendrían los individuos con contrato temporal si sus características fuesen retribuidas como las de un individuo con contrato fijo, y \tilde{W}_T es la media geométrica de los salarios reales para trabajadores temporales. Es decir, (A.5) es la diferencia porcentual entre el salario contrafactual y el real de los trabajadores temporales.