

UNA PROPUESTA DE DESCOMPOSICION DETALLADA DE DIFERENCIAS SALARIALES EN PRESENCIA DE SELECCIÓN

Elisabet Motellón[♀]
Enrique López-Bazo[♂]

Junio 2006

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

Abstract: En este trabajo se propone una descomposición detallada de las diferencias salariales medias entre dos grupos de interés en presencia de un proceso de selección relacionado con el de determinación de los salarios. La no linealidad de la función que incorpora la información del proceso de selección en la ecuación salarial impide la aplicación de la descomposición tradicional. El método propuesto permite obtener una descomposición detallada en ese tipo de modelos al derivar los pesos que permiten distribuir el efecto total correspondiente a las diferencias en características y a discriminación entre las diferentes variables del modelo. El método se ilustra con una aplicación a las diferencias salariales por tipo de contrato en España.

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 análisis de discriminación en el mercado laboral por motivos de género, raza, tipo de contratación, etc. han empleado el método propuesto por Oaxaca (1973) y Blinder (1973), con desarrollos posteriores en, por ejemplo, Neumark (1988), Oaxaca y Ransom (1994) y Juhn et al (1993), para descomponer la diferencia en la media salarial entre los grupo de interés en una componente atribuible a diferencias en las características que determinan el salario y en otra correspondiente a las diferencias en el rendimiento de éstas.

Las estimaciones por mínimos cuadrados en las que se apoya la descomposición puede estar contaminada por sesgo en el caso en el que esté presente un proceso de selección muestral (como por ejemplo en el caso de estimar los efectos de los determinantes salariales con información muestral de individuos que efectivamente trabajan, existiendo relación entre ellos y los que afectan a la decisión de trabajar), o de clasificación (como en el caso de analizar el diferencial salarial entre trabajadores afiliados y no afiliados a un sindicato, cuando los determinantes salariales y los de la decisión de afiliación se encuentren vinculados). La solución más comúnmente adoptada por la literatura en estos casos para obtener estimaciones consistentes de los parámetros de interés en las ecuaciones salariales ha sido la de implementar el método de estimación bietápico propuesto en Heckman (1979), el denominado como estimación Heckit. Aunque la estimación de máxima verosimilitud del modelo conjunto proporciona estimaciones eficientes, el método bietápico es preferido por su simplicidad de cálculo y por garantizar que la regresión cruza la media de la variable dependiente, lo que constituye un requerimiento de la descomposición en la media.

Tras estimar un modelo probabilístico, se estiman por mínimos cuadrados ordinarios las ecuaciones salariales incluyendo como un regresor adicional la inversa del ratio de Mills. Pero en ese caso, la no linealidad de ese término complica la obtención de la descomposición. El tratamiento dado hasta el momento en la literatura ha consistido en considerar la contribución de la selección o clasificación de forma aislada a la contribución de los efectos de las características y de los rendimientos. De hecho, en muchos ejercicios empíricos destaca la elevada contribución del componente asociado a la selección a las diferencias salariales entre los grupos, y cómo ésta suele compensarse con también elevadas contribuciones de las características y/o los rendimientos.¹

¹ Véase por ejemplo De la Rica (2004) para el caso de la discriminación por tipo de contrato en el mercado de trabajo español.

En cualquier caso, esa consideración aislada de la contribución asociada al término de selección no ha tenido en cuenta que el propio proceso de selección depende de características de los individuos de cada grupo y del rendimiento de las mismas en el proceso, y que ambas pueden diferir entre grupos. De hecho, es habitual que gran parte de las variables que intervienen directamente en la ecuación de determinación salarial intervengan indirectamente también a través del proceso de selección (sean un elemento del argumento de la función no lineal de la inversa del ratio de Mills). Esta podría ser la situación del capital humano al influir en la probabilidad de estar empleado y para aquellos empleados directamente en la determinación de su nivel salarial. La descomposición tradicional considera exclusivamente el último de los efectos, obviando el indirecto al agruparlo en el término asociado a la selección.

Por el contrario, en este trabajo proponemos una descomposición conjunta y detallada del efecto total de características y rendimientos de los determinantes que influyen en el conjunto del sistema analizado. Mientras que la descomposición conjunta o global de todos ellos es inmediata, la detallada resulta más compleja dada la dificultad de imputar las diferencias totales entre los grupos a cada uno de los determinantes como consecuencia de la no linealidad de la inversa del ratio de Mills. Para solventar este inconveniente nuestra propuesta se basa en la aplicación de la idea del método propuesto en Yun (2004) para obtener la descomposición detallada de las diferencias salariales en presencia de un mecanismo de selección. Para ello se derivan los pesos asociados a cada variable para imputar la contribución de las diferencias en características y en rendimientos entre los dos grupos de trabajadores.

El método propuesto se ilustra con un análisis de discriminación salarial por tipo de contrato en España, en 1995 y 2002, y bajo el supuesto de que el proceso clasificatorio mediante el cual a un trabajador se le asigna un contrato indefinido o temporal no es independiente del mecanismo de determinación de su nivel salarial. Los resultados obtenidos revelan que los efectos indirectos que se manifiestan a través del proceso clasificatorio pueden llegar a ser sustanciales, modificando las conclusiones acerca de la contribución de las diferencias en características y de la cuantía de la discriminación.

El resto del artículo se organiza como sigue. En el apartado 2 se revisa brevemente la especificación de las ecuaciones salariales en presencia de selección muestral y el tratamiento

habitualmente dado en la literatura al término de selección en la descomposición del diferencial salarial. En la sección 3 se detalla el método para la descomposición global y detallada en presencia de un mecanismo de selección, derivándose los pesos asociados a la componente de dotaciones y de rendimientos. En la cuarta sección se ilustra la aplicación del método propuesto con el análisis de la discriminación salarial por tipo de contrato en la economía española y, finalmente, en la sección 5 se formulan algunas conclusiones.

2. Descomposición de las diferencias salariales en presencia de selección

La presencia de sesgo de selección es una situación habitual en los modelos de determinación salarial ocasionando inconvenientes en su estimación y, sobre todo, impidiendo la aplicación del método de Oaxaca-Blinder para la obtención de la descomposición detallada de la diferencia salarial, cuando se aborda un análisis de discriminación en el mercado de trabajo de cualquier índole (por género, por tipo de contrato, por étnia, por sindicalización, etc.). La asiduidad de este problema en este tipo de análisis radica en que frecuentemente el proceso de asignación, o la decisión de pertenencia, de un individuo a uno de los grupos de interés no es aleatoria, estando además relacionada con los determinantes de la magnitud en la que supuestamente se manifiesta la discriminación.

Así, en un marco de este tipo el salario para el individuo i perteneciente al grupo g se determina en un sistema de ecuaciones compuesto por la ecuación de determinación salarial (1) y el proceso de selección que clasifica a cada individuo en cada uno de los grupos g (2):

$$W_{ig} = X'_{ig} \beta_g + u_{ig} \quad (1)$$

$$C_{ig}^* = Z'_{ig} \gamma_g + \varepsilon_{ig} \quad (2)$$

donde W_{ig} denota el logaritmo del salario del individuo i perteneciente al grupo g , X_{ig} representa el conjunto de sus determinantes salariales y β_g es el vector de parámetros que recoge el rendimiento de esos determinantes. Por su parte, C_{ig}^* es un proceso latente e inobservable por el cual el individuo i es clasificado en el grupo g , siendo Z_{ig} el vector de observaciones correspondiente a las variables que determinan su selección, y γ_g el vector de parámetros asociados al mecanismo selectivo o clasificatorio. u_{ig} y ε_{ig} son términos de error

i.i.d. que siguen una distribución normal bivalente $(0, 0, \sigma_{ug}, \sigma_{eg}, \rho_g)$, con ρ_g el coeficiente de correlación de ambas perturbaciones para el grupo g .

Únicamente es observable el resultado del proceso de selección de la ecuación (2), la variable indicador C_{ig} , que toma valor 1 si $C_{ig}^* > 0$, y 0 en caso contrario. Así, la probabilidad de que el individuo i sea clasificado en el grupo g se define como

$$C_{ig} = \text{Prob}(C_{ig}^* > 0) = \text{Prob}(\varepsilon_{ig} > -Z'_{ig} \gamma_g) = \Phi(Z'_{ig} \gamma_g) \quad (3)$$

siendo $\Phi(\cdot)$ la función de distribución de una normal estándar.

La estimación de la regresión salarial en (1) obviando la ecuación de selección (2) proporciona estimaciones sesgadas e inconsistentes de sus parámetros. Por el contrario, estimaciones adecuadas de la ecuación de interés para cada grupo se pueden obtener maximizando la verosimilitud el sistema de ecuaciones, aunque ha sido más frecuente en la literatura la aplicación del método de estimación bietápico propuesto en Heckman (1976). En una primera etapa, la estimación del modelo probabilístico en (3) permite obtener para todos los individuos en cada grupo la estimación de la probabilidad de los sucesos del proceso clasificatorio (3). Con esas probabilidades se construye la inversa del ratio de Mills, λ_{ig} :

$$\hat{\lambda}_{ig} = \frac{\phi(Z'_{ig} \hat{\gamma}_g)}{\Phi(Z'_{ig} \hat{\gamma}_g)} \quad (4)$$

donde $\phi(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ denotan respectivamente a las funciones de densidad y de distribución de la normal estándar. En la segunda etapa se estima la ecuación salarial incluyendo $\hat{\lambda}_{ig}$ como un regresor adicional.

De esta forma, la ecuación salarial a estimar para los individuos de cada uno de los grupos se puede expresar como:

$$W_{ig} | C_{ig}^* > 0 = X'_{ig} \beta_g + \theta_g \lambda_{ig} + v_{ig} \quad (5)$$

donde $\theta_g = \rho_g \sigma_{ug}$ es el parámetro asociado a la inversa del ratio de Mills.

Así, y a modo ilustrativo, si estamos interesados en la estimación de la discriminación salarial de los trabajadores del grupo B respecto a los trabajadores pertenecientes al grupo A, el salario ajustado para los individuos de cada grupo en una especificación como (5) viene dado por:⁴

$$\hat{W}_{iA} = X'_{iA} \hat{\beta}_A + \hat{\theta}_A \hat{\lambda}_{iA} \quad (6)$$

$$\hat{W}_{iB} = X'_{iB} \hat{\beta}_B + \hat{\theta}_B \hat{\lambda}_{iB} \quad (7)$$

La descomposición clásica de Oaxaca (1973) y Blinder (1973) permite descomponer el diferencial en el salario medio de trabajadores del grupo A y B en un doble efecto, el atribuible a las características observables y aquel asociado a la diferencia en los rendimientos de éstas. Este último componente es el que la literatura ha identificado con la existencia de discriminación. Pero la presencia del término asociado al proceso de selección en las ecuaciones salariales en (6) y (7) complica la realización de esa descomposición, dado que resulta obvio que una parte del gap salarial está vinculada con el proceso de selección. En presencia de éste, la descomposición del diferencial salarial entre los grupos A y B viene dada por:

$$\bar{W}_A - \bar{W}_B = (\bar{X}_A - \bar{X}_B) \hat{\beta}_A + \bar{X}_B (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + (\hat{\theta}_A \hat{\lambda}_A - \hat{\theta}_B \hat{\lambda}_B) \quad (8)$$

donde la barra sobre las variables denota su media y $\hat{\lambda}_g$ es la media de la inversa del ratio de Mills para los individuos del grupo g, g=A, B. La expresión (8) nos indica que la media del gap salarial entre los grupos A y B puede explicarse a través de tres términos. Los primeros dos términos corresponden a los de la descomposición de Oaxaca-Blinder clásica en ausencia del proceso de selección: $(\bar{X}_A - \bar{X}_B) \hat{\beta}_A$ corresponde a la contribución de las diferencias en las variables que determinan el nivel salarial (capital humano, características de la empresa, etc.), mientras que $(\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \bar{X}_B$ hace referencia a la contribución de las diferencias en los rendimientos estimados para esas variables. El tercer término, $(\hat{\theta}_A \hat{\lambda}_A - \hat{\theta}_B \hat{\lambda}_B)$, es el debido a la existencia del proceso de selección.

⁴ Suponemos que la estructura salarial del grupo A es la no discriminatoria.

Partiendo de la expresión (8), que responde a la descomposición más intuitiva y más empleada en la literatura, Neuman y Oaxaca (2004) recogen distintas opciones para abordar la descomposición del diferencial salarial en presencia de sesgo de selección. La primera de ellas simplemente consiste en considerar el diferencial salarial neto de la contribución del término atribuible a la selección, de forma que es el diferencial neto el que se descompone en los términos habituales de la descomposición clásica (efecto de las dotaciones y discriminación). Esta propuesta, empleada entre otros por Duncan y Leigh (1980), Reimers (1983) y Boymond et al. (1994), se expresa como:

$$(\bar{W}_A - \bar{W}_B) - (\hat{\theta}_A \hat{\lambda}_A - \hat{\theta}_B \hat{\lambda}_B) = (\bar{X}_A - \bar{X}_B) \hat{\beta}_A + (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) \bar{X}_B \quad (9)$$

Las descomposiciones en (8) y (9) coinciden en tratar de forma global el efecto del sesgo en las diferencias salariales entre los grupos A y B. En contraste con esta opción, Neuman y Oaxaca (2004) proponen descomponer el efecto asociado a la selección, a partir de la configuración de la inversa del ratio de Mills en cada grupo. Así, tomando la definición de $\hat{\lambda}$ en (4), podemos expresar la componente asociada a la selección como:

$$\begin{aligned} (\hat{\theta}_A \hat{\lambda}_A - \hat{\theta}_B \hat{\lambda}_B) &= \hat{\theta}_A \frac{\phi(Z'_A \hat{\gamma}_A)}{\Phi(Z'_A \hat{\gamma}_A)} - \hat{\theta}_B \frac{\phi(Z'_B \hat{\gamma}_B)}{\Phi(Z'_B \hat{\gamma}_B)} = \\ &= \hat{\theta}_A \left(\frac{\phi(Z'_B \hat{\gamma}_A)}{\Phi(Z'_B \hat{\gamma}_A)} - \frac{\phi(Z'_B \hat{\gamma}_B)}{\Phi(Z'_B \hat{\gamma}_B)} \right) + \hat{\theta}_A \left(\frac{\phi(Z'_A \hat{\gamma}_A)}{\Phi(Z'_A \hat{\gamma}_A)} - \frac{\phi(Z'_B \hat{\gamma}_A)}{\Phi(Z'_B \hat{\gamma}_A)} \right) + (\hat{\theta}_A - \hat{\theta}_B) \frac{\phi(Z'_B \hat{\gamma}_B)}{\Phi(Z'_B \hat{\gamma}_B)} \end{aligned} \quad (10)$$

Definiendo $\hat{\lambda}_B^A \equiv \frac{\phi(Z'_B \hat{\gamma}_A)}{\Phi(Z'_B \hat{\gamma}_A)}$ como la contrafactual de la inversa del ratio de Mills resultante

de evaluar las funciones de densidad y de distribución para los individuos del grupo B en los parámetros del proceso clasificatorio del grupo A, podemos rescribir la igualdad anterior como:

$$(\hat{\theta}_A \hat{\lambda}_A - \hat{\theta}_B \hat{\lambda}_B) = \hat{\theta}_A (\hat{\lambda}_B^A - \hat{\lambda}_B) + \hat{\theta}_A (\hat{\lambda}_A - \hat{\lambda}_B^A) + (\hat{\theta}_A - \hat{\theta}_B) \hat{\lambda}_B \quad (11)$$

⁹ Informa del tiempo que potencialmente lleva un individuo inserto en el mercado de trabajo. Se calcula sustrayendo a la edad los años de educación del trabajador más seis años (los correspondientes al inicio de la

A partir de la descomposición de la contribución de la selección en (11) Neuman y Oaxaca (2004) proponen la siguiente agrupación de términos en las componentes atribuibles a diferencias en características, a discriminación y a un remanente de selección:

$$\bar{W}_A - \bar{W}_B = \underbrace{(\bar{X}_A - \bar{X}_B)\hat{\beta}_A + \hat{\theta}_A(\hat{\lambda}_A - \hat{\lambda}_B^A)}_{\text{Diferencia en características}} + \underbrace{\bar{X}_B(\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + \hat{\theta}_A(\hat{\lambda}_B^A - \hat{\lambda}_B)}_{\text{Discriminación}} + \underbrace{(\hat{\theta}_A - \hat{\theta}_B)\hat{\lambda}_B}_{\text{Selección}} \quad (12)$$

En la descomposición en (12) se asume que la desigualdad salarial entre los grupos se origina por: i) un primer componente que recoge las diferencias en las características observables, tanto de los determinantes salariales (X) como de aquellas que determinan la probabilidad del proceso de selección (Z), ii) una componente identificada con discriminación salarial, y que se conforma a través de las diferencias en los rendimientos de las variables de la ecuación salarial (β) y de las diferencias en los parámetros del modelo de selección (γ), y iii) un último componente que tiene que ver con la diferencia en el efecto de la selección sobre los salarios en cada uno de los grupos (θ).

Finalmente, Neuman y Oaxaca plantean la posibilidad de incorporar el término $(\hat{\theta}_A - \hat{\theta}_B)\hat{\lambda}_B$ a la componente de discriminación:

$$\bar{W}_A - \bar{W}_B = \underbrace{(\bar{X}_A - \bar{X}_B)\hat{\beta}_A + \hat{\theta}_A(\hat{\lambda}_A - \hat{\lambda}_B^A)}_{\text{Diferencia en características}} + \underbrace{\bar{X}_B(\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + \hat{\theta}_A(\hat{\lambda}_B^A - \hat{\lambda}_B) + (\hat{\theta}_A - \hat{\theta}_B)\hat{\lambda}_B}_{\text{Discriminación}} \quad (13)$$

Las descomposiciones en (8), (9), (12) y (13) nos permiten realizar una valoración global de la contribución del proceso de selección o clasificatorio en la desigualdad salarial entre los grupos A y B, pero únicamente posibilitan el análisis de la contribución detallada de las variables o grupos de variables, contenidas en X y de sus rendimientos, es decir de aquellas que directamente intervienen en la ecuación de determinación salarial. Por tanto, las citadas descomposiciones no permiten conocer la contribución indirecta de las diferencias en esas variables y en su rendimiento a través de su influencia sobre el proceso de selección. Y

tampoco de la influencia de variables que determinan el proceso clasificatorio sin afectar directamente al nivel salarial. Esto es debido a la no linealidad de la inversa del ratio de Mills.

A continuación planteamos una propuesta para estimar la contribución total de las diferencias en todas las variables que intervienen en el sistema y en las diferencias en sus rendimientos. Para ello extendemos la metodología de descomposición de diferencias en el primer momento de funciones no lineales propuesta en Yun (2004) al caso de una especificación con un proceso de selección o clasificación.

3. Descomposición detallada de las diferencias salariales en presencia de selección

Como se desprende de (5), en presencia de un mecanismo de selección, el salario se determina a través de una función con una componente no lineal que tiene como argumento una función lineal de las variables determinantes del proceso de selección ($Z'\gamma$). El método generalizado de descomposición de las diferencias en el primer momento propuesto en Yun (2004) proporciona una metodología válida para aislar la contribución de la diferencia entre cada una de las variables y entre cada uno de los parámetros en los dos grupos considerados, para cualquier forma funcional (lineal o no) que tenga como argumento una combinación lineal de las variables. La propuesta que realizamos en este trabajo se basa en la aplicación del principio del método general en Yun (2004) a la función salarial en presencia de un mecanismo de selección.

Supongamos que la variable de interés, Y , es una función lineal o no lineal de una combinación lineal de variables independientes, $M\psi$, donde ψ es el vector de coeficientes:

$$Y_{ig} = F(M'_{ig}\psi_g) \quad (14)$$

donde F es una función diferenciable de primer orden.

La diferencia en las medias de Y entre los grupos A y B puede descomponerse como:

$$\bar{Y}_A - \bar{Y}_B = [\overline{F(M_A\psi_A)} - \overline{F(M_B\psi_A)}] + [\overline{F(M_B\psi_A)} - \overline{F(M_B\psi_B)}] \quad (15)$$

donde $\overline{F(\cdot)}$ representa la media muestral de la función F .

La descomposición en (15) representa la forma más genérica de expresar las diferencias en la media de la variable dependiente entre los grupos A y B en las diferencias atribuibles a las

características observables $\left[\overline{F(M_A \psi_A)} - \overline{F(M_B \psi_A)} \right]$ y en las diferencias en los coeficientes $\left[\overline{F(M_B \psi_A)} - \overline{F(M_B \psi_B)} \right]$. Pero en el caso de estar interesados en la contribución de cada variables a la diferencia total, es decir en la descomposición detallada, debemos ir un paso más allá. En el caso en que la función F sea lineal, la solución es inmediata, correspondiendo con la tradicional descomposición detallada de Oaxaca-Blinder. Pero en el caso en el que F es no lineal, no es posible la aplicación de la aproximación clásica.

Como señala Yun (2004), el problema es cómo ponderar adecuadamente la contribución de cada variable a los efectos de las características y de los coeficientes. Su propuesta consiste en aproximar $\overline{F(M_g \psi_g)}$ mediante $F(\bar{M}_g \psi_g)$, y a través de una expansión de Taylor de primer orden en $\bar{M}_A \psi_A$ y $\bar{M}_B \psi_B$ para linealizar los efectos de características y coeficientes respectivamente.

En el caso específico del modelo con mecanismo de selección, sea $F(H_g, \tau_g) \equiv X_g \beta_g + \theta_g \lambda_g$, $g = A, B$, y $F(H_B, \tau_A) \equiv X_B \beta_A + \theta_A \lambda_B^A$, de forma que la descomposición global equivalente a (15) se puede denotar como:

$$\bar{W}_A - \bar{W}_B = \left[\overline{F(H_A, \tau_A)} - \overline{F(H_B, \tau_A)} \right] + \left[\overline{F(H_B, \tau_A)} - \overline{F(H_B, \tau_B)} \right] \quad (16)$$

y aproximando la media de la función a través de la función en la media de las variables en H:

$$\bar{W}_A - \bar{W}_B = \left[F(\bar{H}_A, \tau_A) - F(\bar{H}_B, \tau_A) \right] + \left[F(\bar{H}_B, \tau_A) - F(\bar{H}_B, \tau_B) \right] + R_M \quad (17)$$

donde R_M es el término de error al aproximar la media de la función a través de la función en la media de las variables en H.

De forma equivalente a la descomposición en (12), la expresión anterior se puede escribir como:

$$\bar{W}_A - \bar{W}_B = \left[(\bar{X}_A - \bar{X}_B) \hat{\beta}_A + \hat{\theta}_A (\hat{\lambda}_A - \hat{\lambda}_B^A) \right] + \left[\bar{X}_B (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + \hat{\theta}_A (\hat{\lambda}_B^A - \hat{\lambda}_B) \right] + (\hat{\theta}_A - \hat{\theta}_B) \hat{\lambda}_B + R_M \quad (18)$$

donde ahora $\hat{\lambda}_g = \phi(\bar{Z}_g \hat{\gamma}_g) / \Phi(\bar{Z}_g \hat{\gamma}_g)$, $g = A, B$, y $\hat{\lambda}_B^A = \phi(\bar{Z}_B \hat{\gamma}_A) / \Phi(\bar{Z}_B \hat{\gamma}_A)$.

Utilizando una expansión de Taylor de primer orden para linealizar los efectos asociados a las características y a los coeficientes en torno a $\bar{Z}_A \hat{\gamma}_A$ y $\bar{Z}_B \hat{\gamma}_B$ respectivamente:

$$\left[(\bar{X}_A - \bar{X}_B) \hat{\beta}_A + \hat{\theta}_A (\hat{\lambda}_A - \hat{\lambda}_B^A) \right] = (\bar{X}_A - \bar{X}_B) \hat{\beta}_A + \hat{\theta}_A \bar{f}_A (\bar{Z}_A - \bar{Z}_B) \hat{\gamma}_A + R_{T1} \quad (19)$$

$$\left[\bar{X}_B (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + \hat{\theta}_A (\hat{\lambda}_B^A - \hat{\lambda}_B) \right] = \bar{X}_B (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + \hat{\theta}_A \bar{f}_B \bar{Z}_B (\hat{\gamma}_A - \hat{\gamma}_B) + R_{T2}$$

con $\bar{f}_g = \partial(\hat{\lambda}_g) / \partial(\hat{\alpha}_g) = -\hat{\lambda}_g^2 + \hat{\alpha}_g \hat{\lambda}_g$, $g = A, B$, $\hat{\alpha}_g = \bar{Z}_g \hat{\gamma}_g$, y R_{T1}, R_{T2} los errores de aproximación.

De esta forma, la descomposición en (18) se puede escribir como:

$$\bar{W}_A - \bar{W}_B = \left[(\bar{X}_A - \bar{X}_B) \hat{\beta}_A + \hat{\theta}_A \bar{f}_A (\bar{Z}_A - \bar{Z}_B) \hat{\gamma}_A \right] + \left[\bar{X}_B (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + \hat{\theta}_A \bar{f}_B \bar{Z}_B (\hat{\gamma}_A - \hat{\gamma}_B) \right] + R_M + R_{T1} + R_{T2} \quad (20)$$

Por lo que una descomposición detallada del diferencial salarial entre los grupos A y B se obtiene a través de:

$$\bar{W}_A - \bar{W}_B = \sum_{i=1}^l P_{\Delta H}^i \left[\overline{F(H_A, \tau_A)} - \overline{F(H_B, \tau_A)} \right] + \sum_{i=1}^l P_{\Delta \tau}^i \left[\overline{F(H_B, \tau_A)} - \overline{F(H_B, \tau_B)} \right] \quad (21)$$

donde

$$P_{\Delta H}^i = \frac{(\bar{X}_A^i - \bar{X}_B^i) \hat{\beta}_A + \hat{\theta}_A \bar{f}_A (\bar{Z}_A^i - \bar{Z}_B^i) \hat{\gamma}_A}{(\bar{X}_A - \bar{X}_B) \hat{\beta}_A + \hat{\theta}_A \bar{f}_A (\bar{Z}_A - \bar{Z}_B) \hat{\gamma}_A} \quad (22)$$

$$P_{\Delta \tau}^i = \frac{\bar{X}_B (\hat{\beta}_A^i - \hat{\beta}_B^i) + \hat{\theta}_A \bar{f}_B \bar{Z}_B^i (\hat{\gamma}_A^i - \hat{\gamma}_B^i)}{\bar{X}_B (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + \hat{\theta}_A \bar{f}_B \bar{Z}_B (\hat{\gamma}_A - \hat{\gamma}_B)}$$

$$\sum_{i=1}^l P_{\Delta H}^i = \sum_{i=1}^l P_{\Delta \tau}^i = 1$$

son las ponderaciones que permiten asignar la contribución de cada variable en H a las diferencias atribuibles a características ($P_{\Delta H}^i$) y a rendimientos ($P_{\Delta \tau}^i$).

Se debe notar que mediante la aplicación de la descomposición detallada en (22), se está asignando la parte de la diferencia salarial correspondiente al término de selección $(\hat{\theta}_A - \hat{\theta}_B)\hat{\lambda}_B$ a la componente de discriminación, distribuyendo su efecto entre las distintas variables en H según $P_{\Delta\tau}^i$. Por tanto, es una situación equivalente a la descomposición (13) sugerida en Neuman y Oaxaca (2004). En el caso de mantener aislada la contribución de ese término de selección, de forma equivalente a la descomposición en (12), la descomposición detallada se debe realizar a partir de:

$$\begin{aligned} \bar{W}_A - \bar{W}_B = & \sum_{i=1}^l P_{\Delta H}^i \left[(X_A - X_B)\hat{\beta}_A + \hat{\theta}_A(\hat{\lambda}_A - \hat{\lambda}_B^A) \right] + \sum_{i=1}^l P_{\Delta\tau}^i \left[X_B(\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B) + \hat{\theta}_A(\hat{\lambda}_B^A - \hat{\lambda}_B) \right] \\ & + (\hat{\theta}_A - \hat{\theta}_B)\hat{\lambda}_B \end{aligned} \quad (23)$$

4. Aplicación a la diferencia salarial por tipo de contrato en España

4.1. Salarios y tipo de contrato

Para ilustrar la descomposición detallada en presencia de selección descrita anteriormente, en este apartado se presentan resultados referidos al análisis de la diferencia salarial por tipo de contrato en España. La aplicación de la metodología propuesta permite profundizar en el estudio de las causas que configuran el gap salarial entre trabajadores con contrato indefinido y temporal, al determinar la contribución de cada variable teniendo en cuenta su efecto directo, como determinante salarial, y aquel derivado de su presencia en el proceso de selección.

Analizar la contratación temporal adquiere un significado especial para la economía española. Su elevada tasa (en torno a un tercio de los asalariados, más del doble de la media europea) y su persistencia, prácticamente inalterable en los últimos años, han hecho de la temporalidad actualmente el problema más acuciante del mercado de trabajo español, siendo especialmente preocupante para jóvenes, mujeres e individuos de menor nivel educativo. Y todo ello a pesar de los intentos fallidos por paliar esta situación de las últimas reformas laborales (1994, 1997, 2001), dando origen a la más reciente de ellas, la de 2006, surgida del pacto social. Así, el mercado de trabajo español nos proporciona un “caso de estudio fascinante” (Dolado et al., 2002) para investigar las causas y consecuencias de la temporalidad, justificando que los

análisis de los efectos de la inestabilidad laboral para otras economías sean, al menos en número, limitados.

Los costes económicos y sociales vinculados con elevados índices de temporalidad son diversos: mayor sinestralidad laboral (Guadalupe, 2003; Hernanz y Toharia, 2004; Toharia y et al., 2005), freno a la adquisición de capital humano específico (Toharia et al. 2005), peores condiciones de vida y de satisfacción en el trabajo (Toharia et al., 2005), repercusiones negativas sobre la productividad (Sánchez y Toharia, 2000; Bentolila y Dolado, 1993), reducción del nivel de afiliación y participación sindical por la pérdida de poder de negociación de los sindicatos (Guadalupe, 2003), retraso de la nupcialidad y la maternidad (De la Rica e Iza, 2005), etc. Todas estas consecuencias nos alertan del riesgo de segmentación del mercado laboral en puestos de trabajo de calidad, estables, y 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). En este contexto probar la presencia de discriminación salarial contra los trabajadores temporales constituye, más allá de una externalidad negativa, una prueba de la segmentación laboral provocada por la temporalidad.

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), coinciden en señalar la existencia de una brecha salarial a favor de los trabajadores con contrato indefinido. Los más recientes, empleando la descomposición de Oaxaca-Blinder con datos para 1995, concluyen que los trabajadores temporales perciben menores salarios porque tienen peor capacidad productiva (dotación de capital humano) o trabajan en empresas con inferiores condiciones retributivas. La mayoría de estos trabajos ha considerado procesos de selección y/o clasificación que afectan a la determinación de los salarios de los trabajadores con contrato indefinido y temporal, considerando la contribución de características y de la discriminación de forma aislada a la del término asociado a la clasificación. Como hemos indicado anteriormente, los resultados obtenidos hasta el momento podrían verse modificados al considerar el efecto indirecto de los determinantes del modelo a través de su influencia en la ecuación de selección y/o clasificación.

4.2. Base de datos y descriptivo

Los datos utilizados provienen de la Encuesta de Estructura Salarial de 1995 y 2002 (EES en adelante) publicada por el Instituto Nacional de Estadística. Esta base de datos nos proporciona de forma detallada e individualizada información salarial, así como de todo un conjunto de variables que aproximan las características de los trabajadores y de las condiciones de trabajo y de la empresa donde prestan sus servicios, para establecimientos con más de 10 empleados. Esta encuesta ha sido empleada en los últimos estudios 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), aunque únicamente la correspondiente al año 1995.

El análisis se ha restringido a trabajadores con jornada completa, resultando en una muestra para 1995 de 120210 individuos, el 74.62% indefinidos y el 25.38% temporales, y de 106133 para el 2002, de los cuales el 76.73% tenían contrato indefinido y el 23.27% contrato temporal. La Tabla 1 presenta un descriptivo de las principales variables. El salario que utilizamos está compuesto por el salario base más complementos referidos al mes de octubre, excluyéndose cualquier percepción extraordinaria. En primer lugar verificamos, en línea con los estudios precedentes, la existencia de una brecha salarial en la muestra favorable a los trabajadores con contrato indefinido. Si comparamos los periodos, la moderada aproximación retributiva observada por el mayor incremento del salario temporal, el 37,36% frente al 24,72% de los indefinidos, no evita que el gap salarial para el 2002 siga siendo sustancial.

Paralelamente, apreciamos diferencias en las características individuales y de la empresa entre los colectivos. Fijos y temporales presentan distinta distribución sectorial, ocupacional y en ámbitos de convenio colectivo, entre otras, y prestan servicios en empresas de distinto tamaño, notablemente mayores para el colectivo indefinido. Pero sin duda las diferencias más relevantes son las vinculadas con el capital humano, aproximado a partir de la edad, la educación, la experiencia potencial⁹ y la antigüedad en la empresa, todas ellas medidas en años. El mayor capital humano de los trabajadores indefinidos en todas sus componentes nos hace pensar que resultarán más productivos en el desempeño de sus tareas y, por tanto, percibirán un mayor salario. Pero la cuestión es si estas diferencias personales y de la empresa permiten explicar la totalidad del gap salarial observado o si, por el contrario, existen también diferencias en las retribuciones que perciben por ellas. Para dar respuesta a esta cuestión emplearemos las propuestas de descomposición detallada sintetizadas en (21) y (23).

4.3. Resultados

Partimos de la estimación de la regresión salarial correspondiente a cada colectivo de interés, individuos indefinidos y temporales. 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 individuos a uno u otro grupo puede no ser aleatorio, nos conduce a aplicar la estimación bietápica propuesta en Heckman (1979) para evitar la inconsistencia de los parámetros. De este modo tendremos un sistema formado por tres ecuaciones, dos correspondientes a las ecuaciones salariales para trabajadores fijos y temporales y otra para el proceso de clasificación de cada trabajador en un tipo de contrato:¹⁰

$$\begin{aligned}W_{iF} &= X'_{iF} \beta_F + u_{iF} \\W_{iT} &= X'_{iT} \beta_T + u_{iT} \\C_i^* &= Z'_i \gamma + \varepsilon_i\end{aligned}\tag{24}$$

donde el subíndice F denota a los trabajadores fijos y T a los temporales. W es el salario hora (en logaritmo), X representa el conjunto determinantes salariales, Z es el conjunto de variables que determinan la probabilidad de que un individuo tenga contrato indefinido o temporal, β y γ son los vectores de parámetros, y u y ε los términos de perturbación. En concreto, X incluye como determinantes salariales tanto las características personales del trabajador, género y capital humano (experiencia potencial, antigüedad y educación) como las características de la empresa (tamaño, ocupación, el tipo de mercado, el ámbito del convenio colectivo, el tipo de propiedad y el sector de actividad). Por su parte, Z incorpora el género, la edad de acceso al puesto de trabajo, la educación, la antigüedad, la ocupación, el sector de actividad y el porcentaje de contratos temporales en la región del individuo. Siguiendo la sugerencia de De la Rica (2004), esta última variable se añade a la ecuación de clasificación para garantizar la identificación de los parámetros del proceso de clasificación, dado que asumimos que no constituye un determinante salarial fundamental.¹¹ Asimismo, y dado que gran parte de las variables en X y Z son de tipo cualitativo, ocasionando un problema de estabilidad en la estimación de los efectos asociados a cada categoría, se ha aplicado la restricción de identificación propuesta en Gardeazabal y Ugidos (2004). Esta permite obtener estimaciones de los efectos atribuibles a cada categoría que son robustos a la categoría base seleccionada.

¹⁰ Ver Maddala (1983).

¹¹ Z puede contener alguna o todas las variables en X, aunque la identificación de la estimación de los parámetros del proceso de clasificación requiere que, al menos, una de las variables incluidas en Z no esté contenida en X.

Los resultados de la estimación del proceso de clasificación para los años 1995 y 2002 se sintetizan en la Tabla 2a, mientras que los de las ecuaciones salariales se presentan en la Tabla 2b. La comparación de los resultados para trabajadores permanentes y temporales nos alerta de la posible existencia de estructuras salariales distintas, al apreciarse diferencias en las retribuciones personales de los trabajadores y de la empresa entre ambos tipos de contrato. Estas discrepancias ponen de manifiesto que, probablemente, parte del diferencial salarial a favor de los trabajadores indefinidos tiene su origen en discriminación contra los individuos con contrato temporal. Es importante señalar además que el parámetro asociado a la inversa del ratio de Mills, $\hat{\theta}$, resulta significativo para ambos colectivos y en los dos periodos, indicándonos la conveniencia de la consideración del proceso de clasificación en la estimación del efecto de los determinantes salariales.

Pero como hemos señalado en apartados previos, $\hat{\lambda}_{ig}$, $g=F, T$, es función de las variables incluidas en Z_i , por lo que tanto esas variables como sus coeficientes en el modelo probabilístico, γ_g , influirán aunque sea indirectamente sobre los salarios y, por ende, en la formación del diferencial salarial. De hecho, se debe tener presente que el efecto total de una variable X_k que aparezca en la ecuación salarial y en el proceso clasificatorio no se limita al coeficiente de esa variable en la primera de las ecuaciones, β_k , sino que viene dado por:

$$\frac{\partial E[W_i | C_i^* > 0]}{\partial X_{ik}} = \beta_k - \gamma_k \theta \delta_i, \quad (33)$$

donde $\delta_i = \lambda_i^2 + \lambda_i \alpha_i$, y $\alpha_i = Z_i' \gamma$.

La Tabla 3 muestra la estimación de los efectos sobre los salarios de las características personales, género y capital humano, para el año 1995 y 2002. Se aprecia como aquellas variables que aparecen tanto en X y en Z , como por ejemplo el género, la educación y la antigüedad, presentan diferencias entre el efecto directo y el total, especialmente en el caso de los resultados para los trabajadores temporales y en el año 2002. Este resultado avanza la importancia de considerar en la descomposición no sólo la contribución directa sino también la indirecta a través de la influencia de las variables sobre el proceso clasificatorio.

Las Tablas 4 a 6 recogen los resultados obtenidos para las diversas descomposiciones consideradas. En primer lugar, en la Tabla 4 se presentan los resultados de la descomposición

en (8) que ha sido la habitualmente utilizada en presencia de selección. Se observa la importante contribución al diferencial salarial tanto de características como de rendimientos y la cuantía del efecto asociado a la selección, que contrarresta una parte del efecto de las componentes anteriores, al presentar signo negativo. Indicar también la importante contribución de las variables relacionadas con el capital humano de los trabajadores, tanto por lo que respecta a su dotación como a su rendimiento.

En todo caso, la cuantía del efecto vinculado a la selección en esa descomposición, motiva la necesidad de discernir la contribución al mismo de las características y de los rendimientos de las mismas en el proceso clasificatorio. Por ello realizamos las descomposiciones dadas en (21) y (23). La diferencia entre ambas radica en la consideración explícita del residuo vinculado a la selección (Tabla 5), causado por las diferencias en la respuesta del salario a la inversa del ratio de Mills, o su imputación a la componente de discriminación (Tabla 6). La comparación de los resultados de las distintas descomposiciones revela diferencias significativas en la imputación de los efectos a las características y a los rendimientos. Esta circunstancia es especialmente intensa en el caso de la descomposición mostrada en la Tabla 6, dado que la componente del sesgo compensa casi totalmente los diferenciales explicados por las diferencias en los rendimientos de aquellas variables que directamente afectan a la ecuación de salarios. Por último, se observa como esos efectos son particularmente intensos en el caso de algunas variables, en concreto las relacionadas con el capital humano de los trabajadores. La descomposición detallada asigna un mayor efecto a las diferentes dotaciones de capital humano entre trabajadores fijos y temporales, especialmente en el año 2002. Ese mismo efecto se observa en el rendimiento, aunque este se ve compensado en gran medida por la imputación del remanente asociado al sesgo. En este sentido, cabe indicar que la importancia cuantitativa de este efecto en el caso que nos ocupa está motivado por la gran discrepancia en la estimación del efecto del proceso clasificatorio en los dos grupos de trabajadores. La observación de las estimaciones existente en otros procesos de selección para esos mismos parámetros sugiere que ese residuo debe tener una contribución marginal en otros análisis de diferencias salariales.

5. Conclusiones

En este trabajo hemos presentado una propuesta de descomposición detallada de diferenciales salariales entre dos grupos de trabajadores ante la presencia de un proceso de selección o de

clasificación. La dificultad asociada a la no linealidad inherente al término de control del proceso clasificatorio en las ecuaciones salariales impide la aplicación del método de descomposición tradicional. Para evitar este problema, nuestra propuesta utiliza el método de descomposición generalizado de Yun (2004), basado en el empleo de la linealización de la función de interés para la obtención de los pesos que se utilizan para atribuir a cada variable los efectos totales asociados a las diferencias en características y en rendimientos.

La aplicación de la metodología al caso del análisis del diferencial salarial entre trabajadores con contrato indefinido y temporal en presencia de un proceso clasificatorio relacionado con la determinación salarial, revela que en el caso de algunos determinantes de interés, como el capital humano, la no consideración de los efectos indirectos a través de su influencia en el proceso clasificatorio puede conducir a la obtención de resultados parciales y conclusiones incompletas. En todo caso, la existencia de un elemento residual asociado al proceso clasificatorio y su posible consideración como elemento adicional de discriminación supone la asunción de juicios de valor relativos a lo que entendamos por discriminación, en línea con lo argumentado por Neuman y Oaxaca (2004) para el caso de las descomposiciones existentes en la literatura.

Referencias

- 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.
- Boymond et al. (1994): Wage discrimination and occupational segregation by gender: Some evidence from Swiss data. Mimeo, Geneva.
- Davia, M.A. and Hernanz, V. (2002): Temporary Employment and Segmentation in the Spanish Labour Market: An Empirical Analysis through the Study of Wage Differentials, *FEDEA – D.T.* 2002-26.
- 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: Further 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.
- 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.
- Duncan, G.M. and Leigh, D.E. (1980): Wage determination in the union and non-union sectors: A sample selectivity approach, *Industrial and Labor Relations Review* 34:24-34.
- Gardeazabal, J. and Ugidos, A. (2004): More on identification in detailed wage decompositions. *The Review of Economics and Statistics* 86:1034-1036.
- 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.
- Jimeno, J. and Toharia, L. (1993): The effects of fixed-term employment on wages: Theory and evidence from Spain, *Investigaciones Económicas XVII*: 475-94.
- Juhn, C. et al. (1993): Wage inequality and the rise in returns to skill, *Journal of Political Economy*, 101:410-442.

- Maddala, G.S. (1983): *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Neuman, S. and Oaxaca, R. (2004): Wage decompositions with selectivity-corrected wage equations: A methodological note, *Journal of Economic Inequality* 2:3-10.
- 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.
- Oaxaca, R. and Ransom, M. (1994): On discrimination and the decomposition of wage differentials, *Journal Econometrics* 61:5-21
- Polavieja, J. G. (2002): Temporary contracts and Labour Market Segmentation in Spain: An Employment-Rent Approach. W. P. Number 2002-01, Departament of Sociology, University of Oxford.
- Reimers, C. (1983): Labor market discrimination against hispanic and black men, *Economics and Statistics* 65:570-579.
- 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.
- 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.
- Yun, M. (2004): Decomposing differences in the first moment, *Economics letters* 82:275-280.

Tabla 1. Descriptivo en la muestra.

	1995			2002		
	TIPO DE CONTRATO			TIPO DE CONTRATO		
	Todos	Indefinido	Temporal	Todos	Indefinido	Temporal
Variables no categóricas. Media y Desviación estándar						
Salario bruto hora	6.282	6.970	4.259	8.0315	8.693	5.850
	[4.0726]	[4.3803]	[1.8590]	[5.1590]	[5.1590]	[2.5378]
Edad	38.605	41.021	31.498	37.742	39.323	32.510
	[10.8298]	[10.2054]	[9.3933]	[10.8156]	[10.582]	[9.8934]
Educación	8.640	8.720	8.404	9.458	9.727	8.566
	[3.7123]	[3.8312]	[3.3267]	[3.919]	[3.9625]	[3.6319]
Experiencia potencial	22.805	25.139	15.940	21.149	22.607	16.323
	[11.5212]	[10.9919]	[10.2294]	[11.7442]	[11.5729]	[10.9914]
Antigüedad	10.631	13.838	1.196	8.179	10.419	0.767
	[9.863]	[9.4495]	[1.2244]	[9.8554]	[10.1867]	[1.9041]
Tamaño empresarial	178.564	207.060	94.738	241.523	261.208	176.611
	[641.3518]	[728.5286]	[225.0154]	[690.7653]	[746.0493]	[456.9985]
Variables categóricas. Categorías 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 2º y 3º ciclo universitario	2.79%	3.11%	1.85%	4.96%	5.35%	3.64%
Título 1º 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%
Restaurac.,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						
Nacional	88.64%	87.99%	90.56%	86.51%	84.93%	91.77%
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 empresa (no nacional)	42.20%	37.72%	55.37%	48.36%	44.19%	62.18%
Empresa o inferior	23.62%	27.77%	11.40%	14.68%	16.67%	8.10%
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	120210	89700	30510	106133	81436	24697

Tabla 2a. Estimación del modelo probabilístico

	1995				2002			
	Indefinido		Temporal		Indefinido		Temporal	
	coef.	sig.	coef.	sig.	coef.	sig.	coef.	sig.
Edad de acceso	0.0281	***	-0.0281	***	0.0076	***	-0.0076	***
Edad acceso ²	-0.0002	***	0.0002	***	-0.0000		0.0000	
Género	0.0518	***	-0.0518	***	0.0518	***	-0.0518	***
Educación	0.0221	***	-0.0221	***	0.0284	***	-0.0284	***
Antigüedad	0.5512	***	-0.5512	***	0.3073	***	-0.3073	***
Ocupación								
Dirección y Gerencia	0.7745	***	-0.7745	***	0.7833	***	-0.7833	***
Título 2º y 3º ciclo universitario	0.1860	***	-0.1860	***	-0.0664	***	0.0664	***
Título 1º ciclo universitario	-0.0074		0.0074		0.0294		-0.0294	
Técnicos y administrativos	0.0769	***	-0.0769	***	0.1179	***	-0.1179	***
Restaurac.,seguridad,dependientes	-0.2499	***	0.2499	***	0.1446	***	-0.1446	***
Trabajadores cualificados	-0.2392	***	0.2392	***	-0.3371	***	0.3371	***
Operadores inst. industriales	-0.1988	***	0.1988	***	-0.2052	***	0.2052	***
Trabajadores no cualificados								
% Cº Temporal por región	-1.4382	***	1.4382	***	-2.8292	***	2.8292	***
Constante	-1.6916	***	1.6916	***	-0.0150		0.0150	
Pseudo-R2	0.654		0.654		0.430		0.430	

Todas las estimaciones incluyen control por sector de actividad

Tabla 2b. Estimación de ecuaciones salariales con control de selección

	1995				2002			
	Indefinido		Temporal		Indefinido		Temporal	
	coef.	sig.	coef.	sig.	coef.	sig.	coef.	sig.
Caract. personales								
Género								
Male	0.0917	***	0.0535	***	0.1018	***	0.0657	***
Female								
Educación	0.0350	***	0.0147	***	0.0307	***	0.0065	***
Experiencia potencial ²	0.0243	***	0.0145	***	0.0160	***	0.0092	***
Experiencia potencial ²	-0.0003	***	-0.0003	***	-0.0002	***	-0.0002	***
Antigüedad	0.0073	***	-0.0586	***	0.0098	***	-0.0609	***
Antigüedad ²	0.0000		-0.0202	***	-0.0001	***	-0.0020	***
Caract. empresa								
Tamaño (*1000)	0.0345	***	0.1101	***	0.0413	***	0.0290	***
Ocupación								
Dirección y Gerencia	0.4133	***	0.0396	*	0.4650	***	0.1007	***
Título 2º y 3º ciclo universitario	0.2850	***	0.2048	***	0.3417	***	0.2415	***
Título 1º ciclo universitario	0.1508	***	0.1812	***	0.2039	***	0.1797	***
Técnicos y administrativos	-0.0520	***	-0.0984	***	-0.0634	***	-0.1419	***
Restaurac.,seguridad,dependientes	-0.1879	***	-0.0965	***	-0.2330	***	-0.2473	***
Trabajadores cualificados	-0.1713	***	-0.0536	***	-0.2062	***	-0.0099	***
Operadores inst. industriales	-0.1579	***	-0.0645	***	-0.2106	***	-0.0543	***
Trabajadores no cualificados								
Mercado								
Nacional	-0.0479	***	-0.0676	***	-0.0657	***	-0.0543	***
Internacional								
Convenio colectivo								
Nacional	-0.0529	***	-0.0304	***	-0.0650	***	-0.0860	***
Superior a empresa	-0.0545	***	-0.0027		-0.0489	***	-0.0304	***
Empresa o inferior								
Propiedad								
Pública	0.0099	***	0.0847	***	0.0334	***	0.1400	***
Privada								
Constante	1.1508	***	1.1894	***	1.6153	***	1.5531	***
Inversa Ratio de Mills	-0.0361	***	0.5633	***	-0.0814	***	0.4590	***
# Observaciones	89700		30510		81436		24697	
Wald								
χ^2	99941.71		26838.29		93650.76		28197.10	

Todas las estimaciones incluyen control por sector de actividad

Tabla 3. Estimación de efectos marginales del capital humano

	1995				2002			
	Indefinidos		Temporales		Indefinidos		Temporales	
	Efecto directo	Efectos total	Efecto directo	Efectos total	Efecto directo	Efectos total	Efecto directo	Efectos total
Género	0.0917199	0.0917201	0.0535385	0.0815901	0.1018388	0.1020655	0.0657288	0.0872848
Educación	0.0349607	0.0349608	0.0147497	0.0266934	0.0307086	0.0308328	0.0064802	0.0182860
Antigüedad	0.0073125	0.0073139	-0.0787757	0.2196896	0.0097104	0.0110555	-0.0629170	0.0649855
Exp. potencial	0.0240155	0.0240155	0.0142855	0.0142855	0.0159724	0.0159724	0.0091862	0.0091862
Edad de acceso		0.0000001		0.0151107		0.0000334		0.0031725
%Temporales región		-0.0000038		-0.7787467		-0.0123855		-1.1777020

Tabla 4. Descomposición salarial de Reimers

	1995		2002	
	0.4275		0.3326	
	Descomposición		Descomposición	
	Dif. Características	Dif. Rendimientos	Dif. Características	Dif. Rendimientos
Género	0.0159	0.0461	-0.0032	0.0464
Capital Humano	0.4634	1.0230	0.4970	1.1166
Caract. Empresa	0.2651	-0.1444	0.2496	-0.0087
Constante	0.0000	-0.0903	0.0000	0.1873
Total	0.7441	0.8344	0.7435	1.3416
Sesgo de selección	-0.5785		-1.0848	

Nota: Contribuciones en tanto por uno

Tabla 5. Descomposición detallada en presencia de sesgo de selección (sesgo independiente)

	1995		2002	
	0.4275		0.3326	
	Descomposición		Descomposición	
	Dif. Características	Dif. Rendimientos	Dif. Características	Dif. Rendimientos
Género	0.0161	0.0445	-0.0037	0.0600
Capital Humano	0.5677	0.9981	0.6342	1.4132
Caract. Empresa	0.2709	-0.1485	0.2943	-0.0859
Constante	0.0000	-0.1577	0.0000	0.1848
Edad acceso	-0.0008	0.0289	-0.0004	0.1297
% C.T. Región	0.0003	-0.0172	0.0013	-0.4149
Total	0.855	0.748	0.925	1.287
Residuo sesgo	-0.6026		-1.2123	

Nota: Contribuciones en tanto por uno

Tabla 6. Descomposición detallada en presencia de sesgo de selección (sesgo repartido)

	1995		2002	
Diferencia salarial	0.4275		0.3326	
	Descomposición		Descomposición	
	Dif. Características	Dif. Rendimientos	Dif. Características	Dif. Rendimientos
Género	0.0161	0.0087	-0.0037	0.0035
Capital Humano	0.5677	0.1943	0.6342	0.0820
Caract. Empresa	0.2709	-0.0289	0.2943	-0.0050
Constante	0.0000	-0.0307	0.0000	0.0107
Edad acceso	-0.0008	0.0056	-0.0004	0.0075
% C.T. Región	0.0003	-0.0034	0.0013	-0.0241
Total	0.8545	0.1456	0.9254	0.0746

Nota: Contribuciones en tanto por uno