

DUALIDAD EN EL MERCADO DE TRABAJO ESPAÑOL*

ANA HUGUET
Universidad de Valencia

Este trabajo investiga, con datos de la *Encuesta sobre Condiciones de Vida y Trabajo en España* (1985), si el mercado de trabajo español se comporta como un todo homogéneo o si, por el contrario, está formado por dos segmentos en los que operan distintos mecanismos de formación salarial y donde el acceso al más deseable está racionado. Para ello, se estima un modelo de regresión *switching endógeno*. Las estimaciones realizadas muestran un significativo efecto de selección positivo en el segmento primario, junto a una mayor recompensa de las variables de capital humano —en particular, el nivel de educación y la antigüedad— en dicho segmento. La estimación de la ecuación *switching* estructural pone de manifiesto que la diferencia salarial entre segmentos es crucial en la toma de decisiones de los trabajadores, mientras que los años de educación del trabajador y la propensión a la rotación son los aspectos más tenidos en cuenta por los empleadores.

Palabras clave: segmentación, mecanismos de formación salarial, modelo *switching* endógeno.

La teoría dual constituye actualmente una alternativa a la visión neoclásica del mercado de trabajo. Dicha teoría arranca de las aportaciones pioneras de los institucionalistas norteamericanos y de otros autores de inspiración marxista y comienza a adquirir forma a través de la obra de algunos especialistas en relaciones laborales durante la década de los cincuenta [Dunlop (1958)]. Con posterioridad, cayó en el olvido hasta su recuperación a inicios de los setenta [Doeringer y Piore (1971); Thurow (1975)]. La teoría sostiene que el mercado de trabajo no puede ser visto como un todo homogéneo sino como la adición de dos segmentos diferenciados. Uno de los segmentos, el primario, lo integran empresas que disponen de buenos puestos (estables, bien remunerados y con buenas condiciones laborales) y trabajadores que gozan de seguridad en el empleo, de posibilidades de promoción bien definidas y de una considerable recompensa a las variables de capital humano, tales como la experiencia y los años de educación. El otro segmento, el secundario, lo componen empresas cuyos puestos de trabajo son inestables, mal pagados y con escaso re-

(*) Agradezco a Manuel Sánchez, Javier Andrés y a dos evaluadores anónimos sus comentarios y sugerencias. Una versión preliminar de este trabajo se benefició de los comentarios de los participantes en las Primeras Jornadas de Economía Laboral. Obviamente, cualquier error que aún subsista es de mi exclusiva responsabilidad. Este trabajo se ha realizado en el marco del Programa de Proyectos de Investigación Científica y Desarrollo Tecnológico de la Generalitat Valenciana (GV-3265/95).

querimiento de cualificaciones. Los trabajadores de este segmento apenas disfrutan de oportunidades de ascenso, se enfrentan a una disciplina severa y reciben bajas recompensas salariales, razones por las cuales sus tasas de rotación son muy altas comparadas con las de los trabajadores del segmento primario.

Ya en una primera etapa, los trabajos empíricos efectuados para contrastar la existencia de dualidad corroboran la existencia de mecanismos diferenciados de formación de los salarios en los dos segmentos y, más concretamente, que el capital humano recibe una mayor recompensa en el segmento primario que en el secundario [Osterman (1975); Carnoy y Rumberger (1980)]. Ahora bien, en la medida en que se basan en la estimación de ecuaciones de salarios separadas para cada segmento, estos estudios ignoran el hecho de que el segmento en que se encuadra el individuo es el resultado de un proceso de decisión previo en el que intervienen tanto trabajadores como empleadores. Si el mercado de trabajo se divide en dos segmentos, uno de los cuales ofrece mayores recompensas a las “buenas” características, dicho segmento, el primario, será preferido por la mayoría de los trabajadores, constituyéndose en él una “cola” de solicitantes de puestos. Es necesario, pues, analizar qué factores determinan la asignación de los trabajadores a los segmentos y, en particular, endogeneizar el mecanismo de selección que permite a los trabajadores acceder a los puestos escasos del primario, tratando el proceso de selección y el de formación de los salarios como un todo interrelacionado [Heckman y Hotz (1986)].

La literatura ofrece numerosas aplicaciones que se hacen eco de esta problemática, bien en el contexto de las diferencias salariales entre trabajadores del sector público y del sector privado [van der Gaag y Vijverberg (1988)], bien en el contexto de diferencias salariales entre trabajadores sindicados y no sindicados [Lee (1978)], por citar algunos ejemplos. Todos estos trabajos tienen en común el tratar la decisión de localización del trabajador como endógena al modelo, para lo cual plantean un modelo de regresión *switching endógeno* [Maddala y Nelson (1975)]. En línea con estas aportaciones, este trabajo intenta contrastar la hipótesis de que el mercado de trabajo español es un mercado segmentado y, en particular, de que su estructura es dual. En el primer apartado, se presenta la metodología a utilizar en el proceso de estimación, así como las razones que han motivado su aplicación. El apartado segundo presenta de forma somera la fuente de datos y las variables utilizadas. Los principales resultados de las estimaciones econométricas se ofrecen en el apartado tercero. El trabajo se cierra con un breve resumen de sus conclusiones más importantes.

1. EL MODELO ECONÓMTRICO

Si la distribución de los trabajadores entre los dos segmentos fuera aleatoria, para contrastar la existencia de mecanismos diferenciados de formación salarial en cada segmento, bastaría con estimar por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) dos ecuaciones de salarios como:

$$\ln W_{pi} = \beta_p' X_i + u_{pi}, \quad [1]$$

$$\ln W_{si} = \beta_s' X_i + u_{si}, \quad [2]$$

donde $\ln W_{ji}$ es el logaritmo del salario del individuo i en el segmento j ($j = p, s$), X_i es un vector de variables explicativas en el proceso de determinación de los salarios y u_{pi} , u_{si} son los términos de perturbación que se supone que siguen una distribución

$N(0, \sigma_p^2)$ y $N(0, \sigma_s^2)$, respectivamente. A continuación, podría analizarse, si, para un vector de características dado X_i , los salarios estimados en los dos segmentos difieren.

Ahora bien, $\ln W_{pi}$ y $\ln W_{si}$ son realmente el resultado de un proceso de decisión que supone elegir entre dos estados posibles, trabajar en el primario o trabajar en el secundario, por lo que la localización de los trabajadores obedece a lo que se conoce como "función de selección". En muchas aplicaciones, la función de selección se interpreta como una función de autoselección por parte de los trabajadores, lo que implica que éstos eligen libremente el segmento en el que trabajar. Sin embargo, la existencia de un segmento preferido por la mayoría de los trabajadores, el primario, ocasiona un exceso de demanda de puestos en este segmento, por lo que el acceso al mismo está racionado [Dickens y Lang (1985)]. En consecuencia, la localización de los trabajadores en los segmentos es el resultado de dos tipos de decisiones. En primer lugar, el trabajador decide si ponerse o no a la "cola" de candidatos a ingresar en el primario, comparando los salarios a obtener en cada uno de los dos estados. Si la diferencia salarial estimada para el individuo es de cuantía suficiente, el trabajador decide solicitar su entrada en el segmento. En segundo lugar, el trabajador puede o no ser seleccionado por los empleadores primarios, dependiendo la probabilidad de selección de determinadas características del trabajador, que son utilizadas por el empleador como criterios para la extracción de trabajadores de la cola laboral. Globalmente, pues, la función de selección recoge un vector de características personales del trabajador, por un lado, y la diferencia salarial entre segmentos estimada para cada individuo, por otro.

Así, el modelo propuesto es el siguiente:

$$\ln W_{pi} = \beta_p' X_i + u_{pi} \quad \text{si} \quad \theta(\ln W_{pi} - \ln W_{si}) + \alpha' Y_i > v_i, \quad [3]$$

$$\ln W_{si} = \beta_s' X_i + u_{si} \quad \text{si} \quad \theta(\ln W_{pi} - \ln W_{si}) + \alpha' Y_i \leq v_i, \quad [4]$$

que puede ser planteado como un modelo de regresión *switching endógeno*:

$$\ln W_{pi} = \beta_p' X_i + u_{pi} \quad [5]$$

$$\ln W_{si} = \beta_s' X_i + u_{si} \quad [6]$$

$$I_i = \theta(\ln W_{pi} - \ln W_{si}) + \alpha' Y_i - v_i, \quad [7]$$

siendo [7] la función de selección que determina la localización de los trabajadores en cada uno de los segmentos, y donde I_i es una variable latente, no observada, que determina el segmento al que pertenece el trabajador. Si $I_i > 0$, el individuo i pertenece al segmento primario, mientras que si $I_i \leq 0$, pertenece al secundario. $\ln W_{pi}$ y $\ln W_{si}$ son el logaritmo del salario del individuo i en el segmento primario y secundario, respectivamente, X_i es un vector de variables explicativas en el proceso de determinación de los salarios e Y_i es un vector de características del trabajador asociadas a la probabilidad de que el individuo sea seleccionado para ocupar un puesto en el segmento primario. β_p , β_s , θ y α son los parámetros a estimar y u_{pi} , u_{si} y v_i son los términos de perturbación, bajo el supuesto de que $(u_p, u_s$ y $v)$ siguen una distribución $N(0, \Sigma)$, siendo

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_p^2 & \sigma_{ps} & \sigma_{pv} \\ \sigma_{ps} & \sigma_s^2 & \sigma_{sv} \\ \sigma_{pv} & \sigma_{sv} & \sigma_v^2 \end{bmatrix}.$$

La función de selección especificada en [7] resume el proceso de decisión en dos etapas mencionado anteriormente, y con su estimación se persigue un doble objetivo: a) contrastar la hipótesis nula de que el diferencial salarial entre segmentos no ejerce ningún impacto sobre la decisión de localización del trabajador, es decir, $\theta=0$, y b) analizar qué características del trabajador condicionan la probabilidad de que el individuo sea elegido de la cola laboral.

La presencia de las variables endógenas, $\ln W_{pi}$ y $\ln W_{si}$, en la función de selección hace que el modelo deba verse como un sistema de ecuaciones simultáneas. Adicionalmente, dado que sólo se observa el salario del individuo i en el segmento en el que está actualmente empleado, el modelo se convierte en un sistema de ecuaciones simultáneas con variables dependientes cualitativas y limitadas. Para su estimación, se utiliza un método de estimación basado en los mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E), extendido al contexto de los modelos con variables limitadas siguiendo las propuestas de Nelson y Olson (1978) y Lee (1979). Este método consiste en estimar el modelo en forma reducida, esto es,

$$\ln W_{pi} = \beta_p' X_i + u_{pi}, \quad [8]$$

$$\ln W_{si} = \beta_s' X_i + u_{si}, \quad [9]$$

$$I_i = \theta (\beta_p - \beta_s)' X_i + \alpha' Y_i - \varepsilon_i, \quad [10]$$

donde [10] es la ecuación representativa de la función de selección en forma reducida, ecuación que puede ser reescrita como:

$$I_i = \gamma' Z_i - \varepsilon_i, \quad [11]$$

y especificada como un modelo probit, siendo I_i^* el equivalente observado de la variable latente, no observada, I_i , esto es,

$$\begin{cases} I_i^* = 1 & \text{si } I_i > 0 \\ I_i^* = 0 & \text{si } I_i \leq 0, \end{cases}$$

y donde, $Z_i = [X_i, Y_i]$, $\gamma = [\theta(\beta_p - \beta_s), \alpha]$, $\varepsilon_i = v_i - \theta(u_{pi} - u_{si})$ y $\sigma_\varepsilon^2 = 1$. A continuación, a partir de la estimación de los parámetros β_p y β_s , pueden obtenerse $\ln W_{pi}$ y $\ln W_{si}$ para todos los individuos de la muestra y, utilizando la diferencia salarial estimada, los parámetros estructurales θ y α de la ecuación de selección [7]. Esta forma de actuar resuelve dos problemas: la inobservabilidad de un salario y la posible endogeneidad de los salarios en la ecuación de selección¹.

Adviértase, sin embargo, que dado que $\ln W_{pi}$ y $\ln W_{si}$ son variables limitadas, es decir, se observa $\ln W_{pi}$ si $I_i > 0$, y $\ln W_{si}$ si $I_i \leq 0$, pero nunca ambos, los términos de perturbación u_{pi} y u_{si} tienen una distribución truncada, por lo que las ecuaciones de salarios [8] y [9] no pueden ser estimadas de forma consistente utilizando MCO, ya que existe un problema de “sesgo de selección de la muestra” en su estimación separada. Concretamente, la inconsistencia de estas estimaciones tiene su origen en:

(1) Ésta es la misma problemática que se da en la estimación de los modelos de oferta de trabajo, dada la inobservabilidad de los salarios para aquellos individuos que no trabajan [Killingsworth (1983)].

$$E [u_{pi} / I_i > 0] = -\sigma_{pe} \frac{\phi(\gamma'Z_i)}{\Phi(\gamma'Z_i)}, \quad [12]$$

$$E [u_{si} / I_i \leq 0] = \sigma_{se} \frac{\phi(\gamma'Z_i)}{1 - \Phi(\gamma'Z_i)}, \quad [13]$$

siendo $\sigma_{pe} = \text{Cov}(u_p, \epsilon)$, $\sigma_{se} = \text{Cov}(u_s, \epsilon)$ y donde $\phi(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ son, respectivamente, la función de densidad de probabilidad y la función de distribución de una $N(0,1)$.

Habitualmente, este problema se corrige utilizando el método de estimación propuesto por Heckman (1979). Una vez estimado consistentemente el vector de parámetros de la función de selección [11], $\hat{\gamma}$, y teniendo en cuenta [12] y [13], las ecuaciones de salarios [8] y [9] quedan de la forma:

$$\ln W_{pi} = \beta'_p X_i - \sigma_{pe} \frac{\phi(\hat{\gamma}'Z_i)}{\Phi(\hat{\gamma}'Z_i)} + u_{pi}^*, \quad [14]$$

$$\ln W_{si} = \beta'_s X_i + \sigma_{se} \frac{\phi(\hat{\gamma}'Z_i)}{1 - \Phi(\hat{\gamma}'Z_i)} + u_{si}^*, \quad [15]$$

siendo σ_{pe} y σ_{se} dos nuevos parámetros a estimar y donde

$E[u_{pi}^* / I_i^* = 1] = 0$ y $E[u_{si}^* / I_i^* = 0] = 0$, por lo que pueden ser estimadas de forma consistente utilizando MCO.

Desafortunadamente, este método de estimación en dos etapas propuesto por Heckman, ofrece estimaciones consistentes, pero no eficientes, de los parámetros² β_p , β_s , σ_{pe} , σ_{se} , σ_p y σ_s . Por ello, estas estimaciones consistentes son utilizadas como valores iniciales para maximizar el logaritmo de la función de verosimilitud:

$$\ln L = \sum_i \left\{ I_i^* \left[\ln \Phi \left(\frac{\gamma'Z_i - \frac{\rho_{pe}}{\sigma_p} (\ln W_{pi} - \beta'_p X_i)}{(1-\rho_{pe}^2)^{1/2}} \right) + \ln \left(\frac{\phi \left(\frac{\ln W_{pi} - \beta'_p X_i}{\sigma_p} \right)}{\sigma_p} \right) \right] + \right. \\ \left. (1 - I_i^*) \left[\ln \left(1 - \Phi \left(\frac{\gamma'Z_i - \frac{\rho_{se}}{\sigma_s} (\ln W_{si} - \beta'_s X_i)}{(1-\rho_{se}^2)^{1/2}} \right) \right) + \ln \left(\frac{\phi \left(\frac{\ln W_{si} - \beta'_s X_i}{\sigma_s} \right)}{\sigma_s} \right) \right] \right\}, \quad [16]$$

obteniendo conjuntamente los estimadores máximo-verosímiles (MV):

$$(\hat{\gamma}, \hat{\beta}_p, \hat{\beta}_s, \hat{\sigma}_p, \hat{\sigma}_s, \hat{\rho}_{pe}, \hat{\rho}_{se}),$$

donde ρ_{pe} y ρ_{se} son los coeficientes de correlación entre u_p, ϵ y u_s, ϵ , respectivamente.

(2) Adicionalmente, es necesario sustituir los errores estándar de los parámetros estimados por estimaciones consistentes.

Por último, a partir de los estimadores $\hat{\beta}_p$ y $\hat{\beta}_s$, es posible calcular las predicciones incondicionadas de los salarios, $\ln \hat{W}_{pi}$ y $\ln \hat{W}_{si}$, para todos los individuos de la muestra, esto es,

$$\ln \hat{W}_{pi} = \hat{\beta}'_p X_i \quad \text{y} \quad \ln \hat{W}_{si} = \hat{\beta}'_s X_i,$$

y, sustituyendo $(\ln W_{pi} - \ln W_{si})$ por $(\ln \hat{W}_{pi} - \ln \hat{W}_{si})$ en la función de selección [7], obtener estimaciones consistentes³ de los parámetros estructurales θ y α , planteando para ello la ecuación [7] como un modelo de elección discreta tipo probit, y utilizando la variable dicotómica I_i^* . Adviértase, sin embargo, que para que θ pueda ser estimado es necesario que al menos una de las variables incluidas en X_i no aparezca recogida en Y_i . Si Y_i incluyera todas las variables en X_i , se generaría un problema de multicolinealidad perfecta y, en consecuencia, θ no podría ser estimado.

2. DATOS Y ELECCIÓN DE VARIABLES

Los datos utilizados en este estudio provienen de la *Encuesta sobre Condiciones de Vida y Trabajo* (ECVT). Esta encuesta, realizada en 1985, recoge datos de corte transversal sobre la situación laboral de 60.000 individuos. La muestra utilizada la integran un total de 10.858 trabajadores, todos ellos asalariados que declaran haber trabajado la semana anterior a la realización de la encuesta. La delimitación de los dos segmentos se efectúa tomando como elemento distintivo el carácter regular u ocasional del puesto ocupado, ya que las características, tanto personales como de los puestos, asociadas a los colectivos resultantes de tal división se asemejan a las habitualmente atribuidas a los integrantes de uno y otro segmento. Con la aplicación de este criterio, 9.823 individuos quedan encuadrados en el segmento primario (de los cuales 6.626 son varones) y los 1.035 restantes en el secundario (de los cuales 610 son varones).

Las variables dependientes del modelo son el segmento en el que está empleado el individuo, primario ($I_i^*=1$) o secundario ($I_i^*=0$), para la ecuación de selección, y el logaritmo de los ingresos salariales netos ($\ln W_i$) para las ecuaciones de salarios. En relación a esta última, conviene aclarar algunas cuestiones. En primer lugar, la ECVT no ofrece información sobre el número de horas trabajadas para todos los individuos que componen la muestra utilizada. De hecho, sólo se dispone de esa información para los trabajadores que ocupan un puesto de carácter ocasional, mientras que para el resto (los que ocupan un puesto de carácter regular) sólo se sabe si el trabajo es a jornada completa o a tiempo parcial. Por ello, aun a sabiendas de que la variable dependiente en las ecuaciones de salarios debería ser idealmente el *salario por hora*, se ha debido utilizar el *ingreso salarial*, cualificado con la inclusión entre los regresores de un control para el empleo a tiempo parcial⁴. Ello exige, hablando estrictamente, inter-

(3) Lee (1979) prueba la consistencia de estas estimaciones y deriva la matriz de varianzas-covarianzas asintótica. Para su obtención, en este trabajo se utiliza el algoritmo de optimización propuesto por Berndt *et al.* (1974), que permite estimar la matriz de varianzas-covarianzas asintótica del estimador máximoverosímil a partir de la matriz de varianzas-covarianzas del gradiente de la función de verosimilitud.

(4) Para los trabajadores que ocupan un puesto de carácter ocasional, se ha considerado que el trabajo es a tiempo parcial si el número de horas trabajadas a la semana es inferior a 25. Estimaciones alternativas realizadas tomando como punto de corte un número de horas distinto (*v.gr.*, 20) no afectan significativamente a los resultados.

pretar las ecuaciones estimadas más como ecuaciones de ingresos que como ecuaciones de salarios propiamente dichas. En segundo lugar, la información recogida en la ECVT es el *ingreso salarial neto*, es decir, una vez descontadas las retenciones y las cotizaciones. La falta de información acerca de los ingresos brutos se intenta subsanar con la inclusión de variables que reflejan la situación familiar del individuo, tales como el estado civil y el número de hijos dependientes⁵, variables que, en el caso particular de las mujeres, pueden servir también como controles adicionales para las horas trabajadas.

En cuanto a las variables explicativas, se ha pretendido separar, en la medida de lo posible, los vectores de variables X e Y , esto es, los factores determinantes del proceso de formación de los salarios y del proceso de selección, respectivamente. A continuación, se presentan de forma sucinta las variables utilizadas para modelizar cada uno de estos procesos, remitiéndose a los Apéndices 1 y 2 para su definición detallada y la exposición de sus estadísticos descriptivos básicos.

En las ecuaciones de ingresos se recogen, por un lado, junto a características personales objetivas como el sexo (SEXO), el estado civil (CASADO) y el número de hijos (HIJOS), aquellas otras que determinan el capital humano de los individuos y, por tanto, sus ingresos, como la experiencia laboral (EXPE), la experiencia laboral al cuadrado (EXPECU), la antigüedad en el puesto (ANTI) y los años de educación, representados mediante una especificación que incorpora tres variables: años de educación requeridos por el puesto (REQUE), años de sobreeducación (SOBREEDU) y años de infraeducación (INFRAEDU)⁶. Por otro lado, se recogen variables más próximas a las características del puesto ocupado, como la rama de actividad (AGRIA, INDUS, CONSTRU y SERVI) y la categoría socioeconómica del trabajador (AGRA, NOCLA, ADMI, ESPEC, NOESPEC, SERVICI y LIBER), y una última variable que pretende captar el impacto de la duración no homogénea de la jornada laboral (PARCIAL) sobre los ingresos.

Como determinantes estrictos del proceso de selección se contemplan aquellas variables que ofrecen información a los empleadores acerca de la productividad potencial del trabajador y, lo que no es menos importante, acerca de la estabilidad que cabe esperar de sus pautas de empleo. Como indicadores de la productividad, se intro-

(5) Conviene señalar que los ingresos salariales aparecen distribuidos entre siete posibles intervalos, habiéndose asignado en cada caso el valor medio del intervalo en el que se sitúan los ingresos del individuo. Se trata, en cualquier caso, de una práctica bastante habitual, seguida entre otros por Alba-Ramírez (1993).

(6) Esta especificación deriva de la *teoría de la asignación*, presentada en un trabajo pionero de Tinbergen (1956) y recuperada mucho después, entre otros autores, por Duncan y Hoffman (1981), Sicherman (1991) y Alba-Ramírez (1993), este último para el caso español. Conceptualmente, esta teoría sostiene que los salarios son un instrumento para asignar trabajadores heterogéneos a puestos heterogéneos, siendo uno de los determinantes fundamentales de la heterogeneidad de los trabajadores el número de años de educación que poseen. Desde el punto de vista de las empresas, el mayor nivel educativo de los individuos puede ser un sucedáneo de mayores inversiones en formación para cubrir los requerimientos de un puesto dado. Sin embargo, la sustitución sólo puede realizarse de manera imperfecta y dentro de ciertos límites, razón por la que la recompensa a los años de educación del individuo estará condicionada al grado de ajuste con los requisitos del puesto ocupado. Desde esta perspectiva, los años de educación del trabajador (ESTUDIOS) pueden ser divididos en años de educación requeridos por el puesto (REQUE), años de sobreeducación (SOBREEDU) y años de infraeducación (INFRAEDU), esto es:

ESTUDIOS = REQUE + SOBREEDU - INFRAEDU.

ducen los años de educación (ESTUDIOS), la experiencia laboral (EXPE) y la experiencia laboral al cuadrado (EXPECU), esta última para captar la posible depreciación de las cualificaciones adquiridas. Como aproximaciones al grado de estabilidad esperado del trabajador, se incluyen el sexo (SEXO), el estado civil (CASADO) y el comportamiento previo de movilidad, medido por el número de veces que el trabajador ha cambiado de empleo en relación a su edad (MOVIL).

3. RESULTADOS Y ESTIMACIONES

En esta sección se presentan y discuten los resultados de las estimaciones del modelo econométrico planteado en el apartado 2. Dado que es bastante plausible que las estimaciones con muestras que incluyan mujeres se vean afectadas por los sesgos asociados a la irregular participación laboral de éstas, el mayor énfasis se pondrá en los resultados obtenidos para la submuestra de varones. No obstante, para facilitar la comparación con otros estudios sobre dualidad que utilizan muestras integradas tanto por varones como por mujeres, al final de esta sección se ofrecen los resultados para la muestra global, lo que permitirá señalar a título ilustrativo las diferencias más notorias con los obtenidos en el caso de los varones.

3.1. Estimaciones para la submuestra de varones

Los resultados de la estimación conjunta de las ecuaciones de ingresos y de la función de selección en su forma reducida se presentan en los Cuadros 1 y 2, respectivamente⁷. La necesidad de corregir las estimaciones separadas de las ecuaciones de ingresos del problema de sesgo de selección se infiere de la significatividad de los coeficientes de correlación entre el término de perturbación de la ecuación de selección en su forma reducida (ε) y los términos de perturbación de las ecuaciones de ingresos (u_p y u_s). Estos coeficientes de correlación, $\rho_{p\varepsilon}$ y $\rho_{s\varepsilon}$, aparecen en las esperanzas condicionadas de los salarios y presentan el signo esperado de acuerdo con su especificación previa, $\varepsilon = v - \theta(u_p - u_s)$.

Los resultados evidencian una fuerte correlación negativa entre la ecuación de selección y la ecuación de ingresos del segmento primario, $\rho_{p\varepsilon} < 0$, mientras que en el segmento secundario dicha correlación no difiere significativamente de cero, $\rho_{s\varepsilon} = 0$. Existe, pues, un *efecto de selección positivo* en el segmento primario, que hace que el salario estimado de un individuo condicionado a su localización en ese segmento sea mayor que su salario estimado no condicionado. Esto es, los trabajadores que han sido seleccionados de la cola laboral para ocupar un puesto de trabajo en el segmento primario obtienen un salario mayor que el que obtendrían si, en lugar de mediar un mecanismo de selección, el acceso a este segmento se produjese de forma aleatoria. Por el contrario, no puede hablarse de selección en el segmento secundario, por lo que todos los trabajadores que no consiguen incorporarse al primario, sea por sus características o por el racionamiento de puestos imperante, pueden si lo desean emplearse en el secundario. En este segmento, los trabajadores se localizan de forma aleatoria, por

(7) Los valores iniciales del vector de parámetros (γ , β_p , β_s , $\sigma_{p\varepsilon}$, $\sigma_{s\varepsilon}$, σ_p y σ_s) utilizados son los obtenidos a partir del método de estimación bietápico de Heckman, y se presentan en el Apéndice 3 de este trabajo. Las estimaciones han sido efectuadas mediante la utilización del paquete estadístico TSP 4.3.

Cuadro 1: ESTIMACIÓN DE LAS EVACUACIONES DE INGRESOS (MV)^(a)
-VARONES-(^b)

	Primario		Secundario	
Constante	9,816	(388,73)	10,243	(174,34)
<i>Características personales</i>				
Casado	0,088	(7,59)	0,098	(2,63)
Hijos	0,024	(6,48)	-0,005	(0,40)
Sobreedu	0,019	(8,95)	0,007	(1,14)
Infraedu	-0,033	(17,47)	-0,020	(2,22)
Reque	0,041	(30,29)	0,028	(3,10)
Expe	0,010	(8,16)	0,010	(2,55)
Expecu/100	-0,019	(6,75)	-0,024	(3,05)
Anti	0,049	(19,14)	-0,012	(0,77)
<i>Rama de actividad</i>				
Indus	0,232	(8,35)	-0,079	(0,84)
Constru	0,127	(4,29)	-0,056	(0,67)
Servi	0,201	(7,21)	-0,133	(1,43)
<i>Categoría socioeconómica</i>				
Nocla	0,136	(3,89)	0,120	(1,34)
Admi	0,332	(9,78)	0,134	(1,18)
Espec	0,231	(7,22)	0,207	(2,38)
Noespec	0,153	(4,75)	0,099	(1,19)
Servici	0,248	(7,15)	0,078	(0,67)
Liber	0,506	(13,88)	0,387	(2,44)
<i>Otras variables</i>				
Parcial	-0,339	(19,21)	-0,168	(2,26)
σ	0,349	(103,52)	0,304	(20,02)
ρ	-0,852	(34,99)	0,193	(0,61)
N	6.626		610	

Notas:

(a) Las cifras entre paréntesis corresponden a los estadísticos *t* en valor absoluto, que han sido obtenidos a partir de estimaciones consistentes de los errores estándar con la aplicación del método de Berndt *et al.* (1974).

(b) El individuo de referencia es un varón, no casado, que trabaja a jornada completa en el sector agropecuario (AGRIA), y cuya ocupación es la de trabajador agrario o asimilado (AGRA).

Cuadro 2: ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE SELECCIÓN EN FORMA REDUCIDA (MV)
Y EN FORMA ESTRUCTURAL (PROBIT)^(a) -VARONES-^(b)

	Forma reducida ^(c)		Forma estructural	
Constante	-0,889	(7,90)	0,271	(4,18)
<i>Características personales</i>				
Casado	0,125	(1,71)	0,155	(2,36)
Hijos	0,019	(0,81)	-	
Estudios	-		0,032	(3,87)
Sobreeduo	0,027	(2,45)	-	
Infraeduo	-0,065	(4,49)	-	
Reque	0,093	(9,19)	-	
Expe	0,008	(1,02)	0,023	(3,28)
Expecu/100	-0,003	(0,20)	-0,052	(3,52)
Anti	0,206	(16,62)	-	
<i>Rama de actividad</i>				
Indus	0,687	(5,09)	-	
Constru	0,207	(1,50)	-	
Servi	0,682	(5,18)	-	
<i>Categoría socioeconómica</i>				
Nocla	0,383	(2,50)	-	
Admi	0,724	(4,29)	-	
Espec	0,477	(3,33)	-	
Noespec	0,435	(3,19)	-	
Servici	0,621	(3,92)	-	
Liber	0,921	(3,93)	-	
<i>Otras variables</i>				
Parcial	-1,045	(14,76)	-	
Movil	-0,899	(4,22)	-1,517	(6,08)
<i>Diferencia salarial</i>				
($\ln W_p - \ln W_s$)	-		2,996	(22,01)
Log. F. Verosimilitud	-3464,87		-1435,24	
N	7.236		7.236	

Notas:

(a) Las cifras entre paréntesis corresponden a los estadísticos *t* en valor absoluto, que han sido obtenidos a partir de estimaciones consistentes de los errores estándar con la aplicación del método de Berndt *et al.* (1974).

(b) El individuo de referencia es un varón, no casado, que trabaja a jornada completa en el sector agropecuario (AGRIA), y cuya ocupación es la de trabajador agrario o asimilado (AGRA).

(c) Estas estimaciones han sido obtenidas conjuntamente con las presentadas en el Cuadro 1.

lo que sus salarios se determinan exclusivamente por la recompensa asociada a sus características personales.

En cuanto al proceso de determinación de los ingresos, las estimaciones realizadas muestran la existencia de diferentes mecanismos de formación salarial en uno y otro segmento. Especialmente relevante es el hecho de que las variables de demanda (sector económico de actividad y ocupación) tengan una gran importancia en la ecuación de ingresos del primario, siendo, por el contrario, no significativas en el segmento secundario⁸. Estas variables están llamadas a captar la influencia de aspectos como el tamaño de la empresa, el poder de mercado o la rentabilidad, aspectos todos ellos que están en la base de las aproximaciones no competitivas que se vienen efectuando últimamente al análisis de los mercados de trabajo. La importancia de los factores de demanda en el proceso de formación de los ingresos se ha racionalizado en la teoría dual desde dos perspectivas complementarias: la presencia en el segmento primario de *mercados internos de trabajo* y el pago de *salarios de eficiencia* en dicho segmento⁹. Desde estas perspectivas, el impacto positivo observado sobre los ingresos tendría su origen, entre otras razones, en la reducción de los costes de rotación de la mano de obra y en la disminución de los costes de supervisión.

Por su parte, el examen global de los coeficientes estimados para las características personales, y en particular las de capital humano, evidencia que la retribución de estas características es siempre mayor en el segmento primario. Los resultados obtenidos no avalan la versión “dura” de la teoría dual, ya que, aunque en escasa medida, una parte de la variabilidad de los salarios en el segmento secundario viene explicada por factores como la experiencia y la educación. No obstante, la variabilidad de los salarios explicada por esos mismos factores resulta mucho mayor en el primario, corroborando lo que Dickens y Lang (1993) han dado en denominar la “versión débil” de la teoría dual.

Aunque el estar casado ejerce un impacto positivo muy similar sobre los ingresos en ambos segmentos, la interpretación de los coeficientes asociados al estado civil, así como los de la variable HIJOS, debe hacerse con mucha cautela, ya que ambas variables, evidentemente muy relacionadas, han sido utilizadas como controles por el hecho de no disponer de ingresos brutos sino de ingresos líquidos.

La tasa de rendimiento de los años de educación requeridos por el puesto es mayor en el segmento primario (4,1% frente a 2,8%), donde además los años de sobreeducación no sólo reciben una recompensa positiva y muy superior a la existente en el segmento secundario sino que, en este último, la tasa de rendimiento de los años de sobreeducación no difiere estadísticamente de cero. Este resultado confirma el aserto de los partidarios del enfoque dual de que los puestos primarios son más “crea-

(8) Ante la posibilidad de que la falta de significatividad de las variables sectoriales en el segmento secundario fuera debida al notable peso del empleo agrícola en dicho segmento, se reestimó el modelo excluyendo de la muestra a los trabajadores agrícolas. Los resultados obtenidos, con el sector de construcción como nueva categoría de referencia, son equiparables a los presentados en el trabajo, lo que descarta que sea la presencia de trabajadores agrícolas la causa última de la falta de significatividad de los sectores de actividad en el secundario.

(9) Bulow y Summers (1986) han mostrado que, incluso en un entorno de trabajadores homogéneos, las diferencias en la “tecnología de supervisión del esfuerzo” pueden generar un mercado de trabajo dual, con un segmento primario que paga salarios de eficiencia por encima de los de vaciado del mercado y un segmento secundario que paga el salario competitivo.

tivos” que los secundarios, ya que permiten un mejor aprovechamiento de las cualificaciones genéricas excedentarias, toda vez que éstas pueden sustituir en alguna medida a las cualificaciones más específicas. El impacto de la experiencia sobre los salarios es prácticamente idéntico en ambos segmentos, mostrando el típico perfil en forma de U invertida.

Con las necesarias cautelas, por tratarse de una variable que pudiera estar relacionada con el carácter regular u ocasional del empleo, la antigüedad en el puesto tiene un notable impacto positivo, y es muy significativa, en el segmento primario, mientras que en la ecuación de ingresos del secundario no resulta significativamente distinta de cero. Las razones para esta pauta de comportamiento pueden ser diversas. Si, como cabe esperar, el tamaño de las empresas del primario es mayor, es probable que imperen en ellas sistemas de compensación que guarden relación con la antigüedad del trabajador, provocando lo que Medoff y Abraham (1980) denominan “apreciación institucional de las cualificaciones con el paso del tiempo”, fenómeno inexistente en el otro segmento. Por otro lado, la antigüedad en el puesto es una medida de las cualificaciones específicas, cuya importancia en el segmento primario, suficientemente contrastada, puede llevar a las empresas a realizar un intercambio entre salarios más elevados y reducciones de los costes de rotación.

Por último, el hecho de que la jornada laboral sea a tiempo parcial afecta negativamente a los ingresos en ambos segmentos, aunque el impacto es mucho mayor en el primario, posiblemente porque los empleadores de este segmento valoren más la plena integración en el mercado laboral, identificada con el trabajo a jornada completa, ya que, en un contexto de salario de eficiencia, el cumplimiento de la condición de “no escaqueo” es más difícil para un número de horas más reducido.

Una vez obtenidas las estimaciones anteriormente comentadas, se aplicó un test de razón de verosimilitudes para contrastar que el modelo formulado con mecanismos diferenciados de formación de los ingresos, tal y como se plasma en la ecuación (16), presenta mayor poder explicativo que el modelo con un mercado de trabajo homogéneo, es decir, con una sola ecuación de ingresos. Para ello, se reestimó el modelo bajo la hipótesis nula de que todos los coeficientes, o determinados subgrupos, de ambas ecuaciones eran iguales. Los valores obtenidos para los estadísticos usuales permiten rechazar, con carácter casi general, los modelos restringidos y, por tanto, debe concluirse que la especificación de dos ecuaciones de ingresos ofrece una visión más realista del comportamiento del mercado de trabajo español. Las únicas excepciones las constituyen las variables CASADO, EXPE y EXPECU, para las que los correspondientes tests imponen aceptar la hipótesis nula de igualdad de los coeficientes estimados para uno y otro segmento. Puesto que la ganancia de eficiencia por la imposición de estas restricciones resulta irrelevante, se ha optado por presentar únicamente las estimaciones del modelo no restringido.

Los resultados de la estimación de la función de selección en forma reducida y en forma estructural se presentan en el Cuadro 2. La mera comparación del logaritmo de la función de verosimilitud del probit simple subyacente a la ecuación en forma reducida (véase Apéndice 3, columna 3) y del probit estructural (Cuadro 2, columna 2) pone de manifiesto la mayor capacidad explicativa de la forma reducida. No obstante, como se verá más adelante, la ecuación estructural resulta valiosa para clarificar las vías de influencia de algunas variables concretas. Obviamente, los coeficientes asociados a la forma reducida muestran el impacto *global* de las distintas variables sobre la probabilidad de pertenencia al segmento primario, por cuanto resumen de forma inex-

tricable las consideraciones de beneficios esperados, determinantes de la presencia de los trabajadores en la cola de candidatos, y las pautas de selección de los empleadores. Por ello, inicialmente el análisis se centrará en evaluar el impacto individualizado sobre la probabilidad de pertenencia al primario de las variables que aparecen subsumidas en la diferencia salarial, para posteriormente, a través de la forma estructural, tratar de identificar el efecto específico de la diferencia salarial estimada sobre dicha probabilidad.

La importancia de las variables de demanda en la ecuación de selección en forma reducida (Cuadro 2, columna 1) refleja el hecho de que los trabajadores son atraídos hacia el segmento primario por el hecho de que sus empresas pagan salarios más elevados (de eficiencia) por las razones ya expuestas. De igual manera, la antigüedad en la empresa aumenta la probabilidad de pertenecer al primario. Mientras que la permanencia en la empresa es altamente recompensada por los empleadores del primario, interesados en reducir la rotación de los trabajadores, muy costosa para ellos, en el segmento secundario no se ofrece ninguna recompensa a la permanencia en la empresa, lo que favorece la rotación. Por esta causa, los jóvenes, que tienen una mayor propensión a la rotación, se enfrentan, *ceteris paribus*, a un menor beneficio esperado de su acceso al primario [Bulow y Summers (1986)], por lo que están infrarrepresentados en la cola de candidatos a ese segmento.

Por su parte, el trabajar a tiempo parcial afecta negativamente a la probabilidad de pertenencia al primario, ya que este segmento penaliza salarialmente de forma más acusada el no trabajar a jornada completa. Aquellos individuos que se enfrentan a una restricción en su oferta de horas (jóvenes cursando estudios y/o pluriempleados) tienen un menor beneficio esperado, *ceteris paribus*, de su acceso al primario.

En cuanto a las variables que aparecerán con voz propia en la ecuación de selección estructural, cabe señalar la existencia de una relación positiva neta entre los años de estudio y la probabilidad de pertenencia al primario. Por su parte, la experiencia laboral previa no influye sobre la probabilidad de ingresar en el primario, mientras que, como era de esperar, un historial de mayor movilidad reduce dicha probabilidad y el estar casado la aumenta¹⁰.

En la columna 2 se muestran los resultados de la estimación probit de la ecuación [7], ecuación *switching estructural*, que al incluir entre sus regresores el diferencial salarial estimado entre segmentos permite deslindar el impacto de las decisiones de los trabajadores de la influencia ejercida por las pautas de contratación de los empleadores. Como puede verse, el diferencial salarial estimado ejerce una influencia positiva muy fuerte sobre la decisión del trabajador de ubicarse en el segmento primario, de forma que cuanto mayor es la ganancia salarial esperada mayor es la probabilidad de que el individuo acabe ocupando un puesto de trabajo en ese segmento. Habida cuenta de que la retribución a las características de capital humano es mayor en el primario, los trabajadores más cualificados tienen más probabilidad de acabar en el primario, por su mayor interés en incorporarse a la cola de candidatos.

Descontado el impacto de la ganancia salarial estimada, el resto de variables reflejan los criterios de valoración de los candidatos por parte de los empleadores.

(10) Wial (1991) ha mostrado, en un estudio realizado sobre una muestra compuesta exclusivamente por varones, que la mayor parte de las transiciones del secundario al primario se producen en el paso de la juventud a la madurez, siendo el matrimonio el detonante fundamental.

Así, el historial de movilidad del trabajador (en su caso, el haber cambiado varias veces de empleo) condiciona de forma significativa y negativa su probabilidad de ser seleccionado. Si los empleadores encuentran dificultades para calibrar la propensión a la rotación de los trabajadores, el número de cambios de empleo previos actuará como un indicador que, por su bajo coste, será extensamente utilizado para discriminar entre los candidatos a los puestos. Ante la posibilidad de que el comportamiento de movilidad de los individuos tuviera un impacto diferenciado según la ocupación de referencia, se han efectuado pruebas en las que se introducen términos de interacción entre estas dos variables. Sin embargo, los resultados obtenidos muestran que, en general, el impacto de la movilidad anterior es negativo y significativo¹¹.

Adviértase que, al margen de su impacto muy notable a través del diferencial salarial, la variable ESTUDIOS ejerce un efecto positivo sobre la probabilidad de pertenencia al primario. De esta forma, la inspección de los Cuadros 1 y 2 saca a la luz un lógico paralelismo. En la medida en que, basándose previsiblemente en consideraciones de productividad, las empresas del segmento primario seleccionan a los trabajadores de mayor nivel educativo y en que tanto los años de estudio requeridos por el puesto como los años de sobreeducación son más recompensados en el segmento primario, los individuos con mayor nivel de estudios tienden a concentrarse en dicho segmento. En otras palabras, la fuerte relación positiva mostrada entre los años de estudio y la pertenencia al primario es fruto, por un lado, del incentivo que la ganancia salarial esperada ejerce sobre los trabajadores más educados para integrarse en la cola de candidatos, y, por otro, de la utilización por los empleadores del nivel de estudios como señal para seleccionar a los candidatos más valiosos.

Las variables relativas a la experiencia laboral resultan significativas, por lo que, a despecho de los resultados correspondientes a la forma reducida, deben considerarse factores relevantes para modelizar el proceso de adscripción a los segmentos. Puesto que, como ya se ha visto, el efecto de la experiencia sobre la diferencia salarial es prácticamente nulo, resulta difícil racionalizar su contribución en el modelo estructural, lo que sugiere que dicha variable podría estar recogiendo el impacto de otras que pudieran haberse omitido. Sea como fuere, los resultados constatan que la experiencia contribuye positivamente a la probabilidad de selección, sea por el papel que juega por sí misma o, como se ha sugerido, en representación de otras variables no incorporadas en la especificación de nuestro modelo estructural. Por su parte, la significatividad del estado civil ya puesta de relieve en la forma reducida, puede atribuirse ahora inequívocamente al hecho de que los empleadores asocian el estar casado con algunos rasgos no directamente observables que les merecen una valoración positiva, toda vez que esta variable no contribuye a la diferencia salarial.

3.2. Estimaciones para la muestra global (varones y mujeres)

Los resultados de las estimaciones para la muestra global se presentan en los Cuadros 3 y 4. De nuevo, se pone de relieve la existencia de mecanismos diferenciados de formación salarial entre los segmentos, ya que la aplicación del test de razón de verosimilitudes no deja lugar a dudas sobre el mejor ajuste conseguido a través de

(11) Aunque el signo de los términos de interacción es siempre negativo, las variables de interacción correspondientes a los trabajadores de los servicios y los profesionales liberales no resultan significativas, lo que implica que en estos grupos ocupacionales la probabilidad de selección no se ve afectada por la movilidad anterior.

Cuadro 3: ESTIMACIÓN DE LAS ECUACIONES DE INGRESOS (MV)^(a)
-VARONES Y MUJERES-^(b)

	Primario		Secundario	
Constante	9,574	(482,23)	10,117	(248,42)
<i>Características personales</i>				
Sexo	0,220	(26,07)	0,154	(5,63)
Casado	0,053	(6,01)	0,059	(2,46)
Hijos	0,024	(7,79)	0,002	(0,25)
Sobreedu	0,020	(11,47)	0,005	(1,11)
Infraedu	-0,036	(22,11)	-0,026	(3,72)
Reque	0,047	(42,53)	0,033	(4,06)
Expe	0,010	(10,85)	0,006	(2,40)
Expecu/100	-0,020	(8,92)	-0,015	(2,76)
Anti	0,053	(27,45)	-0,007	(0,52)
<i>Rama de actividad</i>				
Indus	0,232	(9,49)	-0,094	(1,34)
Constru	0,140	(5,31)	-0,018	(0,30)
Servi	0,221	(9,02)	-0,084	(1,14)
<i>Categoría socioeconómica</i>				
Nocla	0,125	(4,24)	0,096	(1,34)
Admi	0,301	(10,48)	0,125	(1,43)
Espec	0,204	(7,41)	0,167	(2,40)
Noespec	0,140	(5,06)	0,092	(1,40)
Servici	0,154	(5,33)	0,075	(0,94)
Liber	0,435	(14,08)	0,209	(1,69)
<i>Otras variables</i>				
Parcial	-0,368	(31,74)	-0,172	(2,68)
σ	0,347	(132,66)	0,277	(30,30)
ρ	-0,933	(91,25)	0,109	(0,320)
N	9.823		1.035	

Notas:

(a) Las cifras entre paréntesis corresponden a los estadísticos *t* en valor absoluto, que han sido obtenidos a partir de estimaciones consistentes de los errores estándar con la aplicación del método de Berndt *et al.* (1974).

(b) El individuo de referencia es una mujer, no casada, que trabaja a jornada completa en el sector agropecuario (AGRIA), y cuya ocupación es la de trabajador agrario o asimilado (AGRA).

**Cuadro 4: ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE SELECCIÓN EN FORMA REDUCIDA (MV)
Y EN FORMA ESTRUCTURAL (PROBIT)^(a) –VARONES Y MUJERES–^(b)**

	Forma reducida ^(c)		Forma estructural	
Constante	-1,113	(12,63)	0,474	(9,39)
<i>Características personales</i>				
Sexo	0,249	(5,45)	0,154	(3,71)
Casado	0,027	(0,56)	0,026	(0,56)
Hijos	0,037	(2,21)	–	
Estudios	–		0,027	(4,44)
Sobreedu	0,034	(4,46)	–	
Infraedu	-0,070	(6,97)	–	
Reque	0,102	(16,08)	–	
Expe	0,012	(2,36)	-0,002	(0,37)
Expecu/100	-0,014	(1,32)	0,0002	(0,02)
Anti	0,193	(22,29)	–	
<i>Rama de actividad</i>				
Indus	0,542	(5,09)	–	
Constru	0,116	(1,05)	–	
Servi	0,637	(6,04)	–	
<i>Categoría socioeconómica</i>				
Nocla	0,485	(4,00)	–	
Admi	0,784	(6,30)	–	
Espec	0,541	(4,76)	–	
Noespec	0,485	(4,41)	–	
Servici	0,591	(4,96)	–	
Liber	1,069	(6,79)	–	
<i>Otras variables</i>				
Parcial	-0,896	(19,43)	–	
Movil	-0,662	(4,36)	-1,283	(5,94)
<i>Diferencia salarial</i>				
($\ln W_p - \ln W_s$)	–		3,186	(29,34)
Log. F. Verosimilitud	-5.047,46		-2.464,21	
N	10.858		10.858	

Notas:

(a) Las cifras entre paréntesis corresponden a los estadísticos t en valor absoluto, que han sido obtenidos a partir de estimaciones consistentes de los errores estándar con la aplicación del método de Berndt et al. (1974).

(b) El individuo de referencia es una mujer, no casada, que trabaja a jornada completa en el sector agropecuario (AGRIA), y cuya ocupación es la de trabajador agrario o asimilado (AGRA).

(c) Estas estimaciones han sido obtenidas conjuntamente con las presentadas en el Cuadro 3.

dos ecuaciones de ingresos. Globalmente, los resultados son muy similares a los ya reseñados para la muestra de varones. No obstante, debe apuntarse que el sexo del trabajador, con las cautelas ya anticipadas, parece ser una variable clave en la explicación de la adscripción a los segmentos. Su impacto es muy fuerte, según se desprende de la ecuación en forma reducida, y recoge tanto una importante contribución de esta variable al diferencial salarial como una clara preferencia de los empleadores por la contratación de varones, aspecto éste que refleja la ecuación estructural. Ello puede deberse a dos razones distintas. Es posible que los empleadores del primario practiquen la discriminación salarial contra las mujeres, pero también que la variable sexo recoja el error de medida de alguna otra como la experiencia laboral, que, en el caso de las mujeres, puede no estar siendo adecuadamente captada por mor de las interrupciones en su participación laboral¹².

Confirmando un resultado ya obtenido para la muestra de varones, la aplicación del test de razón de verosimilitudes obliga a concluir que el estado civil es igualmente recompensado en ambos segmentos. Además, la ausencia de significatividad de esta variable, tanto en la forma reducida como en la estructural, invita a pensar que no constituye un indicador de interés para la selección por parte de los empleadores. Ello no debe ocultar, sin embargo, que la retribución a esta característica es muy superior en la muestra de varones que en la global, es decir, que la ganancia salarial esperada por el mero hecho de estar casado es mayor para los hombres que para las mujeres.

A ojos de los empleadores, parece existir una identificación básica entre el ser varón y la plena integración en el mercado de trabajo, por un lado, y el ser mujer y una participación discontinua (y/o una menor dedicación de horas), por otro. Esto explica que, de cara al ingreso en el segmento primario, el trabajo a tiempo parcial y la elevada rotación sean más penalizados en la muestra de varones que en la muestra global. Por otra parte, el nivel de estudios, que resultaba un factor clave para explicar la adscripción a los segmentos en la muestra de varones, sigue siéndolo para la muestra total. No obstante, al contemplar globalmente los resultados obtenidos, queda patente que los años de educación, al margen de la influencia sobre el diferencial de salarios, ejercen un impacto más fuerte para los varones que para la muestra global, lo que sugiere que la educación es una señal más valiosa para aquellos¹³.

Aunque los resultados someramente presentados en este epígrafe dan pie a pensar que los empleadores del segmento primario aplican pautas de selección distintas al colectivo de varones, es probable que las diferencias sean sólo aparentes. En última instancia, el objetivo de los empleadores no es otro que el de seleccionar a los trabajadores más cualificados y estables. Enfrentados al colectivo total (hombres y mujeres), los empleadores tienden a identificar el "ser varón" con un mayor grado de estabilidad y una mayor vinculación al mercado de trabajo, relegando a un segundo plano a ca-

(12) Sobre estos aspectos, puede ser de interés consultar para el caso español los trabajos de Hernández (1995) y De la Rica y Ugidos (1995).

(13) La eficacia de una señal está condicionada a su escasez, es decir, a que permita establecer diferencias adecuadas entre los individuos que la portan y el resto. Habida cuenta de que las mujeres presentan un coste de oportunidad no laboral más elevado y que se enfrentan a más dificultades que los varones en el acceso al empleo, las mujeres que participan en el mercado de trabajo suelen tener credenciales educativas promedio superiores a los varones. Si además estas credenciales muestran una menor dispersión entre las mujeres, las señales educativas tendrán menor importancia para éstas que para los varones.

racterísticas como el estado civil y la experiencia laboral previa. Cuando el “ser varón” no puede ser utilizado para seleccionar a los trabajadores, esto es, entre el colectivo de varones, el estado civil y la experiencia toman el relevo y adquieren todo su protagonismo como indicadores de estabilidad y vinculación al mercado laboral¹⁴.

4. CONCLUSIONES

Este trabajo tenía como objetivo contrastar la presunta existencia de dos segmentos diferenciados en el mercado de trabajo español, el primario y el secundario, utilizando la *Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo*. El trabajo realizado no se limita a corroborar que dos ecuaciones de salarios separadas ofrecen una visión más realista del funcionamiento del mercado laboral español que una única ecuación salarial para toda la muestra. En efecto, aunque el objetivo primordial era contrastar que la división del mercado de trabajo es una división *efectiva*, con mecanismos diferenciados de determinación salarial, ignorar que la ubicación de los trabajadores en los segmentos no es aleatoria hubiera sesgado los resultados y, en consecuencia, invalidado las conclusiones del estudio. Las sospechas al respecto no eran en absoluto infundadas. La inclusión en el modelo de una función de selección ha permitido, por un lado, dilucidar los factores responsables, tanto desde el punto de vista de los trabajadores como de los empleadores, de la asignación de los trabajadores a los segmentos y, por otro, evidenciar que el proceso de selección y el proceso de formación de los salarios están íntimamente relacionados.

Los resultados han permitido constatar diferencias significativas en el mecanismo de determinación salarial para uno y otro segmento. Las variables de capital humano ejercen un impacto sobre el salario considerablemente superior en el segmento primario, en especial el nivel educativo del trabajador y la antigüedad en el puesto. Por su parte, las variables de demanda, ramas de actividad y ocupaciones, son muy importantes en la ecuación de salarios del segmento primario, pero no así en el secundario. La relevancia de este tipo de variables para explicar las diferencias salariales ha sido constatada, entre otros, por Krueger y Summers (1988) y Andrés y García (1991) en sus trabajos sobre la economía estadounidense y la española, respectivamente. Por ello, es conveniente incorporarlas junto a las características personales en la estimación de ecuaciones de ingresos *à la* Mincer [Mincer (1974)].

En cuanto al mecanismo de selección, se ha conseguido arrojar luz sobre el proceso de asignación de los trabajadores a los segmentos. La diferencia salarial entre segmentos juega un papel fundamental en la decisión del trabajador, en tanto que el nivel de estudios del trabajador y su propensión esperada a la rotación aparecen como los elementos fundamentales del proceso decisorio de los empleadores. De ello se siguen dos implicaciones de interés. En primer lugar, la existencia de racionamiento de puestos en el segmento primario provoca una falta de conexión entre la oferta de buenos puestos y la disponibilidad relativa de mano de obra cualificada, haciendo que

(14) Una justificación similar de la preferencia de los empleadores por la contratación de trabajadores varones casados se encuentra en Nickell (1980, pág. 784), en el contexto de un análisis sobre la incidencia y duración del desempleo entre los varones británicos.

una mejora del capital humano de los trabajadores no suponga una mejora de su situación laboral, a no ser que paralelamente mejore la estructura de puestos. En segundo lugar, el historial laboral previo de los trabajadores del segmento secundario dificulta su acceso a los puestos de trabajo del primario y favorece su confinamiento en el segmento más desfavorecido.

Para terminar, cabe señalar que, si bien los resultados obtenidos aportan evidencia en favor del modelo formulado, basado en una delimitación "a priori" de los segmentos y la posterior corrección del sesgo de selección, una vía de futuro para la profundización de esta investigación es confrontarla con una formulación alternativa en la que el propio modelo sea el que asigne los trabajadores a los segmentos [Dickens y Lang (1985)].

APÉNDICE I

DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES

I^*	= 1 si el trabajador pertenece al segmento primario (= 0 si pertenece al secundario).
$\ln W$	= Logaritmo de los ingresos salariales mensuales. Se asigna a cada uno de los intervalos de ingresos el valor central, a excepción del primero y el último, para los cuales se aplica el extremo superior y el inferior, respectivamente.
SEXO	= 1 si es varón.
CASADO	= 1 si está casado.
HIJOS	= Número de hijos dependientes.
ESTUDIOS	= Variable continua que mide los años de estudios alcanzados por el individuo y se obtiene otorgando 3 años a quienes tienen estudios inferiores a los primarios, 6 años a los que han completado los estudios primarios, 9 años a quienes han completado el segundo ciclo de EGB, 12 años a quienes han cursado el Bachiller Superior y el COU o estudios de FP, 15 años para los que tienen estudios universitarios de ciclo corto y, por último, 17 años a quienes poseen estudios universitarios de ciclo largo.
REQUE	= Variable continua que mide el número de años de educación requeridos por el puesto de trabajo. La cuantificación se efectúa de forma análoga a la descrita para la variable <i>estudios</i> , con la salvedad de que a la categoría de "ninguna preparación especial" se le asignan 3 años.
SOBREEDU	= Variable continua que mide el número de años de sobreeducación poseídos, es decir, es igual a (<i>estudios</i> - <i>reque</i>) si <i>estudios</i> > <i>reque</i> , y 0 en caso contrario.

INFRAEDU	= Variable continua que mide el número de años de infraeducación poseídos, es decir, es igual a (<i>reque - estudios</i>) si <i>reque > estudios</i> , y 0 en caso contrario.
EXPE	= Variable continua que mide los años de experiencia previa del individuo = Edad-edad a la que comenzó a trabajar-antigüedad en el puesto.
EXPECU	= Experiencia al cuadrado.
ANTI	= Variable continua que refleja los años de antigüedad en el puesto, y se construye otorgando 0 años a los trabajadores que llevan menos de un mes, 1 año a los que llevan entre 1 mes y 1 año, 2 años a los que llevan entre 1 y 2 años, 4 años a los que llevan entre 2 y 5 años y, por último, 6 años para los que llevan más de 5 años realizando su trabajo en la empresa.
AGRIA	= 1 si trabaja en la agricultura, pesca, ganadería, etc. Categoría de referencia.
INDUS	= 1 si trabaja en la industria.
CONSTRU	= 1 si trabaja en la construcción.
SERVI	= 1 si trabaja en el sector económico de los servicios.
AGRA	= 1 si la ocupación es la de trabajador agrario. Categoría de referencia.
NOCLA	= 1 si es un trabajador no clasificable.
ADMI	= 1 si pertenece al personal administrativo.
ESPEC	= 1 si trabaja como obrero especializado.
NOESPEC	= 1 si trabaja como obrero no especializado.
SERVICI	= 1 si trabaja como personal de los servicios.
LIBER	= 1 si la ocupación del trabajador es la de profesional liberal o asimilado.
PARCIAL	= 1 si el trabajo es a tiempo parcial.
MOVIL	= Variable continua que mide el comportamiento de movilidad laboral del trabajador. Se construye como el número de veces que ha cambiado de empleo dividido por la edad del trabajador.

APÉNDICE 2

ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA POR SEGMENTOS								
	Muestra de varones				Muestra de varones y mujeres			
	Primario		Secundario		Primario		Secundario	
	Media	Desv.	Media	Desv.	Media	Desv.	Media	Desv.
LnW	11,035	0,442	10,494	0,353	10,933	0,474	10,404	0,340
Sexo	-	-	-	-	0,674	-	0,589	-
Casado	0,759	-	0,500	-	0,669	-	0,511	-
Hijos	1,395	1,397	0,961	1,383	1,231	1,362	1,006	1,379
Estudios	8,338	4,545	6,341	3,698	8,515	4,581	6,379	3,743
Reque	8,813	4,860	4,815	3,636	8,579	4,952	4,760	3,651
Sobreedu	1,133	2,258	2,220	3,146	1,255	2,324	2,207	3,039
Infraedu	1,608	2,741	0,693	2,121	1,318	2,529	0,588	1,937
Expe	17,885	12,800	15,793	14,300	15,885	12,965	15,125	14,260
Anti	4,981	1,791	2,462	2,286	4,832	1,872	2,447	2,251
Agría	0,072	-	0,402	-	0,056	-	0,321	-
Indus	0,323	-	0,147	-	0,278	-	0,161	-
Constru	0,108	-	0,226	-	0,075	-	0,137	-
Servi	0,497	-	0,224	-	0,591	-	0,381	-
Agra	0,058	-	0,364	-	0,045	-	0,295	-
Nocla	0,047	-	0,062	-	0,061	-	0,087	-
Admi	0,203	-	0,039	-	0,232	-	0,054	-
Espec	0,363	-	0,200	-	0,295	-	0,153	-
Noespec	0,159	-	0,277	-	0,150	-	0,233	-
Servici	0,098	-	0,049	-	0,153	-	0,170	-
Liber	0,072	-	0,008	-	0,064	-	0,009	-
Parcial	0,038	-	0,306	-	0,083	-	0,396	-
Móvil	0,059	0,076	0,112	0,125	0,052	0,071	0,092	0,114
N	6.626		610		9.823		1.035	

APÉNDICE 3

ESTIMACIÓN MCO DE LAS ECUAC. DE INGRESOS Y PROBIT
DE LA F. DE SELECCIÓN EN FORMA REDUCIDA^(a) (MÉTODO DE HECKMAN)

	Muestra de varones ^(b)			Muestra de varones y mujeres ^(c)		
	Ecuaciones de Ingresos		F. Selección	Ecuaciones de Ingresos		F. Selección
	Primario	Secundario		Primario	Secundario	
Constante	9,874 (223,6)	10,226 (160,1)	-0,662 (5,28)	9,606 (240,2)	10,101 (205,0)	-0,731 (7,40)
<i>C. personales</i>						
Sexo	-	-	-	0,223 (27,77)	0,155 (7,14)	0,140 (2,74)
Casado	0,086 (6,78)	0,096 (2,60)	0,144 (1,82)	0,050 (5,62)	0,056 (2,39)	0,093 (1,70)
Hijos	0,024 (6,82)	-0,003 (0,22)	-0,025 (0,96)	0,025 (8,19)	0,003 (0,39)	-0,013 (0,68)
Sobreedu	0,020 (8,26)	0,008 (1,68)	0,002 (0,15)	0,021 (11,55)	0,006 (1,66)	0,004 (0,43)
Infraedu	-0,033 (17,52)	-0,022 (1,98)	-0,021 (1,33)	-0,036 (21,99)	-0,027 (3,15)	-0,014 (1,13)
Reque	0,041 (27,48)	0,028 (3,39)	0,053 (4,61)	0,047 (40,56)	0,034 (5,39)	0,045 (5,57)
Expe	0,010 (7,80)	0,009 (2,88)	0,013 (1,52)	0,011 (11,12)	0,006 (2,99)	0,006 (1,04)
Expecu/100	-0,019 (6,72)	-0,024 (3,32)	-0,017 (0,99)	-0,020 (9,16)	-0,015 (3,30)	-0,008 (0,65)
Anti	0,044 (11,36)	-0,016 (1,05)	0,216 (16,27)	0,050 (15,19)	-0,012 (0,91)	0,213 (21,62)
<i>Rama activid.</i>						
Indus	0,210 (5,92)	-0,010 (1,20)	0,832 (5,47)	0,213 (6,85)	-0,110 (1,75)	0,697 (5,54)
Constru	0,111 (3,14)	-0,067 (1,06)	0,363 (2,37)	0,124 (3,90)	-0,027 (0,50)	0,311 (2,35)
Servi	0,178 (5,01)	-0,154 (1,95)	0,850 (5,77)	0,199 (6,39)	-0,104 (1,59)	0,849 (6,85)
<i>Categ.-sociec.</i>						
Nocla	0,137 (3,40)	0,127 (1,56)	0,164 (0,97)	0,129 (3,78)	0,095 (1,67)	0,298 (2,15)
Admi	0,328 (8,84)	0,133 (1,14)	0,548 (2,83)	0,302 (9,12)	0,118 (1,42)	0,621 (4,12)
Espec	0,227 (6,28)	0,205 (2,74)	0,376 (2,36)	0,204 (6,27)	0,159 (2,49)	0,497 (3,72)
Noespec	0,151 (4,22)	0,100 (1,69)	0,302 (1,99)	0,143 (4,45)	0,089 (1,81)	0,354 (2,78)
Servici	0,244 (6,43)	0,078 (0,97)	0,440 (2,50)	0,155 (4,69)	0,071 (1,27)	0,432 (3,20)
Liber	0,499 (12,19)	0,386 (1,58)	0,691 (2,50)	0,433 (11,96)	0,205 (1,12)	0,687 (3,43)
<i>Otras variables</i>						
Parcial	-0,301 (9,11)	-0,146 (1,97)	-1,132 (14,93)	-0,357 (19,04)	-0,156 (2,95)	-0,898 (18,14)
Móvil	-	-	-1,246 (4,71)	-	-	-1,150 (5,06)
λ	-0,218 (4,31)	0,084 (0,82)		-0,283 (6,43)	0,056 (0,66)	
σ	0,33	0,30		0,32	0,28	
R ² corregido	0,44	0,28		0,54	0,34	
Log. F. Veros.			-1292,93			-2265,53
N	6.626	610	7.236	9.823	1.035	10.858

Notas:

(a) Las cifras entre paréntesis corresponden a los estadísticos *t* en valor absoluto, que han sido obtenidos a partir de estimaciones consistentes de los errores estándar con la aplicación del método de White (1980) en las estimaciones por MCO, y del método de Berndt *et al.* (1974) en la estimación probit.

(b) El individuo de referencia es un varón, no casado, que trabaja a jornada completa en el sector agropecuario (AGRIA), y cuya ocupación es la de trabajador agrario o asimilado (AGRA).

(c) El individuo de referencia es una mujer, no casada, que trabaja a jornada completa en el sector agropecuario (AGRIA), y cuya ocupación es la de trabajador agrario o asimilado (AGRA).



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alba-Ramírez, A. (1993): "Mismatch in the Spanish Labor Market. Overeducation?", *The Journal of Human Resources*, Vol. 28(2), págs. 259-278.
- Andrés, J. y García, J. (1991): "Una interpretación de las diferencias salariales entre sectores", *Investigaciones Económicas*, Vol. 15(1), págs. 143-167.
- Berndt, E., Hall, B., Hall, R. y Hausman, J. (1974): "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models", *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 3(4), págs. 653-665.
- Bulow, J. y Summers, L. (1986): "A Theory of Dual Labor Markets with Applications to Industrial Policy, Discrimination, and Keynesian Unemployment", *Journal of Labor Economics*, Vol. 4(3), págs. 376-414.
- Carnoy, M. y Rumberger, R. (1980): "Segmentation in the U.S. Labor Market: Its Effects on the Mobility and Earnings of Whites and Blacks", *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 4(2), págs. 117-132.
- De la Rica, S. y Ugidos, A. (1995): "¿Son las Diferencias en Capital Humano Determinantes de las Diferencias Salariales Observadas entre Hombres y Mujeres?", *Investigaciones Económicas*, Vol. 19(3), págs. 395-414.
- Dickens, W. y Lang, K. (1985): "A Test of Dual Labor Market Theory", *American Economic Review*, Vol. 75(4), págs. 792-805.
- Dickens, W. y Lang, K. (1993): "Labor Market Segmentation Theory: Reconsidering the Evidence"; en Darity, W. (ed.): *Labor Economics: Problems in Analyzing Labor Markets*. Kluwer Acad. Pub., Boston, págs. 141-180.
- Doeringer, P. y Piore, M. (1971): *Mercados internos de trabajo y Análisis laboral*, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- Duncan, G. y Hoffman, S. (1981): "The Incidence of Wage Effects of Overeducation", *Economics of Education Review*, Vol. 1(1), págs. 75-86.
- Dunlop, J. (1958): *Industrial Relations System*. Holt Publishers, New York.
- Heckman, J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, Vol. 47(1), págs. 153-161.
- Heckman, J. y Hotz, J. (1986): "An Investigation of the Labor Earnings of Panamanian Males: Evaluating the Sources of Inequality", *Journal of Human Resources*, Vol. 21(4), págs. 507-542.
- Hernández, P. (1995): "Análisis Empírico de la Discriminación Salarial de la Mujer en España", *Investigaciones Económicas*, Vol. 19(2), págs. 195-215.
- Killingsworth, M. R. (1983): *Labor Supply*, Cambridge University Press, New York.
- Krueger, A. y Summers, L. (1988): "Efficiency Wages and the Interindustry Wage Structure", *Econometrica*, Vol. 56(2), págs. 259-293.
- Lee, L. F. (1978): "Unionism and Wages Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables", *International Economic Review*, Vol. 19(2), págs. 415-433.
- Lee, L. F. (1979): "Identification and Estimation in Binary Choice Models with Limited (Censored) Dependent Variables", *Econometrica*, Vol. 47(4), págs. 977-996.
- Maddala, G. S. y Nelson, F. (1975): "Switching Regression Models with Exogenous and Endogenous Switching", *Proceedings of the American Statistical Association (Business and Economics Section)*, págs. 423-426.
- Medoff, J. y Abraham, K. (1980): "Experience, Performance, and Earnings", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 95(4), págs. 703-736.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.

- Nelson, F. y Olson, L. (1978): "Specification and Estimation of a Simultaneous Equation Model with Limited and Dependent Variables", *International Economic Review*, Vol. 19(3), págs. 695-709.
- Nickell, S. (1980): "A Picture of Male Unemployment in Britain", *Economic Journal*, Vol. 90, págs. 776-794.
- Osterman, P. (1975): "An Empirical Study of Labor Market Segmentation", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 28(4), págs. 508-523.
- Sicherman, N. (1991): "Overeducation in the Labor Market", *Journal of Labor Economics*, Vol. 9(2), págs. 101-122.
- Thurow, L. (1975): *Generating Inequality*, Basic Books, New York.
- Tinbergen, J. (1956): "On the Theory of Income Distribution", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 77, págs. 155-173.
- Van der Gaag, J. y Vijverberg, W. (1988): "A Switching Regression Model for Wage Determinants in the Public and Private Sectors of a Developing Country", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70(2), págs. 244-252.
- White, H. (1980): "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, Vol. 48(4), págs. 817-838.
- Wial, H. (1991): "Getting a Good Job: Mobility in a Segmented Labor Market", *Industrial Relations*, Vol. 30(3), págs. 396-416.

Fecha de recepción del original: febrero, 1995

Versión final: diciembre, 1996

ABSTRACT

Drawing on data from the *Encuesta sobre Condiciones de Vida y Trabajo en España* (1985), this article investigates whether the Spanish labour market performs homogeneously or, by contrast, whether there are two segments with different wage-setting mechanisms and where the entry into the preferred one is rationed. For the analysis, an *endogenous switching* regression model is estimated. The empirical results show a significant and positive selectivity effect in the primary segment, while human capital variables –particularly, educational level and tenure– are more rewarded in this segment. The estimation of the structural switching equation shows that the wage differential between segments exerts a substantial influence on the decision taken by the workers, whereas the key variables for the employers are the worker's years of education and his turnover rate.

Keywords: segmentation, wage-setting mechanisms, endogenous switching model.