

# LA GANANCIA SALARIAL ESPERADA COMO DETERMINANTE DE LA DECISIÓN INDIVIDUAL DE EMIGRAR

CONSUELO ABELLÁN-COLODRÓN

*Universidad de Oviedo*

*El objetivo del presente trabajo es analizar los determinantes de la decisión individual de emigrar. Para ello se propone un modelo microeconómico, basado en la teoría del capital humano. En este contexto, controlando el sesgo de autoselección, se estiman los salarios individuales esperados en la región de origen y en la de destino, con los que a su vez se estima la ganancia salarial implicada en el proceso de migración. El modelo se estima con datos procedentes de la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase, para los movimientos migratorios interprovinciales en España entre los años 1981 y 1991. Los resultados parecen indicar que dichos movimientos migratorios se han producido de acuerdo con la maximización de la renta esperada, y que tienden a aumentar el salario medio en todas las provincias como consecuencia del proceso de autoselección. (JEL J31, J61)*

## 1. Introducción

El objetivo que se plantea la presente investigación es analizar los determinantes de la decisión de emigrar tomada por los individuos. Más concretamente, centrandó el interés en el papel que desempeñan las migraciones como mecanismo de asignación de recursos, cobra especial relevancia la ganancia que estos individuos pueden realizar emigrando, en forma de mayores rentas del trabajo o mayores rentas salariales, en sentido amplio. Siempre que los emigrantes reciban remuneraciones superiores en la región de destino de las que podrían haber recibido en la de origen, habrá una mejora en la asignación de los recursos del

Quiero expresar mi agradecimiento a Aurora Alonso, Juanjo Dolado, Víctor Fernández, Juan Francisco Jimeno y Luis Toharia por sus comentarios y sugerencias, así como a dos evaluadores anónimos. También debo una gran parte de este trabajo a mis directores de tesis, Ana I. Fernández y Joaquín Lorences. Todos ellos han contribuido significativamente al resultado final, pero no son responsables de ninguna de las deficiencias que seguramente contiene todavía.

trabajo (aceptando que la remuneración de los trabajadores aproxima su productividad).

En trabajos anteriores, dichas ganancias salariales se han calculado de forma agregada, a partir de diferencias en los niveles medios de salarios entre las regiones. Para el caso español, cabe citar los de García-Ferrer (1979), Bentolila y Dolado (1990) y Antolín y Bover (1993). Desde este punto de vista se supone que cualquier trabajador puede aprovechar las diferencias en los niveles de salarios y realizar un beneficio, emigrando de una región de salarios bajos a otra de salarios altos. Por lo tanto, se espera observar flujos migratorios desde regiones con situaciones económicas desfavorables (bajas rentas y elevado desempleo) hacia regiones mejor situadas económicamente. Sin embargo, en algunos casos, por ejemplo en Antolín y Bover (1993) lo que se observa es todo lo contrario: los trabajadores se desplazan hacia regiones con salarios medios más bajos. Una posible explicación es que este tipo de análisis agregado sólo es estrictamente válido en un contexto de trabajo homogéneo. Si se admite la presencia de heterogeneidad entre los trabajadores, tanto en el grado como en el tipo de cualificación, entonces la migración se convierte en un mecanismo selectivo, según el cual sólo emigran aquellos individuos que, por sus características personales, pueden obtener algún beneficio cambiando de residencia. En este contexto cobra especial relevancia el estudio de las *ganancias individuales* que obtienen los emigrantes.

En este trabajo se propone un modelo de emigración individual, basado en el conocido modelo de capital humano de Sjaastad (1962), y en el de elección ocupacional de Roy (1951), que permite estimar la ganancia salarial individual derivada de la migración, corrigiendo el sesgo de autoselección presente en la muestra.

Una de las implicaciones de este modelo es que las consecuencias de los movimientos migratorios sobre las distribuciones salariales dependen del sentido de la autoselección. En concreto, si la selección fuese tal que sólo emigrasen los individuos más productivos, y éstos eligiesen como destino las regiones más prósperas, entonces la migración podría convertirse en un "círculo vicioso", puesto que estos individuos contribuirían al crecimiento de sus regiones de destino, y al abandonar las regiones menos favorecidas, harían que éstas se empobreciesen aún más. Así, la migración contribuiría a exacerbar las diferencias entre

las regiones<sup>1</sup>. Pero cabe también una segunda posibilidad, y es que los trabajadores tengan cualificaciones diferentes, no sólo en grado, sino también en tipo, y que estas cualificaciones sean aplicables sólo en algunas regiones, y no en otras. Si éste fuera el caso, cada individuo, buscando maximizar la renta que obtiene por su trabajo, se dirigiría hacia aquella región donde su tipo de cualificación específico fuese mejor remunerado, es decir, donde fuera más productivo que la media del resto de la población, abandonando una región de origen donde probablemente hubiese sido menos productivo que la media. En este caso, las consecuencias del proceso de selección no serían necesariamente perjudiciales para unas regiones y beneficiosas para otras, sino que dicho proceso tendería a elevar los salarios medios en todas las regiones, como se demostrará en una sección posterior. Se pueden ver ejemplos de este tipo de análisis en Nakosteen y Zimmer (1980) y Borjas, Bronars y Trejo (1992) para Estados Unidos, Robinson y Tomes (1982) para Canadá, y Vijverberg (1993) para Costa de Marfil.

En la siguiente sección se desarrolla el modelo teórico, que permite los dos tipos de procesos selectivos descritos. En la sección tercera se ofrece la especificación econométrica del modelo. En la cuarta sección se describen brevemente las fuentes de datos y las variables utilizadas. En la quinta sección se presentan los resultados del trabajo empírico. Por último, en la sección sexta se ofrece un breve resumen del trabajo, con sus conclusiones más relevantes, entre las que cabe destacar una cierta evidencia a favor del segundo de los tipos de autoselección anteriormente mencionados, en las migraciones interprovinciales españolas entre los años 1981 y 1991.

## 2. El modelo

El modelo se basa en la consideración de la migración como una decisión de inversión. Los individuos comparan los rendimientos esperados de la migración con los costes de la misma, y deciden emigrar si la diferencia entre ambos resulta positiva. Un supuesto fundamental para este modelo (y para todos los que contengan procesos de autoselección) es que existe una gran heterogeneidad en la población, de manera que los costes y beneficios de la migración se encuentran aleatoriamente distribuidos entre los individuos, de acuerdo con su productividad relativa en las distintas regiones, sus preferencias, su capacidad para financiar el traslado, sus expectativas y el coste personal derivado del

<sup>1</sup> Véase, en este sentido, García-Ferrer (1979).

abandono del lugar de origen, familiares y amigos (conocido en la literatura como coste psicológico). Algunos de estos factores se observan y pueden medirse, mientras que otros no. Los individuos emigran o no (se autoseleccionan como migrantes o no migrantes) de acuerdo con un criterio maximizador, en el que intervienen tanto sus características observables como las no observables.

El criterio de selección puede ser modelizado, de una forma sencilla, de acuerdo con los siguientes supuestos. En primer lugar, supongamos que sólo existen dos regiones, la región 0, donde reside inicialmente toda la población a estudiar, y la región 1, único destino potencial para aquellos que decidan emigrar. Supondremos también que los individuos conocen el salario que pueden obtener en cada una de las dos regiones ( $W_{ji}$ ,  $j = 0, 1$ ), pero no saben con certeza si tendrán un empleo. Sólo conocen la probabilidad con la que encontrarán empleo en cada una de las dos regiones,  $p_j$ . De acuerdo con esto, el salario esperado por el individuo  $i$  en la región  $j$  puede expresarse de la siguiente forma:

$$W_{ji}^* = p_j(\delta_j, d_j)W_{ji} \quad [1]$$

Siguiendo a Todaro (1969), supondremos que la probabilidad de estar empleado en un momento del tiempo es función creciente de la tasa de crecimiento del empleo ( $\delta_j$ ) y decreciente de la tasa de desempleo ( $d_j$ ).

El individuo decidirá emigrar siempre que la diferencia en los salarios esperados en origen y destino supere a los costes de la migración. Expresando los costes como una cierta proporción  $c_i$  del salario en la región de origen, y en términos logarítmicos, podemos expresar la condición de migración como<sup>2</sup>:

$$I_i^* = \ln W_{1i}^* - \ln W_{0i}^* - c_i > 0 \quad [2]$$

donde  $I_i^*$  es un índice que mide el beneficio esperado de la migración.

En este contexto, resulta útil suponer que los salarios que un individuo puede obtener en cada región se descomponen en dos partes: una media regional, idéntica para todos los individuos ( $\mu_j$ ), y una parte aleatoria,

<sup>2</sup> Aproximando el valor de  $\ln(1 + c_i)$  por  $c_i$ .

que depende de características de la región y del individuo ( $u_{ji}$ )<sup>3</sup>:

$$\begin{aligned}\ln W_{1i} &= \mu_1 + u_{1i} \\ \ln W_{0i} &= \mu_0 + u_{0i}\end{aligned}\quad [3]$$

donde  $\mu_j$  debe interpretarse como la media regional del salario, *cuando toda la población reside en la región j*. Supondremos que los términos de perturbación aleatoria  $u_{1i}$  y  $u_{0i}$  siguen una distribución normal bivalente con medias nulas y matriz de varianzas y covarianzas  $\Sigma$ :

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \\ \sigma_{01} & \sigma_0^2 \end{bmatrix}\quad [4]$$

Sustituyendo [3] y [1] en [2] y realizando algunas operaciones, podemos expresar la condición de migración como:

$$\frac{u_{1i} - u_{0i}}{\sigma} > \frac{c_i - (\ln p_1 - \ln p_0) - (\mu_1 - \mu_0)}{\sigma}\quad [5]$$

donde  $\sigma$  es la varianza de  $(u_{1i} - u_{0i})$ . La parte izquierda de la ecuación [5] es una variable aleatoria que, por construcción, sigue una distribución normal estándar, y que por simplicidad denotaremos como  $\varepsilon_i$ . La parte derecha toma un valor diferente para cada individuo, en función de los costes asociados a la migración, y la denominaremos  $A_i$ . Nótese que cuanto mayores sean los costes de la migración,  $c_i$ , mayor será  $A_i$ , y por lo tanto menor la probabilidad de emigrar. Por el contrario, cuanto mayor sea la diferencia entre las posibilidades de encontrar empleo,  $(\ln p_1 - \ln p_0)$ , o entre los salarios medios regionales,  $(\mu_1 - \mu_0)$ , mayor será la probabilidad de emigrar.

En otras palabras, lo que la ecuación [5] indica es que el individuo emigrará siempre que las ganancias esperadas, ya provengan de diferencias individuales  $(u_1 - u_0)$ , diferencias medias  $(\mu_1 - \mu_0)$  o diferentes probabilidades de encontrar empleo  $(\ln p_1 - \ln p_0)$ , superen a los costes de la migración,  $c_i$ .

A partir de este criterio de selección, se pueden obtener expresiones de los salarios que obtendrán los individuos, tanto en la región 0 como

<sup>3</sup>Siguiendo a Robinson y Tomes (1982).

en la 1, condicionados a la decisión tomada: permanecer en la región de origen ( $\varepsilon_i \leq A_i$ ) o emigrar a la región 1 ( $\varepsilon_i > A_i$ ). Así, los salarios esperados en cada una de las dos regiones, para un emigrante, se pueden expresar como:

$$E(\ln W_{ji} | \varepsilon_i > A_i) = \mu_j + \sigma_{\varepsilon j} \lambda_{1i} \quad [6]$$

donde  $\sigma_{\varepsilon j}$  es la covarianza entre  $u_{ji}$  y  $\varepsilon_i$ , que suponemos constante entre observaciones, y  $\lambda_{1i}$  representa la razón inversa de Mills para distribuciones truncadas por la izquierda.

De la misma manera, para los no emigrantes tendríamos:

$$E(\ln W_{ji} | \varepsilon_i \leq A_i) = \mu_j + \sigma_{\varepsilon j} \lambda_{0i} \quad [7]$$

donde  $\lambda_{0i}$  representa la razón inversa de Mills para distribuciones truncadas por la derecha<sup>4</sup>.

Dadas las expresiones [6] y [7], resulta inmediato que la ganancia esperada de la migración,  $D_i$ , para un individuo es:

$$\begin{aligned} E(D_i | I_i) &= E(\ln W_{1i} | I_i) - E(\ln W_{0i} | I_i) = \\ &= \mu_1 - \mu_0 + (\sigma_{\varepsilon 1} - \sigma_{\varepsilon 0}) \lambda_{ji} \end{aligned} \quad [8]$$

donde  $I_i = 1$  para los emigrantes y  $I_i = 0$  para los no emigrantes. Según esta expresión, la ganancia esperada se compone de dos partes: una que depende de los salarios medios regionales ( $\mu_1 - \mu_0$ ), y otra que depende de los costes de la migración, de las probabilidades de encontrar empleo y de los signos de las covarianzas  $[(\sigma_{\varepsilon 1} - \sigma_{\varepsilon 0}) \lambda_{ji}]$ .

A partir de los signos de  $\sigma_{\varepsilon 0}$  y  $\sigma_{\varepsilon 1}$  se pueden definir diferentes contextos alternativos, en cada uno de los cuales el efecto de las migraciones sobre las distribuciones de salarios de las dos regiones sería muy diferente<sup>5</sup>. Las cuatro combinaciones imaginables son las que aparecen en el Cuadro 1. Los efectos en origen y destino a los que se refieren las columnas tercera y cuarta se obtienen comparando la esperanza del salario de los emigrantes en la región de destino con el que habría sido

<sup>4</sup>  $\lambda_{1i} = -\frac{\phi(A_i)}{1-\Phi(A_i)}$  y  $\lambda_{0i} = -\frac{\phi(A_i)}{\Phi(A_i)}$

<sup>5</sup> Véase Maddala (1983), capítulo 9.

el salario medio de no existir autoselección, y lo mismo para los no emigrantes y el salario en la región de origen.

CUADRO 1  
Casos posibles según el signo de la autoselección

	Signos	Efectos en destino	Efectos en origen	Condiciones
CASO 1	$\sigma_{\varepsilon 1} \geq 0$ $\sigma_{\varepsilon 0} \leq 0$	$E(\ln W_{11}   l_1^* > 0) \geq \mu_1$	$E(\ln W_{01}   l_1^* < 0) \geq \mu_0$	$\sigma_{01} \leq 0$
CASO 2	$\sigma_{\varepsilon 1} \geq 0$ $\sigma_{\varepsilon 0} \geq 0$	$E(\ln W_{11}   l_1^* > 0) \geq \mu_1$	$E(\ln W_{01}   l_1^* < 0) \geq \mu_0$	$\sigma_0^2 \leq \sigma_{01} \leq \sigma_1^2$
CASO 3	$\sigma_{\varepsilon 1} \leq 0$ $\sigma_{\varepsilon 0} \leq 0$	$E(\ln W_{11}   l_1^* > 0) \geq \mu_1$	$E(\ln W_{01}   l_1^* < 0) \geq \mu_0$	$\sigma_1^2 \leq \sigma_{01} \leq \sigma_0^2$
CASO 4	$\sigma_{\varepsilon 1} \leq 0$ $\sigma_{\varepsilon 0} \geq 0$	Imposible por su construcción		

Como se puede observar, sólo en el primer caso la autoselección hace aumentar los salarios medios en las dos regiones. Para que ocurra este caso es condición suficiente, aunque no necesaria, que  $\sigma_{01} \leq 0^6$ . Es decir, las ofertas salariales a las que se enfrenta el individuo en cada una de las dos regiones están relacionadas de forma inversa ( $\sigma_{01} < 0$ ) o no lo están en absoluto ( $\sigma_{01} = 0$ ). Así, el individuo que recibe las ofertas más altas en la región 0 no recibe también las ofertas más altas en la región 1, o incluso recibe las más bajas. Este caso podría corresponderse con una situación en la que existiese especialización regional, de forma que el capital humano que poseen los individuos es específico de las regiones: los trabajadores que poseen capital humano demandado en la región 0 no pueden utilizarlo en la región 1, donde se demanda otro tipo de cualificaciones, y viceversa.

En los dos casos restantes, la autoselección favorecería a una de las dos regiones para perjudicar a la otra. En cualquiera de los dos casos,  $\sigma_{01}$  debe ser positiva, es decir, los trabajadores más productivos en la región 0 son también los más productivos en la región 1, lo cual implica que no existe especialización regional. En este caso, cabe pensar que los trabajadores más productivos, dado que su salario estará por encima de la media ( $u_{ji} > 0, j = 0, 1$ ), prefieren residir en la región que presenta una mayor dispersión salarial, y por lo tanto en la que

<sup>6</sup>Esta condición se deduce directamente de las siguientes expresiones:

$$\sigma_{\varepsilon 1} = \frac{\sigma_1^2 - \sigma_{01}}{\sigma} \text{ y } \sigma_{\varepsilon 0} = \frac{\sigma_{01} - \sigma_0^2}{\sigma}$$

disponen de mejores oportunidades. Por el contrario, los individuos menos productivos ( $u_{ji} < 0, j = 0, 1$ ) eligen permanecer en la región donde los salarios son menos inciertos.

Es claro, pues, que la especificación realizada de la ganancia salarial esperada [8] permite controlar los efectos de los movimientos migratorios sobre la distribución salarial a partir del estudio del signo de los parámetros  $\sigma_{01}$ ,  $\sigma_{\epsilon 1}$  y  $\sigma_{\epsilon 0}$ .

A continuación, se expone el método econométrico empleado para la contrastación empírica de este modelo, que se basa en el propuesto por Lee (1978) para explicar la elección entre el sector sindicado y el no sindicado, y que consta de dos pasos: en primer lugar, se propone el modelo en forma reducida, lo cual permite obtener estimaciones de los parámetros necesarios para estimar la ganancia salarial esperada. El segundo paso consistirá en la estimación del modelo en forma estructural, utilizando las ganancias salariales estimadas.

### 3. Especificación empírica

Para contrastar el modelo expuesto en la sección anterior es necesario tener en cuenta el carácter endógeno de la decisión de emigrar y los salarios: los individuos deciden si emigrar o no de acuerdo con la ganancia salarial que esperan obtener si lo hacen y, como consecuencia, la distribución de salarios observada no es independiente de dicha decisión. Por lo tanto, existe en los salarios observados un sesgo de selección, que tiene que ver con la conducta migratoria de los individuos.

Desde el punto de vista econométrico, la forma adecuada de tratar este tema la constituyen los denominados modelos de regresión *switching*, donde los individuos pueden encontrarse en uno de dos regímenes (emigrantes o no emigrantes), de acuerdo con el valor que tome alguna variable de decisión (en este caso el rendimiento esperado de la migración). Este método permite corregir el sesgo de selección mencionado y estimar adecuadamente las ganancias salariales de los individuos y, por lo tanto, los determinantes de su decisión de emigrar.

De acuerdo con lo expuesto, el modelo propuesto se compone de tres ecuaciones simultáneas: una ecuación de selección, que indica si el individuo es un emigrante o no, y dos ecuaciones de salarios, una para cada territorio.



La primera ecuación del modelo representará el criterio de decisión (selección). Recordemos que  $I_i^*$  es una variable no observada que mide el beneficio individual de la emigración. Este beneficio dependerá de la diferencia de salarios, de las variables que determinan los costes de la emigración,  $Z_i$ , y de ciertas variables regionales,  $R_i$ , que determinan la probabilidad de estar empleado, y que se refieren a la región de origen del individuo, puesto que no es posible asignar una región de destino a los no emigrantes<sup>7</sup>. Podemos por tanto escribir:

$$I_i^* = \gamma_0 + \gamma_1(\ln W_{1i} - \ln W_{0i}) + \gamma_2 R_i + \gamma_3 Z_i + \varepsilon_i \quad [9]$$

que sería la ecuación de decisión en forma estructural, y donde  $\gamma = (\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3)$  es el vector de parámetros a estimar.

Dado que no observamos el valor de la variable  $I_i^*$ , sino solamente su signo (positivo para los emigrantes, negativo para los no emigrantes), seguiremos la técnica habitual, consistente en utilizar una variable dicotómica,  $I_i$ , que tome el valor 1 cuando el individuo ha emigrado, y cero en otro caso.

Las ecuaciones de salarios [3] se pueden escribir en función del vector  $X_i$  de características observables de los individuos, y de los términos de perturbación aleatoria  $u_{ji}$ , que suponemos de varianza constante y media cero, y que recogen la influencia de las características no observables de individuos y regiones sobre los salarios:

$$\begin{aligned} \ln W_{1i} &= \beta_1 X_i + u_{1i} \quad \text{si } I_i^* > 0 \\ \ln W_{0i} &= \beta_0 X_i + u_{0i} \quad \text{si } I_i^* \leq 0 \end{aligned} \quad [10]$$

De esta forma, si tuviésemos observaciones de  $W_{1i}$  y  $W_{0i}$  para todos los individuos de la muestra, emigrantes y no emigrantes, la ecuación [9] resultaría estimable de acuerdo con las conocidas técnicas para modelos de elección discreta. Pero nosotros sólo observamos  $W_{1i}$  si el individuo es un emigrante, esto es, si  $I_i^* > 0$ , y solamente observamos  $W_{0i}$  si  $I_i^* \leq 0$ .

Podemos obtener la ecuación de decisión en forma reducida:

<sup>7</sup> A los no emigrantes se les podría asignar el valor medio de cada variable en todas las regiones posibles de destino. Sin embargo, como se señala en el apartado cuarto, para una mayor facilidad de interpretación, se ha preferido utilizar las variables en la región de origen, comparándolas con la media nacional.

$$I_i = \gamma_0 + \gamma_1(\beta_1 - \beta_0)X_i + \gamma_2R_i + \gamma_3Z_i + \gamma_1(u_{1i} - u_{0i}) + \varepsilon_i \quad [11]$$

cuyo término de perturbación aleatoria compuesto, en adelante y para simplificar, denotaremos como  $v_i$ .

La estimación del modelo por máxima verosimilitud exige algún supuesto sobre la distribución de los términos de perturbación que aparecen en las ecuaciones [10] y [11]. Como es habitual, supondremos que siguen una distribución normal trivariante, con medias 0 y matriz de covarianzas  $\Sigma'$ :

$$\Sigma' = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & & \\ \sigma_{01} & \sigma_0^2 & \\ \sigma_{v1} & \sigma_{v0} & 1 \end{pmatrix}$$

De acuerdo con esta especificación, la ganancia salarial esperada condicionada a las decisiones de los individuos de la ecuación [8] se transforma en:

$$E(\ln W_{1i} \mid I_i^* > 0) - E(\ln W_{0i} \mid I_i^* > 0) = \quad [12] \\ (\beta_1 - \beta_0)X_i + (\sigma_{v1} - \sigma_{v0})\lambda_{1i}$$

para los emigrantes y, para los no emigrantes:

$$E(\ln W_{1i} \mid I_i^* \leq 0) - E(\ln W_{0i} \mid I_i^* \leq 0) = \quad [13] \\ (\beta_1 - \beta_0)X_i + (\sigma_{v1} - \sigma_{v0})\lambda_{0i}$$

donde el término  $(\beta_1 - \beta_0)X_i$  representa la ganancia salarial basada en características medias, que un individuo puede esperar *a priori*, y el término  $(\sigma_{v1} - \sigma_{v0})\lambda_{ji}$  representa la diferencia añadida en los salarios que se observa después de que los individuos hayan tomado sus decisiones de emigrar. Si la diferencia  $\sigma_{v1} - \sigma_{v0}$  es positiva, entonces tanto emigrantes como no emigrantes están positivamente seleccionados, es decir, cada uno se encontraría en una situación peor si hubiese elegido la alternativa contraria.

Para la estimación empírica del modelo se ha elegido el método de máxima verosimilitud, pues resulta más eficiente que el método en dos etapas de Heckman<sup>8</sup>. La función de verosimilitud es:

$$\ell = \prod_{i=1}^N \left[ \frac{1}{\sigma_1} \phi \left( \frac{\ln W_{1i} - \beta_1 X_i}{\sigma_1} \right) [1 - \Phi(H_{1i})] \right]^{I_i} \quad [14]$$

$$\left[ \frac{1}{\sigma_0} \phi \left( \frac{\ln W_{0i} - \beta_0 X_i}{\sigma_0} \right) \Phi(H_{0i}) \right]^{(1-I_i)}$$

donde:

$$H_{1i} = \frac{\Gamma_i - \frac{\sigma_{v1}}{\sigma_1^2} (\ln W_{1i} - \beta_1 X_i)}{\sqrt{1 - \left( \frac{\sigma_{v1}}{\sigma_1} \right)^2}} \quad [15]$$

$$H_{0i} = \frac{\Gamma_i - \frac{\sigma_{v0}}{\sigma_0^2} (\ln W_{0i} - \beta_0 X_i)}{\sqrt{1 - \left( \frac{\sigma_{v0}}{\sigma_0} \right)^2}} \quad [16]$$

La maximización de esta función nos proporciona estimaciones de los coeficientes  $\beta$  de las ecuaciones de salarios y los de la ecuación de decisión en forma reducida, así como de las covarianzas entre las perturbaciones aleatorias de las ecuaciones de salarios y la ecuación de selección ( $\sigma_{v1}$  y  $\sigma_{v0}$ ). Con esta información es posible construir una estimación de la ganancia salarial esperada *a priori* de la migración, a la que denominaremos  $G\hat{S}E$ :

$$G\hat{S}E = (\hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0) X_i \quad [17]$$

Con esta variable se puede estimar la ecuación de decisión en forma estructural, lo cual nos proporcionará evidencia empírica acerca de la respuesta de los flujos migratorios a la posibilidad de realizar ganancias salariales:

$$I_i = \gamma_0 + \gamma_1 G\hat{S}E_i + \gamma_2 R_i + \gamma_3 Z_i + \varepsilon_i^* \quad [18]$$

<sup>8</sup>Véase T Amemiya (1988).

El término de perturbación de esta ecuación es heterocedástico, ya que:

$$\varepsilon_i^* = \varepsilon_i + \gamma_1 (GSE_i - G\hat{S}E_i) \quad [19]$$

donde  $GSE_i$  es la verdadera ganancia salarial esperada. Aunque se puede demostrar que esto sólo ocurre en muestras pequeñas, y que el estimador es asintóticamente homocedástico (Maddala (1986)), esta característica se tendrá en cuenta y se corregirá en la estimación.

En este caso el parámetro de interés sería  $\gamma_1$ . Si resulta significativo y positivo tendríamos una evidencia empírica de que los movimientos migratorios se han producido de acuerdo con la maximización de las ganancias salariales.

#### 4. Descripción de los datos y variables

Para la estimación del modelo, se utilizó la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase (en adelante, ECBC), realizada en colaboración por la Comunidad de Madrid, el Instituto de la Mujer y el Instituto Nacional de Estadística en 1991.

La ECBC es una encuesta realizada sobre una muestra de 6632 individuos de toda España, excepto Ceuta y Melilla. El muestreo se realizó de forma nominal, a través del censo, pues ésta era la forma que mejor se acomodaba a los objetivos de los diseñadores de la encuesta<sup>9</sup>. Este sistema de muestreo, y el hecho de que el reparto territorial de las encuestas no se hiciese de acuerdo con criterios de aleatoriedad y representatividad de la muestra, sino de financiación, producen ciertos sesgos en la muestra resultante, que se corrigen utilizando las ponderaciones adecuadas<sup>10</sup>.

Respecto a la estructura de la encuesta, se divide en varios apartados,

<sup>9</sup>El objetivo de los diseñadores era obtener información sobre la estructura de las clases sociales en España, y que ésta fuera comparable con estudios similares realizados en varios países europeos y en Estados Unidos. Cuando se trata de estudiar las clases sociales, la mayoría de las encuestas presentan un problema, y es que con tamaños de muestra como el que nos ocupa se obtienen muy pocas realizaciones de las clases sociales altas (grandes empresarios, ejecutivos, etc). El método de muestreo nominal permite sobrerrepresentar intencionadamente, por encima de lo que sería equiprobable, a los individuos con estudios universitarios, y así tener suficientes observaciones de todas las clases sociales.

<sup>10</sup>Para más información, véase el informe técnico de la encuesta, por Carabaña et al. (1992).

que contienen información muy detallada sobre aspectos variados de los individuos entrevistados y sus respectivas familias. En concreto, contiene información acerca de las características personales del sujeto (edad, sexo, nivel de estudios); su situación laboral actual y, en caso de que esté ocupado, su salario; si está ocupado o lo ha estado con anterioridad, se pueden conocer la ocupación, el sector y el tipo de contrato que tiene o tenía; aspectos relativos a la supervisión, la toma de decisiones y la formación profesional; asociacionismo (pertenencia a sindicatos, partidos políticos, etc.); antecedentes familiares (lugar de procedencia y ocupación del padre y de la madre), información sobre el cónyuge y sobre el resto de miembros de la familia, etc.

Una de las características más interesantes de la encuesta, y que influyó de forma decisiva en su elección para este trabajo, es la sección dedicada al historial de empleo del individuo encuestado. En concreto, se pregunta al sujeto por la edad a la que comenzó a trabajar, cuál fue su primer empleo y qué estudios tenía. A continuación, se le pregunta por su situación a los 25, 35 y 45 años: estado civil, si trabajaba, estudiaba o realizaba labores del hogar. Se pregunta también a qué edad dejó el trabajo anterior, por qué motivo y cuándo comenzó a trabajar de nuevo. Como todas estas preguntas se realizan tres veces, referidas a distintos períodos de la vida del individuo, es posible construir la historia laboral del mismo, con entradas y salidas del mercado y, en cada salida, por qué motivo se produjo. Estas preguntas permiten conocer la situación del individuo en el momento de la migración, lo cual supone una gran ventaja sobre otras encuestas utilizadas anteriormente.

En la sección de la encuesta dedicada a *varios*, aparece la pregunta utilizada para tipificar a los individuos como emigrantes o no emigrantes. Los individuos que contestan *sí* a la pregunta *¿ha vivido usted siempre en este pueblo o ciudad?* se consideran no emigrantes, y los que contestan *no* serán emigrantes. La siguiente pregunta, *¿en qué lugar vivió usted la mayor parte del tiempo hasta cumplir los 16 años?* se utiliza para determinar la provincia de origen del individuo. En realidad, un individuo puede haber emigrado varias veces, de forma que la provincia de origen del último movimiento no tiene por qué ser la de residencia a los 16 años, pero en la encuesta no existe información acerca de migraciones intermedias. La pregunta *¿y cuánto tiempo lleva usted viviendo aquí?* permite saber el momento en que se produjo el último movimiento migratorio.

Además, constan en la encuesta la localidad de residencia actual y su número de habitantes. Se comparan la provincia de residencia actual y la de residencia a los 16 años para considerar sólo la migración interprovincial, es decir, sólo se consideran emigrantes aquellos individuos que residen actualmente en una provincia diferente que cuando tenían 16 años. Siguiendo este criterio, se incurre en el error de considerar no emigrantes a los individuos que han emigrado alguna vez, incluso cambiando de provincia, pero han vuelto a la provincia de origen, aunque quizás no a la misma localidad. Como no hay forma de diferenciar a los emigrantes *intraprovinciales* de la migración *interprovincial* de retorno, optamos por eliminar ambos de la muestra.

A partir de la muestra completa de la ECBC, se seleccionaron solamente algunos individuos, de acuerdo con las necesidades de la investigación. En primer lugar, dado que una de las variables fundamentales del modelo es el salario, sólo podemos tener en cuenta individuos ocupados<sup>11</sup>. De los 6632 individuos encuestados, 3799 están ocupados. De éstos, sólo 2790 declaran su salario y contestan a la pregunta relativa a la migración. En total, hay 1764 individuos que declaran haber vivido siempre en la misma localidad y 1033 que han cambiado de residencia al menos una vez. De estos 1033, sólo 572 viven ahora en una provincia distinta a aquélla en que vivían cuando tenían 16 años (que se considerará provincia de origen). Además, es necesario fijar algún período de referencia, para comparar la situación de los individuos al principio y al final de ese período (antes y después de la migración). Eligiendo como referencia el período de 10 años<sup>12</sup>, eliminamos a aquellos emigrantes que cambiaron de provincia de residencia antes de 1981 (es decir, que en el momento de la encuesta llevaban más de 10 años viviendo en su

<sup>11</sup> Como acertadamente señaló un evaluador anónimo, el hecho de utilizar sólo individuos ocupados introduce un sesgo de selección adicional en la muestra. Este sesgo podría corregirse, mediante el método en dos etapas de Heckman (1979), introduciendo los términos correspondientes en las ecuaciones de salarios. Sin embargo, se realizó la estimación de una ecuación de empleo controlando las características habituales (capital humano, situación familiar, otros perceptores de rentas, etc), y las razones inversas de Mills resultantes, introducidas en las ecuaciones de salarios, no resultaron significativas, ni para la muestra en su conjunto, ni para hombres y mujeres por separado. Por este motivo, y para ganar en eficiencia, se decidió no tener en cuenta este sesgo en las ecuaciones salariales para emigrantes y no emigrantes.

<sup>12</sup> En general, cuanto más largo sea el período fijado como referencia, mayor será el número de emigrantes que aparezcan en la muestra. Pero, dado que sólo estamos interesados en individuos que al principio del período tenían edad para trabajar, a medida que alargamos el período, el tamaño total de la muestra se reduce, puesto que hemos de ir eliminando a los más jóvenes.

residencia actual), y también eliminamos a todos aquellos individuos, emigrantes o no, que en 1981 tenían menos de 16 años, y por lo tanto no estaban en edad de trabajar. El resultado es una muestra de 1418 individuos, de los cuales 1306 no han emigrado nunca y 112 se consideran emigrantes: han cambiado de provincia de residencia hace 10 años o menos, y en ese momento tenían edad legal para trabajar.

CUADRO 2  
Definición de las variables

Variable	Tipo	Definición
MOV	dummy	1 para los emigrantes
INGHORA <sub>91</sub>	continua	salario-hora bruto, en miles de pesetas
LINGHORA <sub>91</sub>	continua	log. nep. salario-hora bruto
GSE <sub>91</sub>	continua	ganancia salarial esperada estimada
ANOESTU <sub>91</sub>	continua	años de estudio
EXPMER <sub>91</sub>	continua	años de experiencia en el mercado
EXPMER <sub>2</sub> <sub>91</sub>	continua	años de experiencia al cuadrado
KHESP <sub>91</sub>	dummy	1 si tiene formación específica
INDUST <sub>91</sub>	dummy	1 si trabaja en la industria
CONST <sub>91</sub>	dummy	1 si trabaja en la construcción
SERV <sub>91</sub>	dummy	1 si trabaja en el sector servicios
ADMPUB <sub>91</sub>	dummy	1 si trabaja en la Administración
CABFAM <sub>91</sub>	dummy	1 si es cabeza de familia
SEXO	dummy	1 si es mujer
EDAD <sub>81</sub>	continua	edad al principio del período
CASADO <sub>81</sub>	dummy	1 si casado al principio del período
SEPARADO <sub>81</sub>	dummy	1 si separado, viudo o divorciado al principio del período
NPER <sub>81</sub>	continua	núm. personas convivía al principio del período
OCUPADO <sub>81</sub>	dummy	1 si ocupado al principio del período
CREEMP <sub>79-81</sub>	continua	crecimiento del empleo provincial respecto a la media nacional
CRESAL <sub>79-81</sub>	continua	crecimiento del salario medio provincial respecto a la media nacional
DESEMP <sub>81</sub>	continua	tasa de desempleo provincial respecto a la media nacional
SALMED <sub>81</sub>	continua	salario medio provincial respecto a la media nacional

La muestra resultante presenta el inconveniente añadido de que aproximadamente la mitad de los emigrantes habían sido trasladados por su propia empresa. Como acertadamente señaló un evaluador anónimo, probablemente las decisiones de movilidad de estos individuos no estén bien descritas por el modelo teórico propuesto. Sin embargo, eliminarlos de la muestra reduciría ésta excesivamente. Como solución intermedia, se ha optado por estimar el modelo con las dos muestras: la que

contiene a los emigrantes *forzosos*, a la que denominaremos muestra A, con 1418 individuos, y la que los excluye, que contiene solamente 1365 (de los cuales 59 son emigrantes), y a la que denominaremos muestra B. Esto nos permitirá comparar los resultados obtenidos con ambos conjuntos de datos.

Respecto a las variables territoriales,  $R_i$ , se han obtenido a partir de la publicación bianual del Banco de Bilbao y Vizcaya *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial*, para los años 1979 y 1981. Todas ellas se han calculado para el principio del período de referencia, y se refieren a la provincia de origen del individuo.

CUADRO 3  
Estadísticos descriptivos de la muestra A  
(ponderados)

Variable	Toda la muestra		Migrantes (8,01%)		No migrantes (91,99%)	
	Media	De tip.	Media	De tip.	Media	De. tip.
INGHORA <sub>91</sub>	2,533	4,056	3,273	2,214	2,499	4,117
LINGHORA <sub>91</sub>	0,636	0,905	0,917	0,885	0,623	0,904
ANOSESTU <sub>91</sub>	9,301	4,262	11,162	4,615	9,214	4,226
EXPMER <sub>91</sub>	21,725	12,924	18,293	9,219	21,878	13,046
EXPMER2 <sub>91</sub>	638,922	660,660	418,893	425,116	648,767	667,641
KHESP <sub>91</sub>	0,339	0,473	0,502	0,502	0,331	0,470
INSDUST <sub>91</sub>	0,270	0,444	0,218	0,415	0,272	0,445
CONST <sub>91</sub>	0,081	0,273	0,047	0,212	0,082	0,275
SERV <sub>91</sub>	0,451	0,498	0,503	0,502	0,488	0,497
ADMPUB <sub>91</sub>	0,106	0,307	0,209	0,408	0,101	0,301
CABFAM <sub>91</sub>	0,689	0,463	0,756	0,431	0,686	0,464
SEXO	0,298	0,455	0,303	0,462	0,292	0,455
EDAD <sub>81</sub>	29,919	10,982	27,141	7,738	30,048	11,095
CASADO <sub>81</sub>	0,544	0,498	0,589	0,494	0,542	0,498
SEPARADO <sub>81</sub>	0,014	0,118	0,026	0,161	0,014	0,116
NPER <sub>81</sub>	2,144	1,395	1,896	1,352	0,155	1,396
OCUPADO <sub>81</sub>	0,794	0,404	0,831	0,377	0,793	0,141
CREEMP <sub>79-81</sub>	-0,002	0,052	-0,025	0,056	-0,001	0,052
CREREN <sub>79-81</sub>	-0,004	0,036	-0,003	0,030	-0,004	0,036
DESEMP <sub>81</sub>	0,977	0,334	0,962	0,319	0,978	0,005
SALMED <sub>81</sub>	0,972	0,268	0,904	0,296	0,976	0,266

En el Cuadro 2 se presenta una breve descripción de todas las variables utilizadas en el modelo.

En el Cuadro 3 se ofrecen los estadísticos descriptivos (media y desviación típica) de todas las variables utilizadas, para la muestra A, considerada globalmente, y por separado para emigrantes y no emi-



grantes. En el Cuadro 4 se ofrecen los mismos estadísticos para la muestra B.

CUADRO 4  
Estadísticos descriptivos de la muestra B  
(ponderados)

Variable	Toda la muestra		Migrantes (4,39%)		No migrantes (95,61%)	
	Media	De tip.	Media	De tip.	Media	De. tip.
INGHORA <sub>91</sub>	2,448	1,865	2,758	1,910	2,439	1,863
LINGHORA <sub>91</sub>	0,581	0,933	0,705	0,887	0,578	0,935
ANOSESTU <sub>91</sub>	8,995	4,301	10,786	4,605	8,945	4,283
EXPMER <sub>91</sub>	21,638	13,051	16,343	8,236	21,787	13,131
EXPMER <sub>291</sub>	638,440	667,810	333,815	372,311	646,984	672,304
KHESP <sub>91</sub>	0,307	0,461	0,370	0,487	0,305	0,460
INDUST <sub>91</sub>	0,267	0,442	0,219	0,417	0,269	0,443
CONST <sub>91</sub>	0,085	0,279	0,078	0,270	0,085	0,279
SERV <sub>91</sub>	0,440	0,496	0,529	0,503	0,437	0,496
ADMPUB <sub>91</sub>	0,097	0,296	0,134	0,344	0,095	0,294
CABFAM <sub>91</sub>	0,665	0,471	0,669	0,474	0,665	0,471
SEXO	0,295	0,456	0,403	0,494	0,292	0,454
EDAD <sub>81</sub>	29,818	11,108	24,636	7,089	29,964	11,166
CASADO <sub>81</sub>	0,541	0,498	0,657	0,478	0,538	0,498
SEPARADO <sub>81</sub>	0,009	0,095	0,027	0,165	0,008	0,092
NPER <sub>81</sub>	2,142	1,392	1,743	1,336	2,153	1,392
OCUPADO <sub>81</sub>	0,791	0,406	0,754	0,434	0,792	0,405
CREEMP <sub>79-81</sub>	-0,006	0,051	-0,027	0,056	-0,002	0,050
CREREN <sub>79-81</sub>	-0,004	0,036	-0,003	0,026	-0,004	0,036
DESEMP <sub>81</sub>	0,969	0,338	0,984	0,321	0,968	0,339
SALMED <sub>81</sub>	0,966	0,264	0,911	0,259	0,967	0,264

## 5. Resultados

Aunque la ECBC es, quizás, la mejor de las bases de datos disponibles para un trabajo de estas características, presenta aún algunos inconvenientes graves. En concreto, el tamaño de muestra resultante, aun incluyendo a los migrantes forzosos, es claramente escaso e insuficiente para poder estimar el modelo según la versión general propuesta en la Sección 3, que se orienta a la estimación de dos ecuaciones salariales por territorio (una para emigrantes, otra para no emigrantes). La única forma viable de contrastar el modelo es estimar una sola ecuación para todos los emigrantes y otra para los no emigrantes. Obviamente, esta agregación implica que los parámetros de las variables explicativas de las dos ecuaciones salariales reflejarán el impacto medio nacional de

cada variable independiente, de tal forma que no es posible identificar diferencias territoriales, como ocurriría en el caso de que se estimasen dos ecuaciones para cada provincia.

A continuación se presentan los resultados obtenidos en la estimación del modelo descrito en las páginas anteriores, incluyendo en la muestra a los trabajadores que han sido trasladados por su empresa (muestra A) y excluyéndolos (muestra B).

CUADRO 5  
Ecuación de decisión en forma reducida  
Var. Dep: Mov (=1 si emigrante)

Variable	Muestra A		Muestra B	
	Coef.	(Est. t)	Coef.	De. tip.
CONSTANTE	-0,987	(-5,999)	-2,777	(-5,161)
ANOESTU <sub>91</sub>	0,062	(3,600)	0,068	(2,878)
EXPMER <sub>91</sub>	0,044	(1,647)	0,079	(2,648)
EXPMER2 <sub>91</sub>	-0,001	(-2,179)	-0,002	(-2,470)
KHESP <sub>91</sub>	0,193	(1,923)	0,012	(0,096)
INDUST <sub>91</sub>	0,459	(1,102)	-0,010	(-0,027)
CONST <sub>91</sub>	0,358	(0,732)	0,239	(0,525)
SERV <sub>91</sub>	0,516	(1,251)	0,138	(0,368)
ADMPUB <sub>91</sub>	0,715	(1,701)	0,176	(0,445)
CABFAM <sub>91</sub>	0,255	(2,008)	0,222	(1,427)
SEXO	0,136	(1,137)	0,322	(2,175)
EDAD <sub>81</sub>	-0,002	(-0,170)	-0,015	(-1,235)
CASADO <sub>81</sub>	0,251	(2,190)	0,358	(2,868)
SEPARADO <sub>81</sub>	0,776	(1,765)	1,023	(1,995)
NPER <sub>81</sub>	-0,015	(-0,327)	-0,021	(-0,365)
OCUPADO <sub>81</sub>	0,035	(0,187)	-0,270	(-1,377)
CREEMP <sub>79-81</sub>	-3,664	(-2,851)	-3,252	(-2,167)
DESEMP <sub>81</sub>	-0,160	(-0,910)	0,044	(0,205)
CRESAL <sub>81</sub>	-0,546	(-0,428)	-1,012	(-0,673)
SALMED <sub>81</sub>	-0,172	(-0,693)	-0,355	(-1,208)
núm. obs:	1418		1365	
r.v.	466,24		470,28	

En el Cuadro 5 se presentan los coeficientes estimados para el modelo probit de decisión de emigrar, reducido, que se utilizarán para calcular las razones invertidas de Mills y corregir el sesgo de autoselección en las ecuaciones de salarios. En el Cuadro 6 se presentan las estimaciones de los coeficientes  $\beta_j$  de las ecuaciones de salarios y las covarianzas que señalan la presencia de autoselección ( $\sigma_{v1}$  y  $\sigma_{v0}$ ). Aunque ambos grupos de coeficientes se presenten de forma separada, por claridad de exposición, no debe olvidarse que las tres ecuaciones del modelo se han estimado simultáneamente por máxima verosimilitud. Por lo tanto, el estadístico  $\chi^2$  (razón de verosimilitud) que se presenta al final de los

Cuadros 5 y 6 es un contraste de significatividad conjunta de todas las variables del modelo.

CUADRO 6  
Ecuaciones de salarios

Variable	Muestra A		Muestra B	
	Migrantes	No Mig.	Migrantes	No Mig.
CONSTANTE	-1,466 (-2,243)	-0,866 (-3,698)	-1,032 (-1,261)	-0,900 (-3,863)
ANOSESTU <sub>91</sub>	0,089 (3,339)	0,040 (3,407)	0,090 (3,988)	0,043 (3,681)
EXPMER <sub>91</sub>	-0,046 (-1,073)	0,035 (2,971)	-0,086 (-1,537)	0,036 (3,064)
EXPMER2 <sub>91</sub>	0,002 (1,822)	-0,001 (-2,962)	0,002 (1,896)	-0,007 (-3,046)
KHESP <sub>91</sub>	0,024 (0,125)	-0,077 (-0,757)	0,083 (0,033)	-0,056 (-0,555)
INSDUST <sub>91</sub>	0,779 (1,627)	0,803 (4,994)	0,807 (1,297)	0,809 (5,074)
CONST <sub>91</sub>	1,489 (3,247)	0,687 (4,152)	1,876 (3,347)	0,685 (4,167)
SERV <sub>91</sub>	1,391 (3,292)	0,828 (5,355)	1,536 (3,003)	0,832 (5,432)
ADMPUB <sub>91</sub>	1,587 (3,485)	1,038 (6,220)	1,623 (2,909)	1,064 (6,460)
CABFAM <sub>91</sub>	0,322 (0,959)	0,077 (0,816)	0,224 (0,663)	0,090 (0,955)
SEXO	-0,183 (-0,637)	-0,210 (-2,126)	-0,244 (-0,677)	-0,209 (-2,130)
$\sigma_{v1}$	0,011 (1,012)	---	0,019 (1,740)	---
$\sigma_{v0}$		-0,4608 (-7,1196)	---	-0,426 (-5,967)
$\sigma_1$	0,4031 (11,3909)		0,401 7,822	
$\sigma_0$		0,9927 (17,6893)	---	0,981 17,792
múm. obs:	112	1306	59	1306
r.v.	466,24		470,28	

En general se puede decir que la mayoría de los parámetros estimados tienen los signos y valores esperados a priori y de acuerdo con la literatura empírica, además de satisfacer los requisitos de calidad estadística convencionales.

En el Cuadro 7, donde se presenta la estimación del modelo en su forma estructural, una vez corregida la heterocedasticidad, se aprecia

que la ganancia salarial esperada (GSE) tiene una influencia positiva y claramente significativa sobre la probabilidad de emigrar, tanto si incluimos los traslados como si los excluimos. Este resultado coincide con los obtenidos por Nakosteen y Zimmer (1981) en Estados Unidos y por Robinson y Tomes (1982) en Canadá. Además, nos indica que, a pesar de las restricciones impuestas en esta especificación, el modelo expuesto en la Sección 2 parece adecuado, y explica las decisiones individuales de emigrar en España en la década de 1980.

CUADRO 7  
Ecuación de decisión en forma estructural  
Probit estructural  
Var. Dep: MOV (=1 si emigrante)

Variable	Muestra A	Muestra B
	Coefficiente (Estadístico t)	Coefficiente (Estadístico t)
CONSTANTE	-0,796 (-2,751)	-0,515 (-1,462)
GSE	0,248 (2,302)	0,391 (2,699)
EDAD <sub>81</sub>	-0,021 (-3,110)	-0,027 (-3,711)
CASADO <sub>81</sub>	0,235 (1,970)	0,379 (2,657)
SEPARADO <sub>81</sub>	0,698 (1,676)	0,876 (1,734)
NPER <sub>81</sub>	-0,033 (-0,868)	-0,023 (-0,446)
OCUPADO <sub>81</sub>	0,355 (2,201)	-0,093 (-0,568)
CREEMP <sub>79-81</sub>	-4,783 (-3,861)	-3,999 (-2,730)
DESEMP <sub>81</sub>	-0,247 (-1,452)	-0,062 (-0,285)
CRESAL <sub>79-81</sub>	-1,049 (-0,798)	-2,212 (-1,513)
SALMED <sub>81</sub>	-0,201 (-0,780)	-0,486 (-1,608)
núm. obs:	1418	1365
r.v.	50,748	47,528
% pred. corr:	91,91	95,50

Algunas de las variables introducidas presentan coeficientes con los signos predichos por la teoría. Así, la variable EDAD es significativa y parece ejercer una influencia negativa sobre la propensión a emigrar, indicando que los individuos más jóvenes (probablemente con menores

inversiones en capital humano específico de la provincia de origen, y con un horizonte temporal más largo durante el cual realizar los beneficios de la migración) tienen una mayor probabilidad de emigrar. Del mismo modo los resultados parecen apoyar la hipótesis de Mincer (1978) de que la ruptura del vínculo matrimonial aumenta la probabilidad de migración, si atendemos al signo obtenido para la variable SEPARADO. Además, dado que los individuos solteros constituyen la categoría de referencia, parece que emigran con mayor probabilidad los individuos casados [resultado obtenido también por Pissarides y Wadsworth (1989) para el Reino Unido], indicando que la migración se encuentra relacionada con otros acontecimientos del ciclo vital.

Por el contrario, acerca del status de empleo, tal y como era de esperar, los resultados cambian significativamente entre ambas muestras. Mientras que con la muestra que incluye a los emigrantes forzosos los datos parecen indicar que son los individuos ocupados los que presentan mayor propensión a emigrar, una vez excluidos estos individuos la variable OCUPADO pierde toda su significatividad.

En cuanto a las variables regionales  $R_i$ , que tratan de aproximar la probabilidad de que el individuo esté empleado en la provincia de origen, sólo resulta significativo el crecimiento del empleo. El coeficiente de la variable CREEMP indica que los individuos emigran con menor probabilidad de las provincias donde el empleo crece más rápidamente. En cambio, la variable que mide la tasa de desempleo provincial en relación a la media nacional no es significativa al 5%, resultado habitual en la literatura sobre migraciones. Por otro lado, las variables CRESAL y SALMED, que tratan de recoger el efecto del crecimiento de los salarios provinciales y de sus niveles, respectivamente, no parecen influir significativamente sobre la probabilidad de emigrar (aunque parecen ganar algo de significatividad cuando se excluyen de la muestra los emigrantes forzosos).

En cuanto a las estimaciones de las ecuaciones de salarios [10], presentadas en el Cuadro 6, cabe señalar que la mayoría de los coeficientes estimados son significativos y con el signo esperado. Merecen especial atención los signos estimados para los parámetros que miden la presencia de autoselección. Ambas covarianzas tienen el signo esperado, aunque la estimación de  $v_1$  no alcanza los estándares de significatividad en la muestra A. Los signos de estos parámetros parecen indicar que el sentido de la autoselección ha sido positivo. Es decir, este grupo de individuos recibe, en su provincia de origen, salarios superiores a lo

que hubiese sido el salario medio provincial si la distribución de individuos entre provincias hubiese sido meramente aleatoria, y no conforme a decisiones racionales. Por lo tanto, el efecto de la autoselección tendría que haber sido positivo, en el sentido de elevar los salarios medios en todas las provincias. Es decir, parece que en España, en el período estudiado, ha predominado el primero de los casos de autoselección mencionados en el Cuadro 1.

## 6. Resumen y conclusiones

En este trabajo se ha pretendido estimar la ganancia salarial implicada en la decisión de emigrar según el modelo de capital humano. La estimación de dicha ganancia se enfrenta con la imposibilidad de observar el salario que cada individuo obtendría de haber elegido la alternativa contraria a la observada por el investigador. Por otro lado, los salarios observados para cada individuo, después de que éste haya decidido emigrar o permanecer en su región de origen, ya se encuentran condicionados por esta decisión.

Por este motivo, se ha elaborado un modelo que permite recuperar estadísticamente las distribuciones de salarios en las que se basó la decisión de emigrar tomada por los individuos, a partir de los salarios observados en la muestra y del supuesto de racionalidad en las decisiones individuales.

Los resultados obtenidos apuntan que, entre los años 1981 y 1991, existe una ganancia salarial positiva derivada de la decisión de emigrar a otra provincia, al menos entre los emigrantes que encuentran empleo en su provincia de destino. Esto es, los individuos invierten en sí mismos cambiando de provincia de residencia, y obtienen un rendimiento positivo de esa inversión.

Por otro lado, los parámetros estimados señalan que el sentido de la autoselección, cuando existe, es positivo. Es decir, cada individuo de la muestra obtiene actualmente un salario mayor que si hubiese elegido la alternativa contraria, y superior al que habría sido el salario medio de haber existido una distribución aleatoria de individuos entre provincias. Este hecho supone una cierta evidencia a favor del papel de la migración como mecanismo corrector de un posible desajuste geográfico entre las demandas productivas de las provincias y las cualificaciones de los individuos. En este sentido, los procesos migratorios parecen haber sido consistentes con una mejora en la distribución geo-

gráfica de los recursos humanos. Sin embargo, de la evidencia aportada no se desprende ninguna información acerca de si el tamaño de los flujos ha sido suficiente o no para alcanzar una distribución óptima. Esta cuestión constituiría la continuación natural de esta investigación.

## Referencias

- Amemiya, T. (1988): "Una revisión de los modelos Tobit", *Cuadernos Económicos de ICE* 39, pp. 73-128.
- Antolín, P y O. Bover (1993): "The effect of personal characteristics and unemployment, wage and house price differentials using pooled cross-sections", Documento de Trabajo núm 9318, Servicio de Estudios del Banco de España, Madrid.
- Bailey, B. J. (1993): "Migration history, migration behaviour and selectivity", *The Annals of Regional Science* 27, pp. 315-326.
- Bartel, A. P. (1979): "The migration decision: what role does job mobility play?", *American Economic Review* 69, pp. 775-786.
- Bentolila, S. y J. J. Dolado (1990): "Mismatch and Internal Migration in Spain 1962-1986", en *Mismatch and Labour Mobility*, Padoa-Schiopa F. (Ed.), CEPR, Londres.
- Björklund, A y R. Moffitt (1987): "The estimation of wage gains and welfare gains in self-selection models", *The Review of Economics and Statistics* 69, pp.42-49.
- Borjas, G. J. (1987): "Self-selection and the earnings of immigrants", *American Economic Review* 77, pp. 531-553.
- Borjas, G. J., S. G. Bronars y S. J. Trejo (1992): "Self-selection and internal migration in the United States", *Journal of Urban Economics* 32, pp. 159-185.
- Bowles, S. (1970): "Migration as investment: empirical test of the human investment approach to geographical mobility", *The Review of Economics and Statistics* 52, pp. 356-362.
- Carabaña, J. et al (1992), *Encuesta de estructura, conciencia y biografía de clase: informe técnico*, Consejería de Economía de la Comunidad de Madrid, Departamento de Estadística, Madrid.
- DaVanzo, J. (1978): "Does unemployment affect migration? Evidence from micro-data", *The Review of Economics and Statistics* 60, pp. 504-514.
- Gabriel, P. E. y S. Schmitz (1995): "Favorable self-selection and the internal migration of young white males in the United States", *The Journal of Human Resources* 30, núm 3, pp. 461-471.
- García-Ferrer, A. (1979): "Interactions between internal migration, employment growth and regional income differences in Spain", *Journal of Development Economics* 7, pp. 211-229.
- Gil, L. A. y J. F. Jimeno (1993): "The determinants of labour migrations in Spain: who are the migrants?", Documento de Trabajo 93-05, FEDEA.

- Greenwood, M. J. (1975): "Research on internal migration in the United States: a survey", *Journal of Economic Literature* 13, pp. 397-433.
- Greenwood, M. J. (1985): "Human migration: theory, models and empirical studies", *Journal of Regional Science* 25, pp. 521-544.
- Gronau, R. (1974): "Wage comparisons - a selectivity bias", *Journal of Political Economy* 82, pp. 1119-1143.
- Heckman, J. J. (1978): "Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system", *Econometrica* 46, pp. 931-959.
- Heckman, J. J. (1979): "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica* 47, pp. 153-161.
- Lee, L-F (1978): "Unionism and wage rates: a simultaneous equation model with qualitative and limited dependent variables", *International Economic Review* 19, pp. 415-433.
- Maddala, G. S. (1983), *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Maddala, G. S. (1986): "Disequilibrium, Self-Selection and Switching Models", en *Handbook of Econometrics* (Volume III), Griliches, Z. y M. D. Intriligator (Eds.), North-Holland, Amsterdam, pp. 1633-1688.
- Mincer, J. (1978): "Family migration decisions", *Journal of Political Economy* 86, pp. 749-773.
- Nakosteen, R. A. y M. Zimmer (1980): "Migration and earnings: the question of self-selection", *Southern Economic Journal* 46, pp. 248-268.
- Pessino, C. (1991): "Sequential migration theory and evidence from Peru", *Journal of Development Economics* 36, pp. 55-87.
- Pissarides, C. A. y J. Wadsworth (1989): "Unemployment and the interregional mobility of labour", *The Economic Journal* 99, pp. 739-755.
- Robinson, Ch. y N. Tomes (1982): "Self-selection and interprovincial migration in Canada", *Canadian Journal of Economics* 15, pp. 474-502.
- Roy, A. D. (1951): "Some thoughts on the distribution of earnings", *Oxford Economic Papers* 3, pp. 135-146.
- Sjaastad, L. A. (1962): "The costs and returns of human migration", *Journal of Political Economy* 70 (suplemento), pp. 80-93.
- Todaro, M. P. (1969): "A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries", *American Economic Review* 59, pp. 138-148.
- Vijverberg, V. P. M. (1993): "Labour market performance as a determinant of migration", *Economica* 60, pp. 143-160.
- Willis, R. J. y S. Rosen (1979): "Education and self-selection", *Journal of Political Economy* 87, pp. S7-S36.



**Abstract**

*This research tries to analyze the determinants of individual migration decision. We propose a theoretic human capital based model. Under maximizing individual behaviour, and controlling the self-selection bias, it is possible to estimate expected individual wages in origin and destination regions, which allows for estimation of the migration wage gain. After econometric specification, we estimate the model with data from the “Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase”, for interprovincial Spanish moves, in 1981-91 period. The outcomes suggest that such movements follow expected income maximization patterns, and that they improve the average wage in all the provinces, as a results of the self-selection process.*