

DOC. 124/97

CONSUELO ABELLÁN COLODRÓN

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

LA GANANCIA SALARIAL ESPERADA COMO DETERMINANTE DE LA DECISIÓN INDIVIDUAL DE EMIGRAR¹

Consuelo Abellán Colodrón

Universidad de Oviedo
Departamento de Economía
Avda. del Cristo s/n
33006 OVIEDO
Tlf: (98) 5104877
Fax. (98) 5230789 - (98) 5104871
e-mail: cabellan@hp845.econo.uniovi.es

¹Quiero 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 ninguno de los errores que seguramente contiene todavía.

RESUMEN

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.

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 result of the self-selection process.

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

En muchas investigaciones anteriores, dichas ganancias salariales se han calculado de forma agregada, a partir de diferencias en los niveles medios de salarios entre las regiones. 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, este tipo de análisis 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 caso, la influencia de las migraciones sobre las distribuciones regionales de salarios no está tan clara.

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.¹ 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 y se comentan algunas restricciones impuestas por los datos. En la cuarta sección se describen brevemente la fuente 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 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_j , $j = 0, 1$), 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:

$$W_{ji}^e = p_j W_j \quad (1)$$

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 (δ_j) y decreciente de la tasa de desempleo (u_j):

$$p_j = h(\delta_j, u_j) \quad (2)$$

$$\frac{\partial h}{\partial \delta_j} > 0 \quad \text{y} \quad \frac{\partial h}{\partial u_j} < 0$$

Sea C_i una valoración del coste, directo e indirecto, monetario y no monetario, asociado a la migración. El individuo decidirá emigrar siempre que:

$$W_{1i}^e - W_{0i}^e - C_i > 0 \quad (3)$$

Expresando los costes como una cierta proporción c_i del salario en la región de origen, y tomando logaritmos, podemos transformar la condición (3) en²:

$$l_i^* = \ln W_{1i} - \ln W_{0i} - c_i > 0 \quad (4)$$

donde l_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 (μ_j), y una parte aleatoria, que depende de características de la región y del individuo (u_{ji})³:

$$\begin{aligned} \ln W_{1i} &= \mu_1 + u_{1i} \\ \ln W_{0i} &= \mu_0 + u_{0i} \end{aligned} \quad (5)$$

donde μ_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 Σ :

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \\ \sigma_{01} & \sigma_0^2 \end{bmatrix} \quad (6)$$

Sustituyendo (5) y (1) en (4) y realizando algunas operaciones, podemos expresar la condición de migración como:

$$\frac{u_{1i} - u_{0i}}{\sigma} > \frac{c_i - (\ln p_1 - \ln p_0) - (\mu_1 - \mu_0)}{\sigma} \quad (7)$$

donde σ es la varianza de $(u_{1i} - u_{0i})$. La parte izquierda de la ecuación (7) es una variable aleatoria que, por construcción, sigue una distribución normal estándar. La parte derecha toma un valor diferente para cada individuo, en función de los costes asociados a la migración. Por simplicidad de notación, llamaremos e_i a la variable aleatoria del primer miembro y A_i al segundo miembro. De esta forma, la probabilidad de emigrar puede expresarse como:

$$\Pr(I_i > 0) = \Pr(e_i > A_i) = 1 - \Phi(A_i) \quad (8)$$

donde Φ representa la función de distribución de una variable normal estándar. 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 (7) indica es que el individuo emigrará siempre que las ganancias esperadas, ya provengan de diferencias individuales $(u_{1i} - u_{0i})$, diferencias medias $(\mu_{1i} - \mu_{0i})$ o diferentes probabilidades de encontrar empleo $(\ln p_1 - \ln p_0)$, superen a los costes de la migración, c_i .

A partir del criterio de selección (8), se pueden obtener expresiones de los salarios que obtendrán los individuos, tanto en la región 0 como 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:

$$E(\ln W_{ji} \mid \varepsilon_i > A_i) = \mu_j + \sigma_{\varepsilon_j} \lambda_{1i} \quad (9)$$

donde σ_{ε_j} es la covarianza entre u_{ji} y ε_i , que suponemos constante entre observaciones, y λ_{1i} representa la razón inversa de Mills para distribuciones truncadas por la izquierda.

De la misma manera, para los no emigrantes tendríamos:

$$E(\ln W_{ji} \mid \varepsilon_i \leq A_i) = \mu_j + \sigma_{\varepsilon_j} \lambda_{0i} \quad (10)$$

donde λ_{0i} representa la razón inversa de Mills para distribuciones truncadas por la derecha⁴.

Dadas las expresiones (9) y (10), resulta inmediato que la ganancia derivada de la migración, D_j , para un individuo es:

$$\begin{aligned} E(D_i \mid I_i) &= E(\ln W_{1i} \mid I_i) - E(\ln W_{0i} \mid I_i) = \\ &= \mu_1 - \mu_0 + (\sigma_{\varepsilon_1} - \sigma_{\varepsilon_0}) \lambda_{ji} \end{aligned} \quad (11)$$

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 $[(\sigma_{\varepsilon 1} - \sigma_{\varepsilon 0})\lambda_{ij}]$.

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 diferente⁵. 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 el salario medio de no existir autoselección, y lo mismo para los no emigrantes y el salario en la región de origen.

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, σ_{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 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 [ecuación (11)] permite controlar los efectos de los movimientos migratorios sobre la distribución salarial a partir del estudio del signo de los parámetros σ_{01} , $\sigma_{\varepsilon 1}$ y $\sigma_{\varepsilon 0}$.

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:

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 emigrantes⁷. Podemos por tanto escribir:

$$I_i^* = \gamma_0 + \gamma_1(\ln W_{1i} - \ln W_{0i}) + \gamma_2 R_i + \gamma_3 Z_i + \epsilon_i \quad (12)$$

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), es necesario sustituirla por una variable dicotómica, I_i , que tome los siguientes valores:

$$I_i = 1 \quad \text{si} \quad I_i^* > 0$$

$$I_i = 0 \quad \text{si} \quad I_i^* \leq 0$$

Además, para la estimación empírica de este modelo se ha impuesto una restricción sobre las ecuaciones de salarios, consistente en hacer iguales los coeficientes β de las variables observadas. Esta restricción se debe a que sólo se estimarán dos ecuaciones de salarios, una para los emigrantes de todo el territorio español, y otra para los no emigrantes⁸. En ambos casos, se están estimando remuneraciones medias nacionales, y no hay motivo

para suponer que estas remuneraciones medias deban ser diferentes según si el individuo trabaja en su provincia de nacimiento o en otra distinta. De acuerdo con esta restricción, podemos escribir las ecuaciones de salarios de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \ln W_{1i} &= \beta X_i + u_{1i} && \text{si } I_i^* > 0 \\ \ln W_{0i} &= \beta X_i + u_{0i} && \text{si } I_i^* \leq 0 \end{aligned} \quad (13)$$

donde X_i es un vector de variables no aleatorias que incluye las características observables del individuo que determinan su salario, como son su experiencia, cualificación, etc, y los términos u_{1i} y u_{0i} son variables aleatorias de media cero, que recogen la influencia de las características no observables sobre los salarios.

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 (12) 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:

$$I_i = \gamma_0 + \gamma_2 R_i + \gamma_3 Z_i + \gamma_1 (u_{1i} - u_{0i}) + \varepsilon_i \quad (14)$$

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

$$v_i = \gamma_1(u_{1i} - u_{0i}) + \varepsilon_i \quad (15)$$

La estimación del modelo por máxima verosimilitud exige algún supuesto sobre la distribución de los términos de perturbación que aparecen en las ecuaciones (13) y (14). Como es habitual, supondremos que siguen una distribución normal trivariante, con medias 0 y matriz de covarianzas Σ :

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

De acuerdo con esta especificación, y llamando $\Gamma_i = -\gamma_0 - \gamma_2 R_i - \gamma_3 Z_i$, los salarios de un emigrante en cada una de las dos regiones j , condicionados a la decisión tomada, se pueden expresar:

$$E(\ln W_{ji} \mid I_i^* > 0) = \beta X_i + E(u_{ji} \mid v_i > \Gamma_i) = \beta X_i + \sigma_{vj} \lambda_{\alpha i} \quad (16)$$

y los de un no emigrante:

$$E(\ln W_{ji} \mid I_i^* \leq 0) = \beta X_i + E(u_{ji} \mid v_i \leq \Gamma_i) = \beta X_i + \sigma_{vj} \lambda_{\alpha i} \quad (17)$$

donde λ_{ji} representa la inversa del cociente de Mills:

$$\lambda_{11} = \frac{\phi(\Gamma_i)}{1 - \Phi(\Gamma_i)} \quad \text{y} \quad \lambda_{01} = -\frac{\phi(\Gamma_i)}{\Phi(\Gamma_i)} \quad (18)$$

A partir de las expresiones anteriores, se deduce directamente que la ganancia salarial esperada de la migración, para los emigrantes, sería:

$$E(\ln W_{1i} \mid I_i^* > 0) - E(\ln W_{0i} \mid I_i^* > 0) = (\sigma_{v1} - \sigma_{v0})\lambda_{11} \quad (19)$$

y para los no emigrantes:

$$E(\ln W_{1i} \mid I_i^* \leq 0) - E(\ln W_{0i} \mid I_i^* \leq 0) = (\sigma_{v1} - \sigma_{v0})\lambda_{01} \quad (20)$$

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. Sin embargo, dados los signos de las razones de Mills, nos encontraríamos con el problema de una variable, la ganancia salarial esperada, siempre positiva para los emigrantes y siempre negativa para los no emigrantes. Una variable de estas características no contiene variación suficiente para ser variable independiente en la ecuación de decisión en forma estructural, cuya estimación es el objetivo último de este trabajo, y que toma la forma de un probit. Sin embargo, se puede evitar este problema utilizando, para cada individuo, la estimación de aquel salario que no se observa, y el valor observado del otro. Según esto, la ganancia salarial esperada (D_i) quedaría:

$$\hat{D}_i = \begin{cases} \ln W_{1i} - (\hat{\beta}X_i + \hat{\sigma}_{v0}\hat{\lambda}_{1i}) & \text{si } I_i^* > 0 \\ \hat{\beta}X_i + \hat{\sigma}_{v1}\hat{\lambda}_{0i} - \ln W_{0i} & \text{si } I_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (21)$$

Utilizando la ganancia salarial así estimada para cada individuo, podemos estimar el modelo en forma estructural:

$$I_i = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{D}_i + \gamma_2 R_i + \gamma_3 Z_i + \varepsilon_i \quad (22)$$

En este caso el parámetro de interés sería γ_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.

El modelo permite, además, estimar el efecto de la migración sobre los salarios medios de la población, esto es, el salario esperado de un individuo elegido al azar [Nakosteen y Zimmer (1980)]. Dicho salario será:

$$E(\ln W_i) = E(\ln W_{1i} \mid I_i^* > 0) \Pr(I_i^* > 0) + E(\ln W_{0i} \mid I_i^* \leq 0) \Pr(I_i^* \leq 0) \quad (23)$$

Sustituyendo $E(\ln W_{1i} \mid I_i^* > 0)$ y $E(\ln W_{0i} \mid I_i^* \leq 0)$ por su valor, calculado en (17), la expresión (23) se transforma en:

$$E(\ln W_i) = \beta X_i + (\sigma_{v1} - \sigma_{v0})\phi(\Gamma_i) \quad (24)$$

En la expresión (24) vemos que el salario esperado por un individuo elegido al azar entre la población tiene dos componentes: βX_i , sería el salario esperado si no existiese autoselección, es decir, si la asignación de individuos a regiones se realizase de forma aleatoria, independiente de la determinación de salarios. El segundo término de la parte derecha de la ecuación (24) representa la ganancia salarial esperada debida a la autoselección. Si el término entre paréntesis $(\sigma_{v1} - \sigma_{v0})$ es positivo, entonces la asignación de individuos a regiones resultante del criterio de maximización del salario esperado resulta consistente con una mejora en la distribución de los recursos humanos, en el sentido de hacer aumentar los salarios esperados por el conjunto de la población, sin que se acentúen necesariamente las diferencias entre las regiones⁹.

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 Heckman¹⁰. La función de verosimilitud quedaría:

$$\mathcal{L} = \prod_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_1} \phi\left(\frac{\ln W_{1i} - \beta X_i}{\sigma_1}\right) [1 - \Phi(H_{1i})] \left[\frac{1}{\sigma_0} \phi\left(\frac{\ln W_{0i} - \beta X_i}{\sigma_0}\right) \Phi(H_{0i}) \right]^{(1-I_i)} \quad (25)$$

donde:

$$H_{1i} = \frac{\Gamma_i - \frac{\sigma_{v1}}{\sigma_1^2} (\ln W_{1i} - \beta X_i)}{\sqrt{1 - \left(\frac{\sigma_{v1}}{\sigma_1}\right)^2}} \quad (26)$$

$$H_{0i} = \frac{\Gamma_i - \frac{\sigma_{v0}}{\sigma_0^2} (\ln W_{0i} - \beta X_i)}{\sqrt{1 - \left(\frac{\sigma_{v0}}{\sigma_0}\right)^2}} \quad (27)$$

La maximización de la función de verosimilitud de la ecuación (25) nos proporciona estimaciones de los coeficientes β de las ecuaciones de salarios y los γ 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 (σ_{v1} y σ_{v0}). Con los coeficientes γ construimos los cocientes de Mills, que nos permiten estimar los rendimientos esperados de la migración para emigrantes y no emigrantes, D_i , lo cual constituye la novedad fundamental de este trabajo, así como el salario esperado para un individuo cualquiera de la población, según la ecuación (24). La estimación posterior de la ecuación de decisión en forma estructural, utilizando las ganancias salariales estimadas, nos proporcionará evidencia empírica acerca de la respuesta de los flujos migratorios a la posibilidad de realizar 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.¹¹ Este sistema de muestreo, y el hecho de que el reparto territorial de las encuestas no se hiciese de acuerdo con criterios aleatorios, sino de financiación, producen ciertos sesgos en la muestra resultante, que se corrigen utilizando las ponderaciones adecuadas.

Respecto a la estructura de la encuesta, se divide en varios apartados, 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 mismo 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 ocupados¹². 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 años¹³, 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 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 (no consideraremos la migración intraprovincial) hace 10 años o menos, y en ese momento tenían edad legal para trabajar.

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.

En el Cuadro 2 se presenta una breve descripción de todas las variables utilizadas en el modelo. Los salarios-hora en términos brutos (LINGHORA) se han hecho depender de las siguientes variables: ANOSEDU, EXPMER, EXPMER2, KHESP, INDUST, CONST, SERV, ADMPUB, CABFAM y SEXO. Para tratar de aproximar los costes de la emigración se han utilizado EDAD, CASADO, SEPARADO, NPER y OCUPADO. Por último, se han introducido en la ecuación de selección cuatro variables provinciales, que tratan de recoger el efecto de la situación económica en la provincia de origen sobre la probabilidad de emigrar: CRESAL, CREEMP, DESEMP y SALMED.

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

5.- Resultados:

En esta sección se presentan los resultados obtenidos en la estimación del modelo descrito en las páginas anteriores, con la restricción de igualdad de los coeficientes en las ecuaciones de salarios y sin dicha restricción, para comparar los resultados. En la Tabla 1 aparecen los coeficientes estimados para la ecuación de decisión en forma reducida, con restricción de igualdad (Modelo 1) y sin dicha restricción (Modelo 2). Estos coeficientes se utilizan para construir la razón inversa de Mills para cada individuo, λ_{ij} , tal como aparece en la ecuación (18).

En la Tabla 2 se presentan las estimaciones de los coeficientes β de las ecuaciones de salarios y las covarianzas que señalan la presencia de autoselección (σ_{v_1} y σ_{v_0}).¹⁴

Una vez estimados todos los parámetros necesarios para calcular la ganancia salarial esperada de la migración, se computa esta variable para cada individuo y se utiliza para estimar la ecuación de decisión en forma estructural (22).

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, tanto en el modelo restringido como en el no restringido.

En la Tabla 3, donde se presenta la estimación del modelo en su forma estructural, se aprecia que la ganancia salarial esperada, tanto en su forma restringida (GSER), como no restringida (GSE), tiene una influencia positiva y claramente significativa sobre la probabilidad de emigrar. 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 fuertes 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.

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. En el mismo sentido, las cargas familiares, aproximadas a través del número de personas que convivían en el domicilio familiar al principio del período de referencia (NPER), reducen dicha probabilidad. 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, los resultados indican que son los individuos ocupados los que presentan mayor propensión a emigrar. Aunque esto parece ir en contra de la teoría, confirma resultados encontrados en investigaciones previas para el caso español [Antolín y Bover (1993)]. Las explicaciones a este hecho pueden ser de diversa índole. Los autores mencionados creen que se ha producido un cambio en los motivos que inducen a los individuos a emigrar: el principal incentivo para la migración ya no parece ser la búsqueda de empleo, sino un deseo de mejora en la calidad de vida y la oportunidad de obtener ascensos o mejores oportunidades profesionales. Una explicación alternativa podría residir en los traslados dentro de la propia empresa que, según ciertos estudios, parecen ser la forma más rentable de migración [Bartel (1979)].

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, lo cual no resulta extraño, dado que estamos controlando el efecto de la *ganancia salarial individual*.

El signo observado para los coeficientes de las variables indicativas del estado civil, así como para la variable OCUPADO, y el signo inesperado de la variable DESEMP parecen indicar que es menos probable que emigren los individuos solteros y en paro, que residen en provincias con elevadas tasas de desempleo. Este sorprendente resultado parece sugerir que los individuos parados y sin cargas familiares emigran con menor probabilidad que el resto. Quizás esto se deba al tradicional papel protector que desempeña la familia en España, que asegura la manutención de una cierta proporción de los parados. De esta forma, el joven parado sin responsabilidades familiares prefiere la seguridad del entorno familiar a la incertidumbre que supone emigrar. Esta hipótesis merecería un contraste empírico específico, que no es posible ofrecer aquí, dadas las limitaciones de la base de datos disponible¹⁵.

En cuanto a las estimaciones de las ecuaciones de salarios (13), presentadas en la Tabla 2, cabe señalar que la mayoría de los coeficientes estimados son significativos y con el signo esperado¹⁶. 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 σ_{v_1} no alcanza los estándares de significatividad. Los signos de estos parámetros parecen indicar que el sentido de la autoselección, al menos para los no emigrantes, 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. 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 (o igual, en el caso de los emigrantes) 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. Cada individuo se dirige hacia la región que mejor remunera sus habilidades específicas, haciendo aumentar el salario esperado sobre toda la población (migrantes y no migrantes). En este sentido, los procesos migratorios parecen haber sido consistentes con una mejora en la distribución geográfica 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.

CUADRO 1

CASOS POSIBLES SEGÚN EL SIGNO DE LA AUTOSELECCIÓN

	SIGNOS	EFFECTOS EN DESTINO	EFFECTOS EN ORIGEN	CONDICIONES
CASO 1	$\sigma_{\varepsilon_1} \geq 0$ $\sigma_{\varepsilon_0} \leq 0$	$E(\ln W_{11} I_i^* > 0) \geq \mu_1$	$E(\ln W_{01} I_i^* < 0) \geq \mu_0$	$\sigma_{01} \leq 0$
CASO 2	$\sigma_{\varepsilon_1} \geq 0$ $\sigma_{\varepsilon_0} \geq 0$	$E(\ln W_{11} I_i^* > 0) \geq \mu_1$	$E(\ln W_{01} I_i^* < 0) \leq \mu_0$	$\sigma_0^2 \leq \sigma_{01} \leq \sigma_1^2$
CASO 3	$\sigma_{\varepsilon_1} \leq 0$ $\sigma_{\varepsilon_0} \leq 0$	$E(\ln W_{11} I_i^* > 0) \leq \mu_1$	$E(\ln W_{01} I_i^* < 0) \geq \mu_0$	$\sigma_1^2 \leq \sigma_{01} \leq \sigma_0^2$
CASO 4	$\sigma_{\varepsilon_1} \leq 0$ $\sigma_{\varepsilon_0} \geq 0$	Imposible por construcción		

CUADRO 2
DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES

VARIABLE	TIPO	DEFINICIÓN
MOV	dummy	1 para los emigrantes
INGHORA	continua	salario-hora bruto, en miles de pesetas
LINGHORA	continua	log. nep. salario-hora bruto
GSE	continua	ganancia salarial esperada, estimada sin restricción (Modelo 2)
GSER	continua	ganancia salarial esperada, estimada con restricción (Modelo 1)
ANOSESTU	continua	años de estudios
EXPMER	continua	años de experiencia en el mercado
EXPMER2	continua	años de experiencia al cuadrado
KHESP	dummy	1 si tiene formación específica
INDUST	dummy	1 si trabaja en la industria
CONST	dummy	1 si trabaja en la construcción
SERV	dummy	1 si trabaja en el sector servicios
ADMPUB	dummy	1 si trabaja en la Administración
CABFAM	dummy	1 si es cabeza de familia
SEXO	dummy	1 si es mujer
EDAD	continua	edad al principio del período
CASADO	dummy	1 si casado al principio del período
SEPARADO	dummy	1 si separado, viudo o divorciado al principio del período
NPER	continua	nº personas convivía al ppio. período
OCUPADO	dummy	1 si ocupado al principio del período
CREEMP	continua	crecimiento del empleo provincial respecto a la media nacional
CRESAL	continua	crecimiento del salario medio prov. respecto a la media nacional
DESEMP	continua	tasa de desempleo provincial respecto a la media nacional
SALMED	continua	salario medio provincial respecto a la media nacional

CUADRO 3
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LA MUESTRA
(ponderados)

VARIABLE	TODA LA MUESTRA		MIGRANTES (8,01%)		NO MIGRANTES (91,99%)	
	MEDIA	DE. TIP.	MEDIA	DE. TIP.	MEDIA	DE. TIP.
INGHORA	2,533	4,056	3,273	2,214	2,499	4,117
LINGHORA	0,636	0,905	0,917	0,885	0,623	0,904
ANOSESTU	9,301	4,262	11,162	4,615	9,214	4,226
EXPMER	21,397	12,779	18,106	9,039	21,552	12,909
EXPMER2	321,065	644,245	408,781	412,719	631,023	651,468
KHESP	0,339	0,473	0,502	0,502	0,331	0,470
INSDUST	0,270	0,444	0,218	0,415	0,272	0,445
CONST	0,081	0,273	0,047	0,212	0,082	0,275
SERV	0,451	0,498	0,503	0,502	0,448	0,497
ADM PUB	0,106	0,307	0,209	0,408	0,101	0,301
CABFAM	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	29,919	10,982	27,141	7,738	30,048	11,095
CASADO	0,544	0,498	0,589	0,494	0,542	0,498
SEPARADO	0,014	0,118	0,026	0,161	0,014	0,116
HIJO	0,168	0,174	0,037	0,191	0,174	0,379
NPER	2,144	1,395	1,896	1,352	0,155	1,396
OCUPADO	0,794	0,404	0,831	0,377	0,793	0,141
CREEMP	-0,002	0,052	-0,025	0,056	-0,001	0,052
CREREN	-0,004	0,036	-0,003	0,030	-0,004	0,036
DESEMP	0,977	0,334	0,962	0,319	0,978	0,005
SALMED	0,972	0,268	0,904	0,296	0,976	0,266

TABLA 1

ECUACIÓN DE DECISIÓN EN FORMA REDUCIDA
(modelos restringido y no restringido)

PROBIT REDUCIDO

Var. Dep: MOV (= 1 si emigrante)

VARIABLE	MODELO 1	MODELO 2
	COEFICIENTE (Estadístico t)	COEFICIENTE (Estadístico t)
CONSTANTE	-0,9819 (-3,4943)	-2,9872 (-5,9998)
ANOSESTU	---	0,0619 (3,6001)
EXPMER	---	0,0437 (1,6472)
EXPMER2	---	-0,0012 (-2,1791)
KHESP	---	0,1925 (1,9230)
INDUST	---	0,4589 (1,1021)
CONST	---	0,3583 (0,7324)
SERV	---	0,5159 (1,2505)
ADMPUB	---	0,7145 (1,7013)
CABFAM	---	0,2554 (2,0084)
SEXO	---	0,1359 (1,1372)
EDAD	-0,0130 (-2,2652)	-0,0016 (-0,1695)
CASADO	0,1921 (1,7333)	0,2511 (2,1900)
SEPARADO	0,6408 (1,6606)	0,7764 (1,7649)
	-	(Continúa...)

TABLA 1 (Continuación)

VARIABLE	MODELO 1	MODELO 2
	COEFICIENTE (Estadístico t)	COEFICIENTE (Estadístico t)
NPER	-0,0458 (-1,2184)	-0,0148 (-0,3268)
OCUPADO	0,1967 (1,5125)	0,0352 (0,1874)
CREEMP	-4,2577 (3,3649)	-3,6643 (-2,8514)
DESEMP	-0,1800 (-1,0703)	-0,1598 (-0,9099)
CRESAL	-0,6198 (-0,4689)	-0,5455 (-0,4278)
SALMED	-0,0590 (-0,2326)	-0,1717 (-0,6929)
n° obs:	1418	1418
r. v:	438,92	466,24

TABLA 2

ECUACIONES DE SALARIOS
(modelos restringido y no restringido)

ECUACIONES DE SALARIOS
Var. dep: LINGHORA

VARIABLE	MODELO 1		MODELO 2	
	MIGRANTES	NO MIG.	MIGRANTES	NO MIG.
CONSTANTE	-1,1479 (-3,8167)		-1,4686 (-2,2484)	-0,8687 (-3,7008)
ANOSESTU	0,5089 (6,4283)		0,0891 (3,3422)	0,0407 (3,4200)
EXPMER	-0,0127 (-2,1960)		-0,0459 (-1,0659)	0,0356 (2,9912)
EXPMER2	0,2128 (1,6736)		0,0015 (1,8147)	-0,0007 (-2,9765)
KHESP	0,6917 (1,5847)		0,0243 (0,1241)	-0,0770 (-0,7519)
INDUST	-0,0669 (-1,6509)		0,7815 (1,6341)	0,8027 (4,9851)
CONST	0,1521 (1,0651)		1,4919 (3,2624)	0,6886 (4,1557)
SERV	-4,9471 (-3,4860)		1,3628 (3,3059)	0,8282 (5,3473)
ADMPUB	-0,2573 (-1,3639)		1,5880 (3,4968)	1,0400 (6,2421)
CABFAM	-0,1745 (-0,1177)		0,3193 (0,9524)	0,0733 (0,7727)
SEXO	0,0606 (0,2267)		-0,1856 (-0,6460)	-0,2130 (-2,1486)
σ_{v1}	0,0162 (1,0534)	---	0,0125 (1,0699)	---
σ_{v0}	---	-0,3194 (-7,0083)	---	-0,4639 (-7,6404)
n° obs:	1418		112	1418
r.v.	438,92		438,92	

TABLA 3
ECUACIÓN DE DECISIÓN EN FORMA ESTRUCTURAL
 (modelos restringido y no restringido)

PROBIT ESTRUCTURAL

Var. Dep: MOV (= 1 si emigrante)

VARIABLE	MODELO 1	MODELO 2
	COEFICIENTE (Estadístico t)	COEFICIENTE (Estadístico t)
CONSTANTE	-1,1479 (-3,8167)	-0,9701 (-3,2875)
GSER	0,5089 (6,4283)	—
GSE	—	0,5360 (6,9620)
EDAD	-0,0127 (-2,1960)	-0,0279 (-4,2626)
CASADO	0,2128 (1,6736)	0,2497 (1,8975)
SEPARADO	0,6917 (1,5847)	0,8009 (1,8592)
NPER	-0,0669 (-1,6509)	-0,0516 (-1,2784)
OCUPADO	0,1521 (1,0651)	0,3533 (2,3098)
CREEMP	-4,9471 (-3,4860)	-4,8985 (-3,3810)
DESEMP	-0,2573 (-1,3639)	-0,2811 (-1,4558)
CRESAL	-0,1745 (-0,1177)	-0,1725 (-0,1145)
SALMED	0,0606 (0,2267)	-0,0209 (-0,0776)
nº obs:	1418	1418
r. v:	132,116	152,512
% pred. corr:	91,47%	91,84

Notas finales:

1. Véase, en este sentido, García-Ferrer (1979).

2. Aproximando el valor de $\ln(1 + c_i)$ por c_i .

3. Siguiendo a Robinson y Tomes (1982).

4.

$$\lambda_{1i} = \frac{\phi(A_i)}{1 - \Phi(A_i)} \quad \text{y} \quad \lambda_{0i} = - \frac{\phi(A_i)}{\Phi(A_i)}$$

5. Véase Maddala (1983), capítulo 9.

6. Esta condición se deduce directamente de las siguientes expresiones:

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

7. 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.

8. En realidad, el modelo está diseñado para estimar dos ecuaciones por cada territorio: una para los individuos que han nacido en él, pero actualmente residen en un territorio diferente (emigrantes) y otra para los nativos que siguen viviendo en el mismo territorio (no emigrantes). Por lo tanto, dado que el interés del trabajo se centra en el estudio de las migraciones interprovinciales, en condiciones ideales, se trataría de estimar 100 ecuaciones de salarios, dos por cada una de las 50 provincias españolas. Sin embargo, la muestra disponible, que abarca un período de 10 años, sólo contiene 112 emigrantes, razón por la que se ha debido optar por la agregación en dos ecuaciones, una para emigrantes y otra para no emigrantes. Esta agregación es la que modifica la interpretación de los coeficientes de las ecuaciones de salarios y hace conveniente la imposición de la restricción de igualdad mencionada en el texto.

9. En este caso, los individuos eligen la región donde van a ser más productivos que la media, abandonando regiones donde eran menos productivos que la media. Indudablemente, esto haría crecer los salarios medios de todas las regiones, pero no se puede decir si las diferencias entre ellas se acentuarán o se verán atenuadas porque, como es obvio, esto dependerá de los niveles iniciales de partida y de las tasas de crecimiento relativas.

10. Véase T. Amemiya (1988).

11. 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.

12. El hecho de utilizar sólo individuos ocupados introduce un sesgo de selección adicional en la muestra. Como acertadamente señaló un evaluador anónimo, este sesgo podría corregirse, mediante el método en dos etapas de Heckman (1979), introduciendo los términos correspondientes en las ecuaciones de salarios. Sin embargo, dado que estos términos podrían guardar correlación con los que corrigen el sesgo de autoselección entre migrantes y no migrantes, y que su introducción complicaría excesivamente la estimación del modelo, se ha optado por no realizarla.

13. 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.

14. Aunque 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 χ^2 (razón de verosimilitud) que se presenta al final de las Tablas 1 y 2 es un contraste de significatividad conjunta de todas las variables del modelo.

15. La influencia de la familia sobre la decisión de emigrar de los jóvenes puede tener dos efectos de signos contrarios. Por un lado, puede tener un efecto negativo, si la familia se comporta de forma protectora, procurando manutención y cierta seguridad al joven desempleado, lo cual puede reducir su probabilidad de emigrar para buscar un empleo. Por otro, si se considera que la migración es un proceso costoso, y que quizás esté fuera del alcance de muchos desempleados, la familia puede tener un efecto positivo en este sentido, si financia el traslado y los primeros momentos de adaptación al nuevo mercado. Por el momento no ha llegado a mi conocimiento ningún trabajo que trate de establecer empíricamente cuál es el efecto predominante en España. Sin embargo, la ECBC no ofrece información acerca del cambio de posición en la familia durante el período de referencia: no se puede saber si el emigrante cabeza de familia ya lo era cuando emigró, o si emigró como "hijo" para establecerse como cabeza de familia en otra localidad.

16. Hay que señalar que los resultados obtenidos en las ecuaciones de salarios no restringidas para los emigrantes son sensiblemente peores que los obtenidos para los no emigrantes, o para ambos grupos en el modelo restringido. Esta diferencia, sin embargo, puede achacarse al escaso número de emigrantes contenido en la muestra.

BIBLIOGRAFÍA

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 nº 9318, Servicio de Estudios del Banco de España.

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.

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.

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, nº 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.

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.

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.

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES
RELACIÓN DE DOCUMENTOS DE TRABAJO:

- Doc. 001/88 JUAN A. VAZQUEZ GARCIA.- Las intervenciones estatales en la minería del carbón.
- Doc. 002/88 CARLOS MONASTERIO ESCUDERO.- Una valoración crítica del nuevo sistema de financiación autonómica.
- Doc. 003/88 ANA ISABEL FERNANDEZ ALVAREZ; RAFAEL GARCIA RODRIGUEZ; JUAN VENTURA VICTORIA.- Análisis del crecimiento sostenible por los distintos sectores empresariales.
- Doc. 004/88 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- Una propuesta para la integración multijurisdiccional.
- Doc. 005/89 LUIS JULIO TASCÓN FERNANDEZ; JOSE MANUEL DIEZ MODINO.- La modernización del sector agrario en la provincia de León.
- Doc. 006/89 JOSE MANUEL PRADO LORENZO.- El principio de gestión continuada: Evolución e implicaciones.
- Doc. 007/89 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- El gasto público del Ayuntamiento de Oviedo (1982-88).
- Doc. 008/89 FELIX LOBO ALEU.- El gasto público en productos industriales para la salud.
- Doc. 009/89 FELIX LOBO ALEU.- La evolución de las patentes sobre medicamentos en los países desarrollados.
- Doc. 010/90 RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES.- Investigación de las preferencias del consumidor mediante análisis de conjunto.
- Doc. 011/90 ANTONIO APARICIO PEREZ.- Infracciones y sanciones en materia tributaria.
- Doc. 012/90 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; CONCEPCION GONZALEZ VEIGA.- Una aproximación metodológica al estudio de las matemáticas aplicadas a la economía.
- Doc. 013/90 EQUIPO MECO.- Medidas de desigualdad: un estudio analítico
- Doc. 014/90 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- Una estimación de las necesidades de gastos para los municipios de menor dimensión.
- Doc. 015/90 ANTONIO MARTINEZ ARIAS.- Auditoría de la información financiera.
- Doc. 016/90 MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ.- La población como variable endógena
- Doc. 017/90 JAVIER SUAREZ PANDIELLO.- La redistribución local en los países de nuestro entorno.

- Doc. 018/90 **RODOLFO GUTIERREZ PALACIOS; JOSE MARIA GARCIA BLANCO.**- "Los aspectos invisibles" del declive económico: el caso de Asturias.
- Doc. 019/90 **RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES; JUAN TRESPALACIOS GUTIERREZ.**- La política de precios en los establecimientos detallistas.
- Doc. 020/90 **CANDIDO PAÑEDA FERNANDEZ.**- La demarcación de la economía (seguida de un apéndice sobre su relación con la Estructura Económica).
- Doc. 021/90 **JOAQUIN LORENCES.**- Margen precio-coste variable medio y poder de monopolio.
- Doc. 022/90 **MANUEL LAFUENTE ROBLEDO; ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.**- El T.A.E. de las operaciones bancarias.
- Doc. 023/90 **ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.**- Amortización y coste de préstamos con hojas de cálculo.
- Doc. 024/90 **LUIS JULIO TASCÓN FERNANDEZ; JEAN-MARC BUIGUES.**- Un ejemplo de política municipal: precios y salarios en la ciudad de León (1613-1813).
- Doc. 025/90 **MYRIAM GARCIA OLALLA.**- Utilidad de la teorías de las opciones para la administración financiera de la empresa.
- Doc. 026/91 **JOAQUIN GARCIA MURCIA.**- Novedades de la legislación laboral (octubre 1990 - enero 1991)
- Doc. 027/91 **CANDIDO PAÑEDA.**- Agricultura familiar y mantenimiento del empleo: el caso de Asturias.
- Doc. 028/91 **PILAR SAENZ DE JUBERA.**- La fiscalidad de planes y fondos de pensiones.
- Doc. 029/91 **ESTEBAN FERNANDEZ SANCHEZ.**- La cooperación empresarial: concepto y tipología (*)
- Doc. 030/91 **JOAQUIN LORENCES.**- Características de la población parada en el mercado de trabajo asturiano.
- Doc. 031/91 **JOAQUIN LORENCES.**- Características de la población activa en Asturias.
- Doc. 032/91 **CARMEN BENAVIDES GONZALEZ.**- Política económica regional
- Doc. 033/91 **BENITO ARRUÑADA SANCHEZ.**- La conversión coactiva de acciones comunes en acciones sin voto para lograr el control de las sociedades anónimas: De cómo la ingenuidad legal prefigura el fraude.
- Doc. 034/91 **BENITO ARRUÑADA SANCHEZ.**- Restricciones institucionales y posibilidades estratégicas.
- Doc. 035/91 **NURIA BOSCH; JAVIER SUAREZ PANDIELLO.**- Seven Hypotheses About Public Choice and Local Spending. (A test for Spanish municipalities).

- Doc. 036/91 **CARMEN FERNANDEZ CUERVO; LUIS JULIO TASCON FERNANDEZ.**- De una olvidada revisión crítica sobre algunas fuentes histórico-económicas: las ordenanzas de la gobernación de la cabrera.
- Doc. 037/91 **ANA JESUS LOPEZ; RIGOBERTO PEREZ SUAREZ.**- Indicadores de desigualdad y pobreza. Nuevas alternativas.
- Doc. 038/91 **JUAN A. VAZQUEZ GARCIA; MANUEL HERNANDEZ MUÑIZ.**- La industria asturiana: ¿Podemos pasar la página del declive?.
- Doc. 039/92 **INES RUBIN FERNANDEZ.**- La Contabilidad de la Empresa y la Contabilidad Nacional.
- Doc. 040/92 **ESTEBAN GARCIA CANAL.**- La Cooperación interempresarial en España: Características de los acuerdos de cooperación suscritos entre 1986 y 1989.
- Doc. 041/92 **ESTEBAN GARCIA CANAL.**- Tendencias empíricas en la conclusión de acuerdos de cooperación.
- Doc. 042/92 **JOAQUIN GARCIA MURCIA.**- Novedades en la Legislación Laboral.
- Doc. 043/92 **RODOLFO VAZQUEZ CASIELLES.**- El comportamiento del consumidor y la estrategia de distribución comercial: Una aplicación empírica al mercado de Asturias.
- Doc. 044/92 **CAMILO JOSE VAZQUEZ ORDAS.**- Un marco teórico para el estudio de las fusiones empresariales.
- Doc. 045/92 **CAMILO JOSE VAZQUEZ ORDAS.**- Creación de valor en las fusiones empresariales a través de un mayor poder de mercado.
- Doc. 046/92 **ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.**- Influencia relativa de la evolución demográfica en el futuro aumento del gasto en pensiones de jubilación.
- Doc. 047/92 **ISIDRO SANCHEZ ALVAREZ.**- Aspectos demográficos del sistema de pensiones de jubilación español.
- Doc. 048/92 **SUSANA LOPEZ ARES.**- Marketing telefónico: concepto y aplicaciones.
- Doc. 049/92 **CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.**- Las influencias familiares en el desempleo juvenil.
- Doc. 050/92 **CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.**- La adquisición de capital humano: un modelo teórico y su contrastación.
- Doc. 051/92 **MARTA IBAÑEZ PASCUAL.**- El origen social y la inserción laboral.
- Doc. 052/92 **JUAN TRESPALACIOS GUTIERREZ.**- Estudio del sector comercial en la ciudad de Oviedo.

- Doc. 053/92 **JULITA GARCIA DIEZ.**- Auditoría de cuentas: su regulación en la CEE y en España. Una evidencia de su importancia.
- Doc. 054/92 **SUSANA MENENDEZ REQUEJO.**- El riesgo de los sectores empresariales españoles: rendimiento requerido por los inversores.
- Doc. 055/92 **CARMEN BENAVIDES GONZALEZ.**- Una valoración económica de la obtención de productos derivados del petróleo a partir del carbón
- Doc. 056/92 **IGNACIO ALFREDO RODRIGUEZ-DEL BOSQUE RODRIGUEZ.**- Consecuencias sobre el consumidor de las actuaciones bancarias ante el nuevo entorno competitivo.
- Doc. 057/92 **LAURA CABIEDES MIRAGAYA.**- Relación entre la teoría del comercio internacional y los estudios de organización industrial.
- Doc. 058/92 **JOSE LUIS GARCIA SUAREZ.**- Los principios contables en un entorno de regulación.
- Doc. 059/92 **Mª JESUS RIO FERNANDEZ; RIGOBERTO PEREZ SUAREZ.**- Cuantificación de la concentración industrial: un enfoque analítico.
- Doc. 060/94 **Mª JOSE FERNANDEZ ANTUÑA.**- Regulación y política comunitaria en materia de transportes.
- Doc. 061/94 **CESAR RODRIGUEZ GUTIERREZ.**- Factores determinantes de la afiliación sindical en España.
- Doc. 062/94 **VICTOR FERNANDEZ BLANCO.**- Determinantes de la localización de las empresas industriales en España: nuevos resultados.
- Doc. 063/94 **ESTEBAN GARCIA CANAL.**- La crisis de la estructura multidivisional.
- Doc. 064/94 **MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ.**- Metodología de la investigación econométrica.
- Doc. 065/94 **MONTSERRAT DIAZ FERNANDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ.**- Análisis Cualitativo de la fecundidad y participación femenina en el mercado de trabajo.
- Doc. 066/94 **JOAQUIN GARCIA MURCIA.**- La supervisión colectiva de los actos de contratación: la Ley 2/1991 de información a los representantes de los trabajadores.
- Doc. 067/94 **JOSE LUIS GARCIA LAPRESTA; Mª VICTORIA RODRIGUEZ URIA.**- Coherencia en preferencias difusas.
- Doc. 068/94 **VICTOR FERNANDEZ; JOAQUIN LORENCES; CESAR RODRIGUEZ.**- Diferencias interterritoriales de salarios y negociación colectiva en España.

- Doc. 069/94 **M^a DEL MAR ARENAS PARRA; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.**- Programación clásica y teoría del consumidor.
- Doc. 070/94 **M^a DE LOS ÁNGELES MENÉNDEZ DE LA UZ; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.**- Tantos efectivos en los empréstitos.
- Doc. 071/94 **AMELIA BILBAO TEROL; CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.**- Matrices especiales. Aplicaciones económicas.
- Doc. 072/94 **RODOLFO GUTIÉRREZ.**- La representación sindical: Resultados electorales y actitudes hacia los sindicatos.
- Doc. 073/94 **VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.**- Economías de aglomeración y localización de las empresas industriales en España.
- Doc. 074/94 **JOAQUÍN LORENCES RODRÍGUEZ; FLORENTINO FELGUEROSO FERNÁNDEZ.**- Salarios pactados en los convenios provinciales y salarios percibidos.
- Doc. 075/94 **ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ; CAMILO JOSÉ VÁZQUEZ ORDÁS.**- La internacionalización de la empresa.
- Doc. 076/94 **SANTIAGO R. MARTÍNEZ ARGÜELLES.**- Análisis de los efectos regionales de la terciarización de ramas industriales a través de tablas input-output. El caso de la economía asturiana.
- Doc. 077/94 **VÍCTOR IGLESIAS ARGÜELLES.**- Tipos de variables y metodología a emplear en la identificación de los grupos estratégicos. Una aplicación empírica al sector detallista en Asturias.
- Doc. 078/94 **MARTA IBÁÑEZ PASCUAL; F. JAVIER MATO DÍAZ.**- La formación no reglada a examen. Hacia un perfil de sus usuarios.
- Doc. 079/94 **IGNACIO A. RODRÍGUEZ-DEL BOSQUE RODRÍGUEZ.**- Planificación y organización de la fuerza de ventas de la empresa.
- Doc. 080/94 **FRANCISCO GONZÁLEZ RODRÍGUEZ.**- La reacción del precio de las acciones ante anuncios de cambios en los dividendos.
- Doc. 081/94 **SUSANA MENÉNDEZ REQUEJO.**- Relaciones de dependencia de las decisiones de inversión, financiación y dividendos.
- Doc. 082/95 **MONTSERRAT DÍAZ FERNÁNDEZ; EMILIO COSTA REPARAZ; M^a del MAR LLORENTE MARRÓN.**- Una aproximación empírica al comportamiento de los precios de la vivienda en España.

- Doc. 083/95 **Mª CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA; Mª VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.**- Matrices semipositivas y análisis interindustrial. Aplicaciones al estudio del modelo de Sraffa-Leontief.
- Doc. 084/95 **ESTEBAN GARCÍA CANAL.**- La forma contractual en las alianzas domésticas e internacionales.
- Doc. 085/95 **MARGARITA ARGÜELLES VÉLEZ; CARMEN BENAVIDES GONZÁLEZ.**- La incidencia de la política de la competencia comunitaria sobre la cohesión económica y social.
- Doc. 086/95 **VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.**- La demanda de cine en España. 1963-1992.
- Doc. 087/95 **JUAN PRIETO RODRÍGUEZ.**- Discriminación salarial de la mujer y movilidad laboral.
- Doc. 088/95 **Mª CONCEPCIÓN GONZÁLEZ VEIGA.**- La teoría del caos. Nuevas perspectivas en la modelización económica.
- Doc. 089/95 **SUSANA LÓPEZ ARES.**- Simulación de fenómenos de espera de capacidad limitada con llegadas y número de servidores dependientes del tiempo con hoja de cálculo.
- Doc. 090/95 **JAVIER MATO DÍAZ.**- ¿Existe sobrecualificación en España?. Algunas variables explicativas.
- Doc. 091/95 **Mª JOSÉ SANZO PÉREZ.**- Estrategia de distribución para productos y mercados industriales.
- Doc. 092/95 **JOSÉ BAÑOS PINO; VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.**- Demanda de cine en España: Un análisis de cointegración.
- Doc. 093/95 **Mª LETICIA SANTOS VIJANDE.**- La política de marketing en las empresas de alta tecnología.
- Doc. 094/95 **RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; IGNACIO RODRÍGUEZ-DEL BOSQUE; AGUSTÍN RUÍZ VEGA.**- Expectativas y percepciones del consumidor sobre la calidad del servicio. Grupos estratégicos y segmentos del mercado para la distribución comercial minorista.
- Doc. 095/95 **ANA ISABEL FERNÁNDEZ; SILVIA GÓMEZ ANSÓN.**- La adopción de acuerdos estatutarios antiadquisición. Evidencia en el mercado de capitales español.
- Doc. 096/95 **ÓSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.**- Partidos, electores y elecciones locales en Asturias. Un análisis del proceso electoral del 28 de Mayo.
- Doc. 097/95 **ANA Mª DÍAZ MARTÍN.**- Calidad percibida de los servicios turísticos en el ámbito rural.
- Doc. 098/95 **MANUEL HERNÁNDEZ MUÑIZ; JAVIER MATO DÍAZ; JAVIER BLANCO GONZÁLEZ.**- Evaluating the impact of the European Regional Development Fund: methodology and results in Asturias (1989-1993).

- Doc. 099/96 **JUAN PRIETO; M^a JOSÉ SUÁREZ.** - ¿De tal palo tal astilla?: Influencia de las características familiares sobre la ocupación.
- Doc. 100/96 **JULITA GARCÍA DÍEZ; RACHEL JUSSARA VIANNA.** - Estudio comparativo de los principios contables en Brasil y en España.
- Doc. 101/96 **FRANCISCO J. DE LA BALLINA BALLINA.** - Desarrollo de campañas de promoción de ventas.
- Doc. 102/96 **ÓSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.** - Una explicación de la ausencia de la Democracia Cristiana en España.
- Doc. 103/96 **CÁNDIDO PAÑEDA FERNÁNDEZ.** - Estrategias para el desarrollo de Asturias.
- Doc. 104/96 **SARA M^a ALONSO; BLANCA PÉREZ GLADISH; M^a VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA.** - Problemas de control óptimo con restricciones: Aplicaciones económicas.
- Doc. 105/96 **ANTONIO ÁLVAREZ PINILLA; MANUEL MENÉNDEZ MENÉNDEZ; RAFAEL ÁLVAREZ CUESTA.** - Eficiencia de las Cajas de Ahorro españolas. Resultados de una función de beneficio.
- Doc. 106/96 **FLORENTINO FELGUEROSO.** - Industrywide Collective Bargaining, Wages Gains and Black Labour Market in Spain.
- Doc. 107/96 **JUAN VENTURA.** - La competencia gestionada en sanidad: Un enfoque contractual
- Doc. 108/96 **MARÍA VICTORIA RODRÍGUEZ URÍA; ELENA CONSUELO HERNÁNDEZ.** - Elección social. Teorema de Arrow.
- Doc. 109/96 **SANTIAGO ÁLVAREZ GARCÍA.** - Grupos de interés y corrupción política: La búsqueda de rentas en el sector público.
- Doc. 110/96 **ANA M^a GUILLÉN.** - La política de previsión social española en el marco de la Unión Europea.
- Doc. 111/96 **VÍCTOR MANUEL GONZÁLEZ MÉNDEZ.** - La valoración por el mercado de capitales español de la financiación bancaria y de las emisiones de obligaciones.
- Doc. 112/96 **DRA. MARIA VICTORIA RODRIGUEZ URÍA; D. MIGUEL A. LÓPEZ FERNÁNDEZ; D^{ña}. BLANCA M^a PEREZ GLADISH.** - Aplicaciones económicas del Control Óptimo. El problema de la maximización de la utilidad individual del consumo. El problema del mantenimiento y momento de venta de una máquina.
- Doc. 113/96 **OSCAR RODRÍGUEZ BUZNEGO.** - Elecciones autonómicas, sistemas de partidos y Gobierno en Asturias.
- Doc. 114/96 **RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; ANA M^a DÍAZ MARTÍN.** El conocimiento de las expectativas de los clientes: una pieza clave de la calidad de servicio en el

turismo.

- Doc. 115/96 **JULIO TASCÓN.** - El modelo de industrialización pesada en España durante el período de entreguerras. -
- Doc. 116/96 **ESTEBAN FERNÁNDEZ SÁNCHEZ; JOSÉ M. MONTES PEÓN; CAMILO J. VÁZQUEZ ORDÁS.** - Sobre la importancia de los factores determinantes del beneficio: Análisis de las diferencias de resultados inter e intraindustriales.
- Doc. 117/96 **AGUSTÍN RUÍZ VEGA; VÍCTOR IGLESIAS ARGÜELLES.** - Elección de Establecimientos detallistas y conducta de compra de productos de gran consumo. Una aplicación empírica mediante modelos logit.
- Doc. 118/96 **VÍCTOR FERNÁNDEZ BLANCO.** - Diferencias entre la asistencia al cine nacional y extranjero en España.
- Doc. 119/96 **RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES; IGNACIO A. RODRÍGUEZ DEL BOSQUE; ANA M^a DÍAZ MARTÍN.** - Estructura multidimensional de la calidad de servicio en cadenas de supermercados: desarrollo y validación de la escala calsuper.
- Doc. 120/96 **ANA BELÉN DEL RÍO LANZA.** - Elementos de medición de marca desde un enfoque de marketing.
- Doc. 121/97 **JULITA GARCÍA DÍEZ; CRISTIAN MIAZZO.** - Análisis Comparativo de la Información contable empresarial en Argentina y España.
- Doc. 122/97 **M^a MAR LLORENTE MARRÓN; D. EMILIO COSTA REPARAZ; M^a MONTSERRAT DIAZ FERNÁNDEZ.** - El Marco teórico de la nueva economía de la familia. Principales aportaciones.
- Doc. 123/97 **SANTIAGO ALVAREZ GARCÍA.** - El Estado del bienestar. Orígenes, Desarrollo y situación actual.
- Doc. 124/97 **CONSUELO ABELLÁN COLODRÓN.** - La Ganancia salarial esperada como determinante de la decisión individual de emigrar.
- Doc. 125/97 **ESTHER LAFUENTE ROBLEDO.** - La acreditación hospitalaria: Marco teórico general.
- Doc. 126/97 **JOSE ANTONIO GARAY GONZÁLEZ.** - Problemática contable del reconocimiento del resultado en la empresa constructora.
- Doc. 127/97 **ESTEBAN FERNÁNDEZ; JOSE M. MONTES; GUILLERMO PÉREZ-BUSTAMANTE; CAMILO VÁZQUEZ.** - Barreras a la imitación de la tecnología.

- Doc. 128/97 **VICTOR IGLESIAS ARGÜELLES; JUAN A. TRESPALACIOS GUTIERREZ; RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES.** - Los resultados alcanzados por las empresas en las relaciones en los canales de distribución.
- Doc. 129/97 **LETICIA SANTOS VIJANDE; RODOLFO VÁZQUEZ CASIELLES.** - La innovación en las empresas de alta tecnología: Factores condicionantes del resultado comercial.
- Doc. 130/97 **RODOLFO GUTIÉRREZ.** - Individualism and collectivism in human resource practices: evidence from three case studies.
- Doc. 131/97 **VICTOR FERNÁNDEZ BLANCO; JUAN PRIETO RODRÍGUEZ.** - Decisiones individuales y consumo de bienes culturales en España.