

Estudios de Economía Aplicada  
Nº 14, 2000. Págs. 117-136

# Actividad y desempleo femenino: un modelo bivalente

OSORNO DEL ROSAL, M<sup>a</sup> P.  
NAVARRO IBÁÑEZ, M.  
*Departamento de Análisis Económico  
Universidad La Laguna (Tenerife)*

Esta versión incluye todas las correcciones sugeridas por el evaluador, las cuales nos han parecido oportunas y por las que le quedamos muy agradecidos.

## RESUMEN

En este trabajo se propone a nivel teórico y econométrico un modelo que permite analizar simultáneamente las variables que influyen en la decisión de una mujer de incorporarse al mercado de trabajo y en sus posibilidades de disponer de un empleo. El modelo consta de dos ecuaciones, una de actividad y otra de ocupación, cuyas perturbaciones aleatorias están correlacionadas, por lo que para estimarlo se hace necesario utilizar una técnica bivalente. Los resultados obtenidos en la aplicación empírica indican que las mujeres jóvenes, solteras, con estudios superiores y experiencia y que no disponen de ingresos no salariales son las que tienen más posibilidades de ser activas. En relación a la ocupación, del examen de la muestra utilizada se extrae que los empresarios prefieren contratar a mujeres solteras, con estudios y experiencia y que no hubieran sido despedidas de su último empleo.

*Palabras clave:* Desempleo, actividad, situación laboral femenina, modelo bivalente.

## ABSTRACT

This paper proposes a theoretical and econometric model that permits the simultaneous analysis of the variables that influence the decision of women to seek a job and the possibilities of them finding one. This model has two equations, one about the decision to be active and the other about the employer's decision to hire. The random disturbances of both equations are correlated, so a bivariate technique must be used for estimation. The results obtained from random application show that young, unmarried women with a college education, and job experience, and those who do not have a non-salary income are the most likely to seek employment. In relation to employment, the study of the sample used indicates that

employers would rather hire college educated and job experienced unmarried women who were not fired from their last job.

*Key words:* Unemployment, activity, women´s labor situation, bivariate model.

**Código UNESCO:** 5307.10v

Artículo recibido el 20 de marzo de 1999. Aceptado en septiembre de 1999.

## 1. Introducción

En el proceso de incorporación de los individuos al ámbito laboral se pueden distinguir, al menos, tres decisiones. En primer lugar, cada persona debe comparar la utilidad que le supone ser activa con la que alcanza si permanece fuera del mercado de trabajo. Si prefiere no trabajar, será considerada como inactiva, mientras que si decide trabajar, puede recibir o no una oferta de empleo. Aunque cada individuo puede influir con sus propias acciones en la probabilidad de recibir una propuesta laboral, según los recursos monetarios y temporales que dedique a la actividad de búsqueda, esta decisión corresponde básicamente a los empresarios, que son quienes finalmente van a escoger a un trabajador concreto para integrarlo en su plantilla. Si el individuo no recibe ninguna propuesta laboral, puede clasificarse como desempleado involuntario. Si le hacen una oferta, entonces debe decidir si la acepta o no: si lo hace estará ocupado, mientras que si la rechaza estará desempleado voluntariamente.

La presencia de restricciones en el mercado de trabajo hace necesario efectuar planteamientos teóricos y econométricos que las consideren de manera explícita. En este sentido, un elemento central de esta investigación es la especificación de un modelo que compatibilice la hipótesis neoclásica de actividad laboral con la idea del desempleo involuntario. Dicho modelo se ha estimado utilizando información exclusivamente femenina, ya que a pesar del acercamiento progresivo de las españolas al mercado de trabajo, el nivel de participación laboral femenina en nuestro país continúa estando por debajo de la media de los demás países desarrollados; además, el desempleo femenino en España es muy superior al masculino. Por tanto, es lógico preguntarse, y así se hace en este estudio, cuáles son las características de las mujeres que son activas y, dentro de este colectivo, qué peculiaridades son las que elevan su probabilidad de estar ocupadas. La respuesta a estos interrogantes, obtenida utilizando una técnica bivariante, constituye el objetivo principal de la investigación realizada.

No obstante, para simplificar tanto el planteamiento teórico del modelo como su estimación empírica, se ha supuesto que todo el desempleo es involuntario. En realidad, en diversas ocasiones se ha comprobado que los desempleados no suelen rechazar las ofertas de trabajo que reciben; la probabilidad de que un desempleado acepte un empleo parece ser prácticamente igual a uno y los empresarios suelen necesitar realizar una única propuesta para cubrir una vacante [Jackman (1985); Barron *et al.* (1985)]. De hecho, hay investigadores que defienden que el tiempo que

tarda en cubrirse una vacante debe ser interpretado como un período de selección por parte de las empresas [Reder (1969); Roper (1988); Van Ours y Ridder (1992)], y no como un período de búsqueda por parte de los candidatos.

El contenido del resto del trabajo se estructura como sigue: en primer lugar, se presenta el modelo teórico y su especificación econométrica (sección 2); a continuación en la sección 3 se muestran los resultados obtenidos, para acabar en la sección 4 destacando las conclusiones más importantes que se derivan del análisis efectuado.

## 2. Modelo teórico y especificación econométrica

La decisión de participación laboral de los consumidores se fundamenta en la comparación del salario de mercado,  $W$ , y el salario de reserva,  $W_R$ , de manera que un individuo formará parte de la población activa si el primero es mayor que el segundo. El salario de reserva de cualquier persona depende de algunas de sus características observables,  $A$ , de su renta no salarial,  $Y$ , y de ciertos aspectos inobservables,  $v$ . Si para facilitar la exposición y la estimación del modelo, y tal como suele hacerse en la literatura,  $W_R$  se expresa como una función lineal de las variables anteriores:

$$W_R = \mathbf{g}_y Y + \mathbf{g}_a A + \mathbf{g}_u \mathbf{u} \quad [1]$$

entonces, la probabilidad de que una persona desee trabajar puede escribirse como:

$$\Pr[W - W_R = W - (\gamma_y Y + \gamma_a A + \gamma_v v) > 0] = \Pr[Y_1^* = \beta_1' X_1 + \varepsilon_1 > 0] \quad [2]$$

donde  $X_1$  es el conjunto de variables observables mencionadas,  $\mathbf{b}'_1$  el vector de parámetros a estimar y  $\varepsilon_1$  un término aleatorio de error a través del cual se recoge la influencia en el modelo de las características inobservables del consumidor.

De cualquier modo, aunque una mujer haya resuelto el problema anterior, y haya optado por la actividad laboral, esto no significa que el investigador la observe trabajando, ya que puede estar desempleada. La hipótesis de involuntariedad del desempleo en la que se basa esta investigación sugiere que, a la hora de analizar la probabilidad de que un individuo esté ocupado, deben considerarse todos aquellos factores que puedan influir en el hecho de que algún empresario decida tenerlo empleado; es decir, todas aquellas variables que incidan tanto en la probabilidad de que opte por contratarlo para ocupar una vacante como en la decisión de despedirlo o de mantenerlo en su plantilla.

Parece lógico afirmar que los empresarios desean tener en su plantilla a los trabajadores más productivos. La productividad de los individuos no es observable directamente, pero puede aproximarse a nivel empírico por medio de variables como su educación formal,  $F$ , o su experiencia,  $E$ , aunque también pueden jugar un papel importante otros factores, como la edad o el estado civil, incluidos en el vector de variables observables,  $X_L$ . Por tanto, se puede suponer que los empresarios son capaces de evaluar las aptitudes laborales de las personas,  $L$ , por medio de  $X_L$  y de algunos aspectos inobservables para el investigador,  $\varepsilon_L$ :

$$L = \mathbf{b}_f F + \mathbf{b}_e E + \mathbf{b}_l X_L + \mathbf{b}_\varepsilon \varepsilon_L \quad [3]$$

Para transformar la ecuación [3.] en una regla de selección debe tenerse en cuenta, tal como proponen autores como Van Ours y Ridder (1.992), que los empresarios establecen un nivel mínimo de capacidades necesarias para ocupar un puesto de trabajo,  $C$ . Dicho mínimo dependerá, en un sentido amplio, tanto de sus necesidades de mano de obra como de la capacidad laboral de otras personas que también deseen trabajar.

Por una parte, en las etapas recesivas, en las que la demanda de bienes de consumo (y su precio) disminuye, las exigencias de productividad de los empresarios deben crecer, sobre todo si se tienen en cuenta las dificultades a las que se suelen enfrentar para recortar las retribuciones de sus empleados. Por otra, parece lógico suponer que cuanto mayor sea el número de competidores potenciales por un puesto de trabajo tanto mayor será también el nivel de exigencia de los empresarios, ya que es más probable que entre los individuos que opten al empleo haya algunos muy cualificados. Esta idea está en consonancia con la conclusión que alcanzaron Barron et al. (1.985), quienes afirmaron que cuanto mayor fuera el número de candidatos disponibles para cubrir una vacante tanto menor sería el coste que supone contactar con una persona más, por lo que el empresario sería más selectivo a la hora de ofrecer el empleo a un individuo concreto.

Los dos aspectos mencionados, volumen de demanda de trabajo y número de competidores, pueden ser aproximados empíricamente por medio de variables que midan el nivel de desempleo de la comunidad autónoma de residencia y/o utilizando variables ficticias que indiquen la rama de actividad o la categoría profesional del individuo, ya que el estado general de la economía no afecta a todos los sectores ni ocupaciones por igual.

Si se incluyen las variables mencionadas en el vector  $X_C$ , y se tiene en cuenta que también existen aspectos inobservables para el investigador que pueden incidir en el nivel de exigencia de los empresarios, y que pueden ser recogidos mediante el término  $\varepsilon_C$ , puede escribirse:

$$C = \beta_c X_C + \beta_{\varepsilon c} \varepsilon_C \quad [4]$$

A partir de las expresiones [3.] y [4.] es posible determinar la probabilidad de que un individuo esté ocupado en un momento concreto del tiempo, ya que cabe suponer que un empresario sólo contratará a un trabajador o lo mantendrá en plantilla si su valoración de sus aptitudes laborales supera el mínimo necesario; es decir, si  $L > C$ . Por tanto, la probabilidad de ocupación de una persona puede definirse como:

$$\begin{aligned} \Pr[L - C = \beta_r F + \beta_e E + \beta_l X_L - \beta_c X_C + (\beta_{\varepsilon_l} \varepsilon_L - \beta_{\varepsilon_c} \varepsilon_C) > 0] = \\ = \Pr[Y_2^* = \beta'_2 X_2 + \varepsilon_2 > 0] \end{aligned} \quad [5]$$

donde  $X_2$  representa las variables observables,  $\beta'_2$  es el vector de parámetros a estimar y  $\varepsilon_2$  es la perturbación aleatoria.

Las relaciones anteriores pueden presentarse de un modo más resumido mediante un modelo con dos componentes:

$$Y_1^* = \beta'_1 X_1 + \varepsilon_1 \quad [6]$$

$$Y_2^* = \beta'_2 X_2 + \varepsilon_2 \quad [7]$$

siendo la primera ecuación la que describe la decisión de actividad de los consumidores y la segunda la que refleja su situación de ocupación o desempleo.

Si se supone que las perturbaciones  $\varepsilon_1$  y  $\varepsilon_2$  siguen distribuciones normales estándar independientes, los vectores de parámetros  $\beta'_1$  y  $\beta'_2$  pueden estimarse de un modo consistente y eficiente por separado mediante dos probits univariantes. Sin embargo, igual que hay elementos comunes entre los regresores observables de ambas ecuaciones, cabe pensar que los elementos inobservables que afectan a la decisión de actividad de los individuos y los que influyen en su probabilidad de estar ocupados pueden estar correlacionados. Si esto es así, los parámetros de la ecuación de ocupación estarían sesgados. Este sesgo se debería a que dicha ecuación tiene que estimarse a partir de una muestra censurada, eliminando del análisis a las mujeres inactivas, dado el carácter habitualmente secuencial del proceso de incorporación de los individuos al mercado de trabajo<sup>1</sup>.

Como la variable dependiente de la ecuación de ocupación es de naturaleza discreta, el procedimiento de corrección del sesgo utilizado más habitualmente, propuesto por Heckman (1979), no es aplicable, por lo que la solución más apropiada es estimar conjuntamente ambas ecuaciones. Esto significa que la función de verosimilitud correspondiente al modelo planteado para una muestra de  $N$  individuos, expresada en logaritmos, es de la forma:

---

1. El modelo se considera secuencial debido a que no es demasiado habitual que los individuos pasen directamente de la inactividad a la ocupación, sino que normalmente cada persona decide primero si quiere trabajar o no y posteriormente, tras un periodo más o menos largo de desempleo, logra un puesto de trabajo.

$$\begin{aligned} \text{LnL}(\beta_1, \beta_2, \rho) = & \sum_i^N (Y_{1i} Y_{2i} \ln \Phi_{12}(\beta_1 X_{1i}, \beta_2 X_{2i}, \rho) \\ & + Y_{1i} (1 - Y_{2i}) \ln [\Phi(\beta_1 X_{1i}) - \Phi_{12}(\beta_1 X_{1i}, \beta_2 X_{2i}, \rho)] \\ & + (1 - Y_{1i}) \ln \Phi(-\beta_1 X_{1i})) \end{aligned} \quad [8]$$

donde  $\Phi$  representa la función de distribución de una variable aleatoria normal estandar y  $\Phi_{12}$  la de una normal bivalente. Esta función de verosimilitud coincide con la que Meng y Schmidt (1.985) propusieron para estimar lo que ellos llamaron un probit bivalente censurado o con observabilidad parcial.

### 3. Especificación empírica y resultados

La información en la que se ha basado el análisis empírico corresponde a una muestra de 9.955 mujeres de edades comprendidas entre los 25 y los 55 años que declararon no padecer alguna incapacidad que les impedía trabajar. Dicha muestra procede de la Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo en España (ECVT), realizada a finales de 1.985 en todas las Comunidades Autónomas. La definición de las diferentes variables utilizadas aparece en la tabla 1.

**Tabla 1. Definición de las variables**

For1	Vale 1 si tiene menos de estudios primarios
For2	Vale 1 si finalizó los estudios primarios
For3	Vale 1 si terminó BUP o COU
For4	Vale 1 si terminó Formación Profesional
For5	Vale 1 si posee estudios universitarios
Ec1	Vale 1 si es soltera
Ec2	Vale 1 si está casada
Ec3	Vale 1 si es viuda o está separada o divorciada
Ed2529	Vale 1 si tiene entre 25 y 29 años
Ed3034	Vale 1 si tiene entre 30 y 34 años
Ed3539	Vale 1 si tiene entre 35 y 39 años
Ed4044	Vale 1 si tiene entre 40 y 44 años
Ed4550	Vale 1 si tiene entre 45 y 49 años
Ed5055	Vale 1 si tiene entre 50 y 55 años
Ing0	Vale 1 si el hogar no cuenta con ingresos adicionales
Ing1	Vale 1 si la renta familiar es menor a 25.000 ptas.

**Tabla 1. Definición de las variables (cont.)**

Ing2	Vale 1 si la renta familiar oscila entre 25.000 y 50.000 ptas.
Ing3	Vale 1 si la renta familiar oscila entre 50.000 y 75.000 ptas.
Ing4	Vale 1 si la renta familiar es superior a 75.000 ptas.
Despe	Vale 1 si fue despedida del último empleo
Ca1	Vale 1 si es empresario o director de una explotación agraria
Ca2	Vale 1 si es otro tipo de trabajador agrario
Ca3	Vale 1 si es empr. o alto directivo no agrario o profesional liberal
Ca4	Vale 1 si es empleado intermedio no agrario
Ca5	Vale 1 si es otro tipo de empleado no agrario
Ca6	Vale 1 si es capataz u obrero especializado
Ca7	Vale 1 si es un obrero no cualificado
Ca8	Vale 1 para el resto de trabajadores de los servicios
Canc	Vale 1 si se desconoce su categoría profesional
Ra1	Vale 1 si trabaja en el sector primario
Ra2	Vale 1 si trabaja en la industria o la construcción
Ra3	Vale 1 si trabaja en comercio, hostelería, transporte o comunic.
Ra4	Vale 1 si trabaja en seguros, finanzas, Adm. Púb., educ. o invest.
Ra5	Vale 1 si trabaja en servicios personales, domésticos u otros
Ranc	Vale 1 si se desconoce la rama de actividad
Tenu1	Vale 1 si la antigüedad en el empleo oscila entre 6 meses y 1 año
Tenu2	Vale 1 si la antigüedad en el empleo oscila entre 1 y 2 años
Tenu3	Vale 1 si la antigüedad en el empleo oscila entre 2 y 5 años
Tenu4	Vale 1 si la antigüedad en el empleo es superior a 5 años
Tenunc	Vale 1 si se desconoce la antigüedad en el empleo
Anoexp	Años de experiencia laboral
Anoexp2	Años de experiencia laboral al cuadrado
Logwim	Salario (imputado para las no trabajadoras) en logaritmos
Paro	Nivel de desempleo de la comunidad autónoma de referencia

### 3.1. Ecuación de salarios

Antes de mostrar los resultados obtenidos con el modelo bivariante es necesario señalar que uno de los regresores que deben aparecer en la ecuación de actividad es

el salario. La dificultad fundamental que ello entraña es la construcción de un indicador del salario potencial para aquellas mujeres que no realizan un trabajo remunerado.

Una posible solución al problema consiste en estimar una función salarial ( $W = \beta X_w + \varepsilon_w$ ) con la submuestra de las mujeres que trabajan y luego aplicar las estimaciones resultantes a la totalidad de la muestra. Sin embargo, este método introduce un sesgo en la estimación de los coeficientes similar al descrito en relación a la ecuación de ocupación. Para evitar este problema, se optó por aplicar máxima verosimilitud para estimar una ecuación de salarios junto a una ecuación de participación laboral<sup>2</sup>.

La parte de la función de verosimilitud a maximizar - expresada en logaritmos - correspondiente a los individuos que no trabajan es de la forma (Greene, 1991a):

$$\ln L = \ln \Phi(-\alpha X_p) \quad [9.]$$

mientras que para los trabajadores, puede escribirse:

$$\begin{aligned} \ln L = & -\frac{1}{2} \ln 2\pi - \ln \sigma_w - \frac{1}{2} [(W - \beta X_w) / \sigma_w]^2 + \\ & + \ln \Phi[\alpha X_p + (\rho_1 / \sigma_w)(W - \beta X_w) / (1 - \rho_1^2)^{1/2}] \end{aligned} \quad [10.]$$

donde  $X_p$  son las variables incluidas en la ecuación de participación laboral,  $\rho_1$  es la correlación entre las perturbaciones aleatorias de dicha ecuación y la función salarial y  $\sigma_w$  es la desviación típica del término de error de esta última<sup>3</sup>.

La especificación empírica de la ecuación salarial está basada en la teoría del capital humano, por lo que se han incluido como regresores la educación del individuo, su edad, su edad al cuadrado y la antigüedad en el empleo, además de un conjunto de variables ficticias que indican la comunidad autónoma en la que reside la mujer. Los valores de los parámetros obtenidos se muestran en la tabla 2.

2. Esta ecuación de participación laboral es distinta a la de actividad, ya que en ella la variable dependiente toma el valor 1 únicamente si la mujer trabaja.

3. El algoritmo empleado por el programa LIMDEP para las iteraciones es el de Davidon/Fletcher/Powell (DFP) y el estimador de la matriz de varianzas es el de Berndt et al. (Greene, 1991a).

**Tabla 2. Ecuaciones de participación y salarios**

<i>Ecuación de participación</i>			<i>Ecuación de salarios</i>		
<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>
Constante	-0,8216	-6,248	Constante	10,7790	31,563
For1	-1,4747	-25,077	For1	-1,0348	-21,770
For2	-1,1775	-22,077	For2	-0,7803	-19,142
For3	-0,4762	-6,549	For3	-0,3157	-5,580
For4	-0,5787	-6,913	For4	-0,4347	-7,070
Ed2529	0,0645	0,643	Edad	0,0387	2,107
Ed3034	0,2672	2,678	Edad2	-0,0005	-2,255
Ed3539	0,2139	2,114	Tenu1	-0,5030	-13,560
Ed4044	0,2386	2,346	Tenu2	-0,4412	-8,240
Ed4549	0,0923	0,907	Tenu3	-0,2551	-6,882
Ec1h	-0,0440	-0,272	Tenunc	-0,4448	-9,777
Ec1sh	0,3911	7,768	Sigma	0,6365	51,820
Ec2sh	0,2300	3,405	*1	-0,1518	-3,815
Ec3h	0,2799	3,747			
Ec3sh	-0,1781	-0,501			
Ing0	2,6753	26,785			
Ing1	1,5486	30,261			
Ing2	0,5736	11,954			
Ing3	0,1041	2,101			

Nº observaciones: 9.955

Log-Likelihood: -6.733,515

Si se centra el análisis exclusivamente en los coeficientes de la ecuación de ingresos salariales se observa, en primer lugar, que los estudios permiten a las mujeres acceder a una remuneración más elevada. La carencia de cualquier tipo de estudios es la que supone un menor salario respecto a la posesión de una diplomatura o licenciatura, que es la categoría de referencia en el análisis. Este resultado, además de ser compatible con la teoría del capital humano (Mincer, 1974) también lo es con la de la señalización (Spence, 1973).

El parámetro que acompaña a la edad, que aproxima el efecto de la experiencia laboral previa, es positivo, mientras el correspondiente a esta misma variable al cuadrado es negativo. Por tanto, se confirma que su relación con el salario no es lineal,

sino cóncava (Mincer, 1974). Además, la antigüedad en el último empleo también está relacionada directamente con el salario, correspondiendo la mayor remuneración a las trabajadoras con más de cinco años de antigüedad (omitida) y que, por tanto, han adquirido mayor capital humano específico para la empresa en la que trabajan.

Por otra parte, los controles incluidos en la estimación en relación a la comunidad autónoma de residencia indican que las comunidades en las que se obtendrían los salarios más elevados serían Madrid, Baleares y Navarra, y los más bajos corresponderían a Galicia y La Rioja.

Por último, debe señalarse que el coeficiente de correlación entre las perturbaciones de ambas ecuaciones,  $\rho_1$ , ha resultado significativo, por lo que se comprueba que la estimación de la ecuación de salarios debe efectuarse corrigiendo el sesgo de selección que origina el hecho de eliminar de la muestra a las mujeres que no trabajan. Además, el signo negativo es el esperado, ya que significa que a un individuo con mayor probabilidad de estar trabajando le correspondería un salario superior al de otro individuo con una menor probabilidad de trabajar.

Los resultados derivados de estimar la ecuación de salarios han servido como base para imputar un valor de esta variable a las mujeres de la muestra que no trabajan, con el fin de incluirla como regresor en la ecuación de actividad del probit bivalente. De acuerdo con lo expuesto por García (1991), dicha imputación se ha realizado de manera no condicionada, es decir, sin incluir el valor estimado del ratio inverso de Mill<sup>4</sup>.

### 3.2. Modelo bivalente

La elección de las variables incluidas en el análisis bivalente ha estado basada en algunas estimaciones previas de las dos ecuaciones de las que consta por métodos univariantes, aunque también se efectuaron numerosas estimaciones del modelo completo. Según se deduce de lo expresado más arriba, en la ecuación de actividad deben aparecer como regresores tanto el salario como todas aquellas variables que puedan reflejar el valor del tiempo de la mujer fuera del mercado. En concreto, se

4. Según Heckman (1.979) si los términos de error de la ecuaciones de salarios y de participación están distribuidos conjuntamente como una normal bivalente con correlación igual  $\rho_1$ , la estimación debe realizarse teniendo en cuenta que:

$$E[W|\varepsilon_p > -\alpha X_p] = \beta X_w + E[\varepsilon_w|\varepsilon_p > -\alpha X_p] = \beta X_w + \rho_1 \sigma_w \sigma_p \lambda$$

donde  $\sigma_w$  y  $\sigma_p$  son las desviaciones típicas de los términos de error de ambas ecuaciones. Por su parte,  $\lambda$  se conoce como el ratio inverso de Mill y es igual a:

$$\lambda = \phi(-\alpha X_p) / [1 - \Phi(-\alpha X_p)] = \phi(\alpha X_p) / \Phi(\alpha X_p)$$

han incluido la edad, el estado civil y los ingresos no salariales. Por su parte, en la ecuación de ocupación deben considerarse indicadores de su productividad junto a algunos elementos que permitan aproximar el nivel de exigencia de los empresarios. Las variables escogidas son la edad, el estado civil, el nivel de educación formal, la experiencia, el nivel de desempleo agregado de la comunidad de residencia, la rama de actividad, la categoría profesional y una variable ficticia que indica si la interesada fue despedida de su trabajo anterior.

Si se analizan los resultados que aparecen en la tabla 3 se observa, en primer lugar, que el salario tiene una importancia fundamental en el proceso de la incorporación femenina al mercado de trabajo. Cuanto mayor es el valor de esta variable y, por tanto, mayor es el nivel de estudios y experiencia previa, más probable es que supere su salario de reserva (Ben-Porath, 1973, Heckman, 1979) siendo mayores las posibilidades de que una mujer desee trabajar.

**Tabla 3. Estimación del modelo bivariante**

<i>Variable</i>	<i>Ecuación de actividad</i>		<i>Ecuación de ocupación</i>	
	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>
Constante	-9,2888	-30,471	1,1049	2,797
Logwim	0,78725	27,482	---	---
Ed2529	0,41307	4,381	-0,19085	-0,784
Ed3034	0,38446	4,081	-0,31420	-1,302
Ed3539	0,34308	3,626	-0,43418	-1,824
Ed4044	0,33209	3,462	-0,39652	-1,675
Ed4549	0,15658	1,619	-0,24853	-1,075
Ec1	0,54497	11,403	0,15924	1,717
Ec3	0,48186	6,727	-0,21992	-2,118
Ing0	2,22920	19,970	---	---
Ing1	1,28470	26,513	---	---
Ing2	0,47850	10,963	---	---
Ing3	0,06615	1,450	---	---
Paro	---	---	-0,02014	-3,716
For1	---	---	-0,42747	-3,513
For2	---	---	-0,33442	-3,035
For3	---	---	-0,03139	-0,220
For4	---	---	-0,03163	-0,209

**Tabla 3. Estimación del modelo bivalente (cont.)**

<i>Variable</i>	<i>Ecuación de actividad</i>		<i>Ecuación de ocupación</i>	
	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estadístico t</i>
Ra2	---	---	0,21948	0,836
Ra3	---	---	0,40865	1,532
Ra4	---	---	0,68399	2,517
Ra5	---	---	0,55316	2,102
Ranc	---	---	-1,2245	-3,866
Ca1	---	---	1,6419	3,855
Ca2	---	---	0,51083	1,830
Ca3	---	---	0,83143	6,412
Ca4	---	---	0,23229	1,670
Ca5	---	---	0,16776	1,394
Ca6	---	---	0,00550	0,058
Ca8	---	---	0,10903	1,105
Canc	---	---	-0,11963	-1,010
Anoexp	---	---	0,09034	8,549
Anoexp2	---	---	-0,00155	-5,080
Despe	---	---	-0,86112	-11,854
Rho (1,2)	-0,59946	-9,011	---	---

N° observaciones: 9.955

Log-Likelihood: -5965,168

% predicciones: 88%

La edad influye de manera negativa en la decisión de incorporación al mercado de trabajo de las mujeres. Este resultado, además de sugerir que las preferencias de las mujeres se modifican a favor del ocio con la edad, elevando su salario de reserva, también puede reflejar en parte el hecho de que las españolas comenzaron a incorporarse hace relativamente poco al mercado de trabajo, por lo que las tasas de actividad son mayores entre las más jóvenes y más reducidas entre las mayores, que continúan ocupándose fundamentalmente del trabajo en el hogar.

Por otra parte, las mujeres solteras son las que tienen mayores posibilidades de ser activas en relación a las casadas, que constituyen la categoría de referencia. Los coeficientes obtenidos confirman el hecho de que el valor del tiempo de las mujeres casadas fuera del mercado es superior al de las demás, al disponer de un mayor número de usos alternativos para el mismo (Gronau, 1973a, 1973b).

Otra variable fundamental es el nivel de ingresos no salariales: es mucho más probable que desee trabajar una mujer que dispone de pocos recursos financieros independientes de su actividad laboral que otra que posea una renta no salarial elevada. Los valores de los parámetros estimados, por tanto, son coherentes con el impacto teórico esperado de dicha variable, ya que incrementa el nivel de bienestar que puede alcanzar una mujer permaneciendo inactiva.

En relación a la ecuación de ocupación, las estimaciones sugieren que las mujeres solteras tienen más posibilidades de estar ocupadas que las casadas (categoría de referencia), mientras que el hecho de ser viuda, separada o divorciada supone un efecto negativo en relación a este aspecto. Aunque el resultado correspondiente a las solteras parece lógico, ya que los empresarios pueden interpretar que son más productivas - al menos porque suelen tener menos responsabilidades familiares, con los problemas de absentismo o impuntualidad que ello puede implicar -, la interpretación del coeficiente negativo que acompaña a la categoría de viudas, separadas o divorciadas no está tan clara. No obstante, hay que tener presente que el matrimonio puede elevar la tendencia de las mujeres activas a autoclasificarse como amas de casa cuando se quedan sin empleo, por lo que este resultado debe interpretarse con bastante cuidado.

La educación formal incide positivamente en las posibilidades de ocupación de las entrevistadas. No obstante, no parecen existir diferencias significativas entre la probabilidad de tener empleo de las mujeres que han finalizado los estudios medios o formación profesional y la correspondiente a las universitarias (los estadísticos toman los valores  $-0,220$  y  $-0,209$  respectivamente). Este hecho coincide con el detectado por Nickell (1979a), que afirmó que la probabilidad de desempleo disminuía con la educación formal hasta los 12 años de estudios, quedando fuera de dicha relación la formación universitaria. En parte, este resultado puede tener su origen en la inclusión en el análisis de la categoría profesional, cuya correlación con la educación formal puede suponer un descenso en el valor de los parámetros correspondientes a ambas variables (Nickell, 1979b).

Dos factores que influyen negativamente en las posibilidades de tener empleo de las mujeres son haber sido despedida del puesto de trabajo anterior y residir en una comunidad autónoma con un nivel de desempleo elevado. El primero de estos resultados parece confirmar la hipótesis de que un despido es una señal negativa para los empresarios de cara a contratar a un individuo, al considerar que éste es un indicador de que su productividad, dadas unas determinadas condiciones de experiencia y educación formal, es más reducida que la de los trabajadores de iguales características que no experimentaron dicho proceso. Además, este resultado es coherente con lo afirmado por autores como Blanco (1995), quien sugirió que las personas que se despiden voluntariamente suelen disponer ya de otro empleo.

El segundo efecto mencionado, el del nivel de desempleo de la comunidad de residencia, también era de esperar, ya que cuando la situación de la economía es desfavorable se reduce el número de vacantes y aumentan las posibilidades de que se produzcan despidos. Pero, además, como ya se comentó anteriormente, cuanto mayor es el número de desempleados, mayor será el número de competidores potenciales para ocupar un puesto de trabajo y los empresarios serán más selectivos a la hora de efectuar nuevas contrataciones.

En relación a la categoría profesional, se observa que ser empresaria o directiva o ejercer una profesión liberal (Ca1 o Ca3) eleva de manera considerable las posibilidades de ocupación de las mujeres respecto a las que trabajan como obreras no especializadas, que constituyen la categoría de referencia y que, además, son el colectivo a las que corresponde la menor probabilidad de ocupación. Por otra parte, la rama de actividad en la que existen más facilidades de empleo para las mujeres es la que engloba a la administración pública, los seguros, la educación, la investigación y los servicios financieros (omitida), mientras que las mayores dificultades para estar ocupada respecto a esta rama de actividad se padecen en el sector primario.

En la tabla 3 llama la atención el hecho de que la relación entre la edad y la probabilidad de ocupación tiene forma de  $\cup$ . Este resultado puede deberse a que al efectuar la estimación se controló al mismo tiempo la experiencia laboral previa, cuyo efecto sobre las posibilidades de tener empleo de los individuos es positivo aunque decreciente<sup>5</sup>.

La relación inversa detectada entre las posibilidades de ocupación y la edad hasta llegar a los 40 años, podría indicar que si un empresario debe escoger entre dos mujeres con la misma experiencia pero de diferente edad, opta por contratar a la más joven. Esto no es extraño si los empresarios consideran que las personas de

---

5. Antes de incluir la experiencia en el análisis se consideró la posibilidad de que fuera endógena, ya que es el resultado de decisiones anteriores similares a las que se analizan en el modelo propuesto. Si esto fuera así, las estimaciones del modelo bivalente no serían consistentes. Una posible solución consistiría en aproximarla por medio de la edad, tal como se hizo en la ecuación de salarios. No obstante ambas variables parecen tener efectos independientes y diferentes en las posibilidades de ocupación de los individuos. Además, es posible considerar que la experiencia laboral es exógena en las decisiones de contratación de los empresarios ya que, aunque dichas opciones pueden influir en cierta manera en el número de años que ha pasado una mujer en el mercado de trabajo, este dato parece depender más de sus propias decisiones de actividad. Hay que tener en cuenta, además, que la variable *anoexp* es simplemente un indicador de la experiencia potencial de las mujeres encuestadas, ya que se calculó, básicamente, como la diferencia entre la edad de la entrevistada y la edad a la que comenzó a trabajar. Por todo ello, teniendo en cuenta además que las predicciones que genera el modelo sin la experiencia se ajustan peor a los datos reales que las correspondientes al modelo completo, y a pesar de que puedan existir problemas de consistencia, se consideró más apropiado mantener la especificación que incluye ambas variables en el análisis.

menos edad tienen una mayor capacidad de adaptación y facilidad de aprendizaje. A partir de los 40 años, sin embargo, parece que para mujeres con la misma experiencia laboral las posibilidades de ocupación comienzan a aumentar. Este dato puede estar relacionado con el hecho de que una vez superado cierto límite de edad, las mujeres que pierden sus empleos pasan directamente de la actividad a la inactividad y, además, algunas comienzan a retirarse del mercado de trabajo por voluntad propia. Es decir, el colectivo de mujeres activas mayores de 40 ó 45 años estaría compuesto casi exclusivamente por ocupadas.

Por tanto, la relación detectada entre la edad y las posibilidades de ocupación no es contradictoria con las tasas de desempleo que aparecen en las encuestas, y que suelen ser especialmente elevadas entre las personas jóvenes, ya que en el modelo se suponen constantes todas las demás variables y en las encuestas, al calcular este tipo de datos, no se controla ninguna variable.

En otro orden de cosas, cabe señalar que algunas de las variables consideradas en el análisis han resultado ser significativas en ambas ecuaciones. La mayoría ejercen una influencia del mismo signo cuando actúan como variables de oferta (ecuación de actividad) y cuando lo hacen como variables de demanda (ecuación de ocupación). Esto implica que las mujeres que tienen mayor tendencia a la actividad laboral son también las que tienen mayor probabilidad de estar ocupadas. Este doble efecto no se puede distinguir a partir de los modelos univariantes de participación laboral que se estiman con frecuencia en la literatura, que no diferencian entre las mujeres inactivas y las desempleadas.

Además, el coeficiente de correlación entre las dos perturbaciones del modelo,  $\rho$ , ha resultado significativo (el estadístico  $t$  vale  $-8,683$ ). El test de Wald, equivalente a éste (Greene, 1991b), también sugiere que debe rechazarse la hipótesis de que no existe correlación entre ambas perturbaciones, ya que el valor del estadístico correspondiente (75,39) supera el valor crítico de la  $\chi^2$  con un grado de libertad al 99,5% de confianza (7,88).

Por tanto, no sólo hay un conjunto de variables observables comunes que son importantes a la hora de determinar tanto la actividad como la ocupación, sino que existen ciertos factores no observables por el investigador que influyen en las dos partes en las que puede dividirse el proceso de incorporación femenino al mundo laboral.

El signo negativo de  $\rho$  sugiere que las mujeres que tienen características inobservables (por ejemplo, preferencias) que incrementan su tendencia a ser activas, tienen menos posibilidades de estar ocupadas; es decir, las mujeres que deciden incorporarse al mercado de trabajo a pesar de su escasa capacidad de generar ingresos laborales, de disponer de una renta no salarial elevada o de encontrarse en circunstancias familiares desfavorables, tienden a estar desempleadas.

Por otra parte, es importante señalar que el porcentaje de predicciones correctas que alcanza el modelo bivalente es relativamente alto. En relación a la actividad, predice correctamente el 93% de las mujeres activas y el 98% de las inactivas. La proporción de aciertos, no obstante, se reduce bastante en la ecuación de ocupación, ya que entre las mujeres que disponen de empleo es del 75% y en la submuestra de desempleadas sólo algo más del 50%. Según los valores de los parámetros estimados, la mujer promedio de la muestra tiene un 32,6% de posibilidades de ser activa, una probabilidad condicionada de tener empleo cercana al 85% y una probabilidad de estar trabajando del 27,5%.

Además, con el fin de establecer algún tipo de comparación entre los resultados del análisis efectuado y los datos reales, se calculó la probabilidad de actividad y ocupación que predecía el modelo para cada uno de los individuos de la muestra y se halló su valor medio para grupos con determinadas características. Estos valores se pueden cotejar con las tasas muestrales de actividad y ocupación para esos mismos colectivos con el fin de establecer, aproximadamente, la bondad del ajuste del modelo a las cifras reales<sup>6</sup>.

Para efectuar este ejercicio se han escogido las tres características individuales que parecen más significativas: la educación, el estado civil y la edad. En los tres casos las predicciones del modelo y las tasas reales son muy similares.

**Tabla 4. Actividad y ocupación por niveles de estudios**

<i>Nivel de estudios</i>	<i>Actividad</i>		<i>Ocupación</i>	
	<i>Prob. media estimada</i>	<i>Tasa muestral</i>	<i>Prob. media estimada</i>	<i>Tasa muestral</i>
Analfabetas	27,7	25,1	74,5	74,4
Primarios	31,3	30,4	75,6	75,7
BUP/COU	46,4	49,2	85,4	85,4
FP	48,0	54,4	82,6	82,8
Universitarias	57,4	67,7	88,0	88,1

6. La probabilidad conjunta de actividad y ocupación se ha obtenido a partir de una aproximación de la función de distribución de la normal bivalente desarrollada mediante una expansión de Taylor en torno a  $\rho$  (véase Hall, 1991), ya que no fue posible evaluar directamente la función en el programa LIMDEP.

**Tabla 5. Actividad y ocupación según el estado civil**

<i>Nivel de estudios</i>	<i>Actividad</i>		<i>Ocupación</i>	
	<i>Prob. media estimada</i>	<i>Tasa muestral</i>	<i>Prob. media estimada</i>	<i>Tasa muestral</i>
Solteras	69,7	70,2	83,0	83,0
Casadas	27,5	27,3	77,3	77,3
Viuda/Separ.	61,6	62,5	79,8	80,2

**Tabla 6. Actividad y ocupación por edades**

<i>Edad</i>	<i>Actividad</i>		<i>Ocupación</i>	
	<i>Prob. media estimada</i>	<i>Tasa muestral</i>	<i>Prob. media estimada</i>	<i>Tasa muestral</i>
25 a 29	42,1	42,1	74,3	74,5
30 a 34	36,2	36,4	80,0	80,0
35 a 39	31,6	31,5	78,7	78,5
40 a 44	31,6	31,6	80,9	80,9
45 a 49	26,6	26,1	82,3	82,6
50 a 55	25,6	25,8	87,1	86,9

#### 4. Conclusiones

Del ejercicio empírico realizado en esta investigación se deduce, en primer lugar, que para analizar los factores que influyen en las posibilidades de tener empleo de las mujeres es necesario estimar la ecuación correspondiente junto a una ecuación de actividad. De esa manera se elimina el sesgo que implica el hecho de tener que eliminar de la muestra a las mujeres inactivas.

En segundo lugar, se ha comprobado que un modelo bivariante resulta mucho más atractivo para describir la situación laboral de las mujeres que los modelos univariantes utilizados habitualmente, en los que sólo se consideran dos situaciones posibles: ocupado o no ocupado. Mientras que las estimaciones bivariantes permiten diferenciar el doble impacto que suponen determinadas variables en el proceso de incorporación de las mujeres al mercado de trabajo, los modelos univariantes sólo informan de su impacto global en la situación laboral de las mismas.

En cuanto a los resultados concretos que se han obtenido debe señalarse que la probabilidad de actividad de una mujer es mayor si posee un nivel de estudios elevado, es soltera y joven y no dispone de ingresos no salariales. Algunas de estas características son apreciadas favorablemente por parte de los empresarios, que prefieren contratar mujeres solteras, con experiencia, con estudios medios o superiores y que no fueron despedidas de su empleo anterior.

## Bibliografía

- BARRON, J.; BISHOP, J. y DUNKELBERG, W. (1985): "Employer search: the interviewing and hiring of new employees", *Review of Economics and Statistics*, 67, págs. 43-52.
- BEN-PORATH, Y. (1973): "Labor-force participation rates and the supply of labor", *Journal of Political Economy*, 81, págs. 697-704.
- BLANCO, J. (1995): "La duración del desempleo en España", en Dolado y Jimeno comp., *Estudios sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español*, Colección Estudios 13, FEDEA, págs. 123-154.
- GARCÍA, J. (1991): "Métodos de estimación de modelos de oferta de trabajo basados en la predicción de los salarios", *Investigaciones económicas*, 2ª época, 15, págs. 429-455.
- GREENE, W. (1991a): LIMDEP: user's manual and reference guide (6.0).
- GREENE, W. (1991b): *Econometric analysis*, McMillan Publishing Company.
- GRONAU, R. (1973a): "The intrafamily allocation of time: the value of the housewife's time", *American Economic Review*, 63, págs. 634-651.
- GRONAU, R. (1973b): "The effect of children on the housewife's value of time", *Journal of Political Economy*, 81, págs. 168-199.
- HALL, B. (1991): *Time Series Processor version 4.2: user's manual*.
- HECKMAN, J. (1979): "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47, págs. 153-161.
- JACKMAN, R. (1985): Search behaviour in Briysin and the United States, Working paper 550, Centre for Labour Economics.
- MENG, C. y SCHMIDT, P. (1985): "On the cost of partial observability in the bivariate probit model", *International Economic Review*, 26, págs. 71-85.
- MINCER, J. (1974): *Schooling, experience and earnings*, NBER.
- NICKELL, S. (1979a): "Education and lifetime patterns of unemployment", *Journal of Political Economy*, 87, págs. 117-131.

- NICKELL, S. (1979b): "Estimating the probability of leaving unemployment", *Econometrica*, 47, págs. 1249-1266.
- REDER, M. (1969): "The theory of frictional unemployment", *Economica*, 36, págs. 1-28.
- ROPER, S. (1988): "Recruitment methods and vacancy duration", *Scottish Journal of Political Economy*, 35, págs. 51-64.
- SPENCE, M. (1973): "Job market signaling", *Quarterly Journal of Economics*, 87, págs. 355-374.
- VAN OURS, J. y RIDDER, G. (1992): "Vacancies and the recruitment of new employees", *Journal of Labor Economics*, 10, págs. 138-155.