

## **MÉTODOS DE ESTIMACION DE MODELOS DE OFERTA DE TRABAJO BASADOS EN LA PREDICCIÓN DE LOS SALARIOS**

Jaume GARCIA\*

*Universitat Autònoma de Barcelona*

*En este artículo se presentan diferentes métodos de estimación bietápicos basados en formas alternativas de predecir los salarios, que han sido utilizados para estimar modelos microeconómicos de oferta de trabajo. Dichos métodos se agrupan en dos enfoques: el de la falta de datos y el instrumental. Se analizan las propiedades de las estimaciones obtenidas a partir de diferentes versiones de dichos enfoques, según cuál sea la manera en que se ajustan los salarios en la ecuación de oferta en el contexto de un modelo basado en un conjunto presupuestario lineal. Asimismo, se analizan los resultados de dichos métodos en aquellas situaciones en la que el conjunto presupuestario no es convexo.*

### **1. Introducción**

La estimación de los modelos estáticos de oferta de trabajo ha evolucionado de manera muy significativa desde finales de los años setenta. Ello se ha reflejado en el adecuado tratamiento de problemas econométricos importantes (truncamiento de las variables, problemas de selección de la muestra) y en una modelización más realista del problema económico (conjuntos presupuestarios más detallados, consideración de costes fijos). Asimismo, se han desarrollado procedimientos de contrastación específicos para este tipo de modelos, dedicando especial atención a los aspectos relacionados con las formas distribucionales de los términos de error<sup>1</sup>.

Dadas las dificultades de utilizar métodos de máxima verosimilitud con información completa para estimar estos modelos, los métodos bietápicos se han popularizado entre los investigadores, aunque no son muchos los trabajos

\* El autor está muy agradecido a J. L. Arrufat, A. Zabalza y un evaluador anónimo por los comentarios y sugerencias realizados. Este trabajo se enmarca en el proyecto PB87-0507 financiado por la CICYT. Cualquier error es responsabilidad única del autor.

<sup>1</sup> En Heckman *et al.* (1981), Killingsworth (1983) y Killingsworth y Heckman (1986) se presentan panoramas de la evolución de la especificación y técnicas de estimación de los modelos de oferta de trabajo estáticos. Blundell y Meghir (1986) discuten con gran detalle diferentes criterios de selección que pueden utilizarse en la especificación de modelos microeconómicos de oferta de trabajo.

que analizan su comportamiento bajo diferentes hipótesis<sup>2</sup>. Este es un tema importante ya que las muestras que se utilizan para estimar los modelos de oferta de trabajo pueden ser de muy distinta naturaleza. La proporción de participantes puede diferir según las submuestras que se analicen y los problemas de simultaneidad no son de la misma magnitud en todos los casos. Por otra parte, bajo el nombre de métodos bietápicos se pueden incluir una gran variedad de métodos que han sido utilizados en la literatura, cuya robustez ante diferentes hipótesis no es siempre conocida.

Dentro de los métodos bietápicos aplicables a los modelos microeconómicos de oferta de trabajo, aquellos que utilizan las predicciones de los salarios obtenidas en una primera etapa han sido los más utilizados en la literatura. El objetivo inicial que persiguen estos métodos bietápicos es resolver el problema de la inobservabilidad de los salarios para aquellos que no participan, caracterizando lo que denominaremos el *enfoque de la falta de datos*. En otras ocasiones se han utilizado como solución al problema de la inconsistencia de las estimaciones de la ecuación de oferta de trabajo generada por un problema de error de medida en los salarios (Hall, 1973), o, en general, por la endogeneidad de los mismos, caracterizando el *enfoque instrumental*.

Aunque ambos enfoques están basados en la necesidad de obtener predicciones de los salarios, el problema de inconsistencia que resuelve el enfoque instrumental no se eliminaría en caso de disponer de información de salarios para toda la muestra (participantes y no participantes).

Uno de los objetivos de este trabajo es presentar una revisión sistemática, tanto teórica como experimental, de diferentes métodos bietápicos basados en la predicción de los salarios incluidos en estos dos enfoques, en el contexto de un modelo de oferta de trabajo lineal bajo distintas hipótesis, que cubren las características principales de las diferentes muestras utilizadas en este tipo de estudios. Para ello, utilizamos un modelo sencillo, basado en el propuesto por Heckman (1974).

El segundo objetivo del trabajo es evaluar los resultados de estos dos enfoques en aquellas situaciones en las que el criterio de participación no es lineal. En general, ello ocurre cuando el conjunto presupuestario no es convexo, siendo necesario efectuar comparaciones de los valores de la función de utilidad para definir la ecuación de oferta de trabajo. A diferencia del caso anterior, los métodos bietápicos no son consistentes. Pese a ello, y dado que este tipo de métodos bietápicos han sido los más utilizados en la literatura en estas situaciones, se pretende evaluar, mediante un experimento de Monte Carlo, la importancia de los sesgos que conllevan los diferentes enfoques en el caso particular de un modelo basado en una función de utilidad CES.

<sup>2</sup> Wales y Woodland (1980) hacen referencia en su trabajo a los métodos de los salarios ajustados, pero no discuten el enfoque de la falta de datos, ni tampoco presentan en su ejercicio experimental resultados para este tipo de métodos bietápicos. Cogan (1980) también se refiere a estos métodos pero analiza sus propiedades basándose en una estimación inconsistente de la ecuación de salarios. Por último, Heckman y MaCurdy (1981) dedican una cierta atención a evaluar los resultados de este tipo de métodos.

El resto del trabajo se organiza del siguiente modo. En la Sección 2 se describe un modelo lineal de oferta de trabajo, comparándolo con modelos con la variable dependiente limitada ya conocidos en la literatura. Los métodos bietápicos basados en las predicciones de los salarios se describen con detalle en la Sección 3, destacando las diferencias entre el enfoque de la falta de datos y el enfoque instrumental en términos tanto de la forma como se predicen los salarios como de las propiedades de las estimaciones de los parámetros de la ecuación de oferta de trabajo. En la Sección 4 se presentan algunos resultados experimentales que ilustran las consideraciones teóricas de la anterior sección. En la Sección 5 se presenta un modelo de oferta de trabajo, derivado de una función de utilidad CES, en el que el criterio de selección no es lineal. Los resultados de un experimento de Monte Carlo que evalúa la importancia para este tipo de modelos de los sesgos de los diferentes métodos se presentan en la Sección 6. El trabajo finaliza con un resumen de las principales conclusiones.

## 2. Un modelo sencillo de oferta de trabajo

Especificamos la ecuación de oferta de trabajo en forma lineal, que es una de las especificaciones más comunes en la literatura (véanse, por ejemplo, Hall (1973), Heckman (1974), Layard *et al.* (1980) y Hausman (1981), entre otros). La ecuación de salarios es lineal, siendo el salario por hora independiente del número de horas trabajadas. Dado que suponemos que el conjunto presupuestario es lineal, el modelo que se presenta en las ecuaciones [1] y [2] es muy similar al de Heckman (1974), siendo su especificación.

$$h_i = \begin{cases} \gamma w_i + X_i' \beta + u_{1i}, & \text{si } \gamma w_i + X_i' \beta + u_{1i} > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases} \quad [1]$$

$$w_i = Z_i' \delta + u_{2i} \quad [2]$$

$$\begin{bmatrix} u_{1i} \\ u_{2i} \end{bmatrix} \sim N \left\{ 0, \Sigma \right\} \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{bmatrix}$$

en donde  $h_i$  es el número de horas trabajadas por el  $i$ -ésimo individuo,  $X_i$  y  $Z_i$  son vectores de variables exógenas, pudiendo existir variables comunes a ambos,  $w_i$  es una función del salario por hora, habitualmente la logarítmica, y  $u_{1i}$  y  $u_{2i}$  son los términos de error que suponemos tienen una distribución normal bivalente con media 0 y matriz de covarianzas  $\Sigma$ .

Debe destacarse que el criterio de participación en este modelo ( $\gamma w_i + X_i' \beta + u_{1i} > 0$ ) es una simplificación del criterio general basado en la comparación de las utilidades de participar y no participar. Podemos reescribir este criterio en su forma reducida [3]

$$\gamma Z_i' \delta + X_i' \beta + u_{1i} + \gamma u_{2i} > 0 \quad [3]$$

o como la diferencia entre el salario de mercado ( $w_i$ ) y el salario de reserva ( $w_i^*$ ) [4],

$$w_i - w_i^* = Z_i'\delta + (1/\gamma) X_i'\beta + e_i > 0 \quad [4]$$

en donde

$$e_i = u_{2i} + (1/\gamma) u_{1i} \quad [5]$$

dado que en este caso se puede aplicar la teoría del salario de reserva. Es decir, el individuo participa si el salario de mercado es mayor que el salario de reserva.

En la ecuación de oferta de trabajo, aparte del carácter limitado (no negativo) de la variable endógena  $h_i$ , no se observa  $w_i$  para aquellos individuos que no trabajan, es decir, aquellos para los que  $h_i$  es cero. Ello hace que el tipo de información disponible (sólo participantes o participantes y no participantes) sea importante, dado que tanto la forma de la función de verosimilitud como el procedimiento de estimación dependerán del mismo. En nuestro caso, suponemos que disponemos de observaciones de  $X_i$  y  $Z_i$  para participantes y no participantes, pero la variable  $w_i$  no es observada para aquellos que no participen.

Sin tener en cuenta esta última característica, el modelo expresado en [1] y [2] es la versión triangular del sistema de ecuaciones simultáneas con la variable dependiente limitada estudiado por Nelson y Olson (1978) y por Amemiya (1974)<sup>3</sup>, en el que la inobservabilidad de los salarios para parte de la muestra añade una nueva peculiaridad al modelo.

### 3. Métodos bietápicos basados en la predicción de los salarios

La función de verosimilitud del modelo [1] y [2] es

$$L = \prod_{i=1}^{N_1} n(h_i, w_i) \prod_{j=N_1+1}^N \Pr(w_j < w_j^*) \quad [6]$$

<sup>3</sup> Nótese que [1] y [2] podrían reescribirse como

$$h_i^* = \gamma w_i + X_i'\beta + u_{1i}$$

$$w_i = Z_i'\delta + u_{2i}$$

en donde

$$h_i = \begin{cases} h_i^* & \text{si } h_i^* > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

Por lo tanto, la distinción entre los modelos de Nelson y Olson, y Amemiya, que sería la inclusión de  $h_i^*$  (Nelson y Olson) o  $h_i$  (Amemiya) en la ecuación de salarios, no es relevante en nuestro caso, por lo que ninguna condición de coherencia debe ser satisfecha por los parámetros del modelo. Este modelo también puede interpretarse como un caso especial del modelo de Lee *et al.* (1980).

donde  $N_1$  es el número de participantes y  $n(\cdot)$  es la función de densidad de una normal bivalente. Los costes de cálculo y la especificación de modelos más complejos han hecho que los métodos de máxima verosimilitud con información completa no hayan sido aplicados muy frecuentemente para estimar modelos como el expresado en [1] y [2] en estudios de oferta de trabajo<sup>4</sup>. Por ello, han aparecido métodos más sencillos y menos costosos, aunque menos eficientes: los métodos bietápicos basados en la predicción de los salarios.

Estos métodos parten de la estimación de la ecuación de salarios que, de hecho, es una ecuación en forma reducida. Aunque en diferentes formas, ambos enfoques (el instrumental y el de la falta de datos) utilizan los resultados de esta primera etapa para construir salarios ajustados. Estas predicciones servirán, en la segunda etapa, para resolver el problema de la inobservabilidad de los salarios de los no participantes (enfoque de la falta de datos) o para ser utilizadas como instrumentos para los salarios en la ecuación de horas (enfoque instrumental).

Antes de pasar a la explicación detallada de las etapas mencionadas, debe destacarse la existencia de otros métodos bietápicos aplicables a un modelo de las características del presentado en la sección anterior, aunque su aplicación a modelos de oferta de trabajo no ha sido tan importante como en el caso de la clase de métodos bietápicos que nos ocupa. Entre estos otros métodos deben destacarse los propuestos por Amemiya (1979) y Smith y Blundell (1986). En ambos casos la primera etapa coincide con la de los métodos que se discuten en este trabajo. En la segunda etapa Amemiya (1979) explota la relación existente entre los parámetros de la forma reducida y la estructural para estimar estos últimos, mientras que Smith y Blundell (1986) utilizan las estimaciones de la primera etapa para eliminar del término de error de la ecuación de oferta aquella parte correlacionada con los salarios. Para ello, incorporan el residuo de la ecuación de salarios como una variable explicativa más de la ecuación de oferta.

### 3.1. Primera etapa

Como se mencionó anteriormente, los salarios no se observan para los no participantes. Es decir, existe una relación entre la decisión de participar y la disponibilidad de observaciones de la variable salarios.

Definiendo el criterio de selección según [4], la función de regresión de la ecuación de salarios para la muestra restringida es

$$E(w_i | Z_i, w_i - w_i^* > 0) = Z_i' \delta + E(u_{2i} | w_i - w_i^* > 0) \quad [7]$$

<sup>4</sup> El trabajo de Heckman (1974) es una excepción.

Nótese que, dadas las hipótesis del modelo [1] y [2], la función de distribución conjunta de  $e_i$  y  $u_{2i}$  es

$$\begin{bmatrix} e_i \\ u_{2i} \end{bmatrix} \sim N \left\{ 0, \begin{bmatrix} \sigma_{ee} & \sigma_{2e} \\ \sigma_{2e} & \sigma_{22} \end{bmatrix} \right\}$$

donde

$$\sigma_{ee} = \sigma_{22} + (1/\gamma^2) \sigma_{11} + (2/\gamma) \sigma_{12} \quad [8]$$

$$\sigma_{2e} = \sigma_{22} + (1/\gamma) \sigma_{12} \quad [9]$$

Además,  $e_i$  y  $u_{2i}$  tienen una distribución conjunta truncada para  $e_i$ , dado que  $w_i - w_i^r > 0$  implica  $e_i > -Z_i' \delta - (1/\gamma) X_i' \beta$ . Utilizando resultados conocidos en la literatura para este tipo de distribuciones (Johnson y Kotz (1970) (1972), cap. 10 y cap. 36), el modelo a estimar, dada la información disponible, es el siguiente:

$$w_i = Z_i' \delta + (\sigma_{2e}/\sigma_e) \lambda_i + \eta_{2i} \quad [10]$$

$$\lambda_i = \frac{f(\phi_i)}{1 - F(\phi_i)} \quad [11]$$

$$\phi_i = \frac{-Z_i' \delta - (1/\gamma) X_i' \beta}{\sigma_e}$$

donde  $\lambda_i$  es la inversa de la razón de Mill,  $\sigma_i = (\sigma_{ii})^{1/2}$  para  $i = 1, 2, e$ , siendo  $f$  y  $F$  las funciones de densidad y distribución de una normal estandarizada, respectivamente.

A partir de [10] es evidente que, utilizando la muestra restringida, las estimaciones por MCO de los parámetros de la ecuación de salarios serán inconsistentes siempre que (a) los factores no observados que afectan la decisión de participar estén correlacionados con los de la ecuación de salarios ( $\sigma_{2e} \neq 0$ ), y (b) exista correlación muestral entre las variables que afectan la ecuación de salarios y el criterio de participación. Este tipo de sesgo se conoce en la literatura como el *sesgo de selección de la muestra*.

Heckman (1976) (1979) propone un procedimiento bietápico<sup>5</sup> para estimar los parámetros de la ecuación de salarios que tiene en cuenta la inobservabilidad del término de corrección  $\lambda_i$ . Los parámetros  $(\delta/\sigma_2)$  y  $(\beta/\gamma\sigma_2)$  que definen  $\lambda_i$  pueden ser obtenidos a partir de la estimación de un modelo Probit de la decisión de participar. Los valores ajustados de  $\lambda_i$  para cada individuo se utili-

<sup>5</sup> La forma del regresor  $\lambda_i$ , que debe añadirse para estimar consistentemente la ecuación de salarios depende de las hipótesis distribucionales sobre  $u_{2i}$  y  $e_i$ , aunque la interpretación de Heckman del sesgo de selección como un problema de omisión de variables relevantes sigue siendo adecuada. En Olsen (1980) y García y Stern (1989) pueden encontrarse aplicaciones para las que  $e_i$  no sigue una distribución normal.

zan como un regreso adicional en [10], siendo las estimaciones por MCO de  $\phi$  y  $(\sigma_{2e}/\sigma_e)$  consistentes, aunque ineficientes <sup>6</sup>.

Asimismo, dado que  $\lambda_i$  no es observable, podemos obtener estimaciones más eficientes de los parámetros de la ecuación de salarios maximizando la función de verosimilitud conjunta de la ecuación de salarios y del criterio de participación en forma reducida, tal y como Griliches *et al* (1978) proponen. Esto conlleva maximizar la siguiente función de verosimilitud.

$$L = \prod_{i=1}^{N_1} f(v_{2i}) F\left(\frac{-\phi_i + \rho_{2e} v_{2i}}{\sigma^*}\right) \prod_{j=N_1+1}^N F(\phi_j) \tag{12}$$

donde  $\phi_i$  se ha definido anteriormente y

$$v_{2i} = \frac{w_i - Z_i'\delta}{\sigma_2}$$

$$\sigma^* = (1 - \rho_{2e}^2)^{1/2}$$

$$\rho_{2e} = \frac{\sigma_{2e}}{\sigma_e \sigma_2}$$

con respecto a  $\delta$ ,  $\beta^*$  ( $= \beta/\gamma$ ),  $\sigma_e$ ,  $\sigma_{2e}$  (o  $\rho_{2e}$ ) y  $\sigma_2$ . Estos parámetros están identificados si  $(\sigma_{12}/\gamma)$  es igual a cero (una hipótesis restrictiva) o si al menos una variable incluida en  $Z_i$  no pertenece a  $X_i$  (situación habitual en modelos de oferta de trabajo), tal y como Maddala (1976) indica.

### 3.2. Segunda etapa

Una vez la ecuación de salarios ha sido estimada, se deben calcular los salarios ajustados que deben ser asignados a todos o algunos de los individuos en la ecuación de oferta de trabajo. Dicha ecuación se estima por máxima verosimilitud, haciendo uso de toda la muestra, teniendo en cuenta que la variable endógena ( $h_i$ ) está truncada en cero (Tobin, 1958). La ecuación a estimar es

$$h_i^* = \gamma \hat{w}_i + X_i'\beta + \varepsilon_i \tag{13}$$

$$h_i = \begin{cases} h_i^* & \text{si } h_i^* > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

<sup>6</sup> Para  $\lambda_i$  conocida puede demostrarse que para la muestra restringida los residuos son heteroscedásticos, pudiéndose ganar en eficiencia si se aplican Mínimos Cuadrados Generalizados. Asimismo, dado que la matriz de información de los parámetros  $\delta$ ,  $\sigma_2$  y  $\rho_{2e}$  no es diagonal por bloques, se pueden obtener estimadores más eficientes maximizando la función de verosimilitud correspondiente a [10] condicional a los valores ajustados de  $\lambda_i$ .

en donde  $\hat{w}_i$  se define en forma distinta según cual de los dos enfoques considerados se utilice.

El *enfoque de la falta de datos* está basado en el hecho de que los salarios no se observan para los no participantes. Consecuentemente, los salarios ajustados sólo se utilizan para aproximar los salarios que no son observados (Hausman, 1981). Es decir,  $\hat{w}_i$  representa el salario observado para los participantes y el ajustado para los no participantes.

Es evidente que si  $\sigma_{12} \neq 0$  el uso de salarios ajustados para los participantes en [13] generará estimaciones inconsistentes dada la endogeneidad de  $\hat{w}_i$  para parte de la muestra. Por lo tanto, en principio, este enfoque sólo sería correcto si el sistema formado por [1] y [2] es recursivo ( $\sigma_{12} = 0$ )<sup>7</sup>.

En cualquier caso, aun suponiendo que sea correcto, la cuestión que se plantea es cómo deben obtenerse los salarios ajustados, una vez la ecuación de salarios ha sido estimada. Ello puede hacerse calculándolos condicionados a la situación conocida de no participante

$$E(w_i | w_i - w_i^r < 0) = Z_i' \delta - (\sigma_{2r} / \sigma_r) \bar{\lambda}_i \quad [14]$$

o incondicionalmente

$$E(w_i) = Z_i' \delta \quad [15]$$

en donde

$$\bar{\lambda}_i = \frac{f(-\Phi_i)}{F(\Phi_i)}$$

Si nuestro interés es predecir  $w_i$  de la forma más precisa posible, deberíamos utilizar las predicciones condicionadas, dado que incluyen una predicción de la media del error  $u_{2i}$  en [2], que tiene en cuenta la información de la situación del individuo en relación a la participación. Pero este procedimiento introduce un elemento endógeno ( $\bar{\lambda}_i$ ) que sesgará las estimaciones de los parámetros de la ecuación de oferta de trabajo. Ello es así dado que el criterio, que determina cuando  $h_i$  es igual a cero, es el mismo que determina la observabilidad de los salarios. Debe destacarse que este problema de endogeneidad no se produce si utilizamos las predicciones incondicionales para aproximar los salarios de los no participantes.

El *enfoque instrumental* centra su interés en la obtención de un instrumento adecuado para los salarios en la ecuación de horas. Por lo tanto, ningún elemento endógeno ha de incluirse en el instrumento a utilizar a fin de que éste tenga las propiedades deseables. Consecuentemente, las predicciones que deben

<sup>7</sup> Es evidente a partir de [9] que para  $\sigma_{12} = 0$ ,  $\sigma_{2r} \neq 0$ , es decir, existen problemas de selección de la muestra.

calcularse son las incondicionales<sup>8</sup>, utilizándolas para todos los individuos. Bajo este enfoque el problema de la inobservabilidad de los salarios es un problema secundario ya que, al resolver el problema de su posible endogeneidad en la ecuación de horas, utilizando predicciones incondicionales<sup>9</sup>, también estamos resolviendo el problema de la inobservabilidad de los salarios.

Como se indicó anteriormente, una vez los salarios han sido ajustados se sustituyen en (1), estimándose la ecuación de oferta de trabajo por máxima verosimilitud<sup>10</sup>.

El enfoque instrumental, tal y como ha sido utilizado en la literatura, se reduce a la aplicación al modelo formado por las ecuaciones [1] y [2] del procedimiento de estimación más general propuesto por Nelson y Olson (1978). Este enfoque está basado en la interpretación de Theil de los Mínimos Cuadrados en Dos Etapas, en el sentido de aplicación repetida de los Mínimos Cuadrados Ordinarios, primero a la forma reducida y luego a la ecuación estructural en la que se han sustituido las variables endógenas explicativas por sus valores ajustados a partir de la forma reducida. Es necesaria la linealidad en las variables de las diferentes ecuaciones del modelo para la consistencia de este procedimiento basado en la interpretación de Theil.

#### 4. Resultados experimentales

A fin de ilustrar las anteriores consideraciones, se presentan los resultados de un experimento sencillo similar en su concepción al realizado por Wales y Woodland (1980). No se trata de un experimento de Monte Carlo, dado que sólo se realiza una replicación, pero el tamaño de la muestra (2000 observaciones) garantiza que la varianza muestral se reduce de forma significativa, lo cual es suficiente dada la finalidad ilustrativa del ejercicio.

El modelo utilizado es

$$h_i = \begin{cases} \beta_0 + \gamma w_i + \beta_1 x_{1i} + u_{1i} & \text{si } \beta_0 + \gamma w_i + \beta_1 x_{1i} + u_{1i} > 0 \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases}$$

$$w_i = \delta_0 + \delta_1 z_{1i} + \delta_2 z_{2i} + u_{2i}$$

<sup>8</sup> Los valores de  $w_i$  ajustados condicionales a la situación respecto de la participación incluyen un elemento endógeno en  $(\lambda_i, \text{ o } \bar{\lambda}_i)$ . Si quisiéramos corregir este sesgo deberíamos utilizar la predicción incondicional de este término, pero puede demostrarse fácilmente que dicha predicción es cero. Es decir, el valor de  $w_i$  ajustado incondicionalmente es el adecuado.

<sup>9</sup> La consistencia de las estimaciones de [2] es una condición necesaria para obtener salarios ajustados (instrumentos) incorrelacionados con los errores de la ecuación de oferta de trabajo.

<sup>10</sup> En la literatura se han propuesto otros métodos que sólo utilizan la submuestra de participantes. En concreto, Heckman (1976) propone estimar la forma reducida de la

que es una versión simplificada de [1] y [2], pero con las mismas características generales.

Se han generado dos tipos de muestras atendiendo a la proporción de participantes, tratando de reproducir las situaciones habituales en los trabajos empíricos. Para ello se han definido dos conjuntos de valores para los parámetros de las ecuaciones, presentados en el Cuadro 1. El primero tiene asociada una tasa de participación superior al 50 por ciento (Muestra A), situación habitual en los estudios correspondientes al Reino Unido, mientras que en el segundo caso es inferior (Muestra B), tratando de aproximar las situaciones que se dan en los estudios correspondientes a Estados Unidos o España<sup>11</sup>.

CUADRO 1  
Definición de las diferentes muestras utilizadas

	Muestra A	Muestra B		
$\beta_0$ .....	1.0	-1.0		
$\gamma$ .....	1.0	1.0		
$\beta_0$ .....	1.0	1.0		
$\delta_0$ .....	0.0	0.0		
$\delta_1$ .....	1.0	1.0		
$\delta_2$ .....	1.0	1.0		
	Muestra 1	Muestra 2	Muestra 3	
$\rho$ .....	0.0000	0.5000	-0.7000	
$\sigma_1$ .....	1.2472	1.0393	1.0000	
$\sigma_2$ .....	1.1455	0.9841	0.7000	

Dada esta estructura se generan observaciones para  $u_1$ ,  $u_2$ ,  $z_1$ ,  $z_2$  y  $x_1$ . Los términos de perturbación  $u_1$  y  $u_2$  se generan a partir de distribuciones normales con medias cero, desviaciones estándar  $\sigma_1$  y  $\sigma_2$  y un coeficiente de correlación  $\rho$ . Las variables exógenas  $x_1$ ,  $z_1$  y  $z_2$  se generan como variables aleatorias uniformes e independientes, con un rango de variación de -1 a 1.

Se contemplan tres tipos de parámetros, definidos en el Cuadro 1, para la estructura de covarianzas de las perturbaciones de tal modo que el grado de importancia del sesgo de selección sea distinto en los diferentes ejercicios. La Muestra 1 corresponde a la situación en la que el modelo es recursivo ( $\rho = 0$ ), lo cual, tal y como se indicó en la nota 7, conlleva la presencia de un problema de selección de la muestra en la ecuación de salarios. Esta restricción de recur-

ecuación de horas y de la ecuación de salarios y así identificar todos los parámetros del modelo. Lee *et al.* (1980) proponen un método similar al de Nelson y Olson (1978), pero para la muestra de participantes únicamente.

<sup>11</sup> Algunos ejemplos de tasas de participación son los siguientes: Heckman (1974) (38.2 %) y Hausman (1980) (27.7 %) para los Estados Unidos, García *et al.* (1989) (24 %) para España, y Zabalza (1983) (57.3 %) para Gran Bretaña.

CUADRO 2  
Estimaciones de los parámetros de la ecuación de salarios

	Muestra A-1					Muestra B-1			
	VV	MCO	$\lambda$ -MCO	GHH	MVIC	MCO	$\lambda$ -MCO	GHH	MVIC
$\delta_0$ .....	0.00	0.35 (0.03)	-0.09 (0.11)	-0.05 (0.05)	-0.01 (0.03)	0.87 (0.05)	0.01 (0.25)	0.01 (0.16)	-0.00 (0.09)
$\delta_1$ .....	1.00	0.77 (0.05)	1.00 (0.08)	0.98 (0.05)	0.96 (0.05)	0.70 (0.07)	0.98 (0.12)	0.99 (0.09)	0.99 (0.08)
$\delta_2$ .....	1.00	0.80 (0.05)	1.04 (0.07)	1.02 (0.05)	1.00 (0.05)	0.70 (0.08)	0.99 (0.11)	0.99 (0.10)	0.99 (0.08)

	Muestra A-2					Muestra B-2			
	VV	MCO	$\lambda$ -MCO	GHH	MVIC	MCO	$\lambda$ -MCO	GHH	MVIC
$\delta_0$ .....	0.00	0.36 (0.02)	-0.10 (0.10)	-0.03 (0.03)	-0.01 (0.03)	0.86 (0.03)	-0.23 (0.26)	-0.12 (0.09)	-0.07 (0.06)
$\delta_1$ .....	1.00	0.80 (0.04)	1.01 (0.07)	0.98 (0.04)	0.95 (0.04)	0.73 (0.05)	1.02 (0.12)	1.00 (0.06)	1.00 (0.06)
$\delta_2$ .....	1.00	0.78 (0.04)	1.03 (0.05)	0.98 (0.04)	0.99 (0.04)	0.80 (0.06)	1.20 (0.11)	1.17 (0.07)	1.13 (0.06)

	Muestra A-3					Muestra B-3			
	VV	MCO	$\lambda$ -MCO	GHH	MVIC	MCO	$\lambda$ -MCO	GHH	MVIC
$\delta_0$ .....	0.00	-0.01 (0.02)	-0.02 (0.03)	-0.02 (0.03)	0.00 (0.02)	-0.04 (0.06)	-0.10 (0.12)	-0.10 (0.12)	-0.04 (0.08)
$\delta_1$ .....	1.00	0.99 (0.03)	1.00 (0.04)	1.00 (0.04)	1.00 (0.03)	0.97 (0.08)	1.00 (0.09)	1.00 (0.08)	0.97 (0.07)
$\delta_2$ .....	1.00	1.04 (0.03)	1.04 (0.04)	1.04 (0.04)	1.01 (0.03)	1.01 (0.08)	1.05 (0.10)	1.03 (0.09)	1.01 (0.08)

1- VV = Valor Verdadero.

2- Los errores estándar asintóticos entre paréntesis.

3- Los errores estándar del método  $\lambda$ -MCO se han calculado a partir de las expresiones presentadas en Heckman (1979).

sividad se elimina en la Muestra 2, aunque el problema de sesgo de selección continúa presente. Finalmente, en la Muestra 3 la estructura de covarianzas es tal que la ecuación de salarios no presenta problemas de sesgo de selección, aunque el sistema no es recursivo.

El objetivo principal del ejercicio es analizar cómo los dos enfoques discutidos se comportan bajo diferentes hipótesis, así como comparar los resultados de ambos enfoques con los que resultan de estimar el modelo completo por máxima verosimilitud, tal y como Heckman (1974) realiza, y con los que se obtienen utilizando el procedimiento bietápico de Lee *et al* (1980) para la submuestra de participantes. Adicionalmente, se quieren analizar las implicaciones de la estimación inconsistente de la ecuación de salarios sobre las propiedades de las estimaciones de la ecuación de horas. Por último, se pretende

comparar los resultados de diferentes métodos de estimación para la ecuación de salarios.

Para estimar la ecuación de salarios se utilizan cinco métodos alternativos: MCO aplicados a la ecuación [2] (MCO); la versión MCO del método propuesto por Heckman (1976) (1979) ( $\lambda$  - MCO), que consiste en la estimación de la ecuación [10] utilizando los valores de  $\lambda$ , ajustados a partir del modelo Probit de forma reducida de la decisión de participación; la maximización de la función de verosimilitud definida en [12], tal y como proponen Griliches *et al* (1978) (GHH); y la maximización de la función de verosimilitud del modelo formado por [1] y [2], definida en [6], tal y como se efectúa en Heckman (1974) (MVIC). Los resultados de las estimaciones para las diferentes muestras se presentan en el Cuadro 2<sup>12</sup>.

Como era de esperar, las estimaciones correspondientes a la aplicación de MCO a la ecuación de salarios son inconsistentes siempre que existe un problema de sesgo de selección (Muestras A-1, A-2, B-1 y B-2). Los sesgos son más importantes cuando la submuestra de participantes es pequeña (Muestras B-1 y B-2). Por otra parte, cuando los estimadores MCO son consistentes (Muestras A-3 y B-3), éstos son más eficientes que los correspondientes al método  $\lambda$ -MCO, dado que en el caso de los MCO no se incluye el regresor irrelevante  $\lambda$ <sup>13</sup>.

Es evidente que los métodos de máxima verosimilitud son más eficientes que las diferentes versiones del método  $\lambda$  cuando los problemas de selección de la muestra son importantes. El método GHH es menos eficiente que el método MVIC, dado que no utiliza toda la información disponible sobre participación. El criterio de selección [4] es de tipo Probit, mientras que si se utilizase [3] sería del tipo Tobit. La información extra contenida en el número de horas trabajadas mejoraría la eficiencia del procedimiento GHH.

En el Cuadro 3 se presentan las estimaciones correspondientes a los parámetros de la ecuación de oferta de trabajo para seis métodos alternativos. Estos resultados son importantes para ilustrar las consideraciones teóricas de la anterior sección. Los cuatro primeros métodos estiman por máxima verosimilitud la ecuación de horas, aunque los salarios están ajustados de forma distinta en cada método. En el caso de los métodos 1 y 2 se utilizan las predicciones basadas en las estimaciones por MCO de la ecuación de salarios. En el caso del Método 1 los salarios se ajustan para toda la muestra (enfoque instrumental), mientras que en el Método 2 sólo se ajustan los de los no participantes (enfoque de la falta de datos). En los métodos 3 y 4 se utilizan las

<sup>12</sup> Las funciones de verosimilitud definidas en las ecuaciones [6] y [12] han sido maximizadas utilizando la subrutina E04LBF de la NAG Library que necesita de la provisión de las primeras y segundas derivadas analíticas.

<sup>13</sup> Resultados no presentados en el Cuadro 2 ponen de manifiesto que la versión de máxima verosimilitud del método  $\lambda$ , mencionada en la nota 6, da estimaciones más eficientes que las de MCO, dado que tiene en cuenta los problemas de heteroscedasticidad anteriormente mencionados.

estimaciones de la ecuación de salarios correspondientes a la versión MCO del método  $\lambda$ . En el Método 3 los salarios se ajustan incondicionalmente para toda la muestra (enfoque instrumental), tal y como se indica en la ecuación [15]. En el caso del Método 4, se utilizan los salarios observados para los participantes y los ajustados condicionados a no participar para los no participantes (enfoque de la falta de datos). El Método 5 es una aplicación del propuesto por Lee *et al.* (1980), en donde sólo se utiliza la submuestra de participantes. En este caso se pretende ilustrar el efecto que la pérdida de información (menor tamaño muestral) tiene sobre la eficiencia de las estimaciones. En concreto, la ecuación de oferta de trabajo que se estima es la siguiente<sup>14</sup>.

$$h_i = \beta_0 + \gamma w_i + \beta_1 x_{1i} + (\sigma_{1e}/\sigma_e) \lambda_i + \varepsilon_i$$

CUADRO 3  
Estimaciones de los parámetros de la ecuación de horas

		Muestra A-1					
	VV	Met. 1	Met. 2	Met. 3	Met. 4	Met. 5	Met. 6
$\beta_0$ .....	1.00	0.54 (0.05)	0.72 (0.04)	1.05 (0.05)	1.08 (0.03)	0.88 (0.28)	0.97 (0.04)
$\gamma$ .....	1.00	1.23 (0.06)	0.89 (0.06)	0.95 (0.14)	1.06 (0.02)	1.04 (0.16)	0.99 (0.04)
$\beta_1$ .....	1.00	0.97 (0.07)	1.07 (0.06)	0.97 (0.09)	0.93 (0.05)	1.06 (0.16)	0.99 (0.06)
		Muestra A-2					
	VV	Met. 1	Met. 2	Met. 3	Met. 4	Met. 5	Met. 6
$\beta_0$ .....	1.00	0.53 (0.05)	0.60 (0.04)	1.06 (0.08)	1.11 (0.02)	0.93 (0.24)	0.97 (0.03)
$\gamma$ .....	1.00	1.21 (0.06)	1.25 (0.06)	0.94 (0.10)	1.32 (0.02)	1.01 (0.13)	0.98 (0.03)
$\beta_1$ .....	1.00	0.98 (0.07)	1.13 (0.06)	0.98 (0.14)	0.95 (0.04)	1.05 (0.14)	1.04 (0.04)
		Muestra A-3					
	VV	Met. 1	Met. 2	Met. 3	Met. 4	Met. 5	Met. 6
$\beta_0$ .....	1.00	1.00 (0.02)	0.99 (0.02)	1.00 (0.03)	0.99 (0.02)	0.96 (0.06)	0.98 (0.03)
$\gamma$ .....	1.00	0.97 (0.02)	0.59 (0.02)	0.96 (0.08)	0.59 (0.02)	1.00 (0.06)	0.98 (0.03)
$\beta_1$ .....	1.00	0.99 (0.03)	1.00 (0.04)	0.99 (0.05)	0.99 (0.04)	1.03 (0.07)	0.99 (0.03)

<sup>14</sup> Nótese que para expresar la ecuación a estimar se está utilizando la esperanza condicional de las horas dada la participación. También podría haberse estimado con toda

Cuadro 3 (Continuación)

Muestra B-1							
	VV	Met. 1	Met. 2	Met. 3	Met. 4	Met. 5	Met. 6
$\beta_0$ .....	-1.00	-2.25 (0.13)	-1.00 (0.06)	-1.01 (0.08)	-0.79 (0.05)	1.27 (1.27)	-0.99 (0.10)
$\gamma$ .....	1.00	1.44 (0.10)	0.99 (0.04)	1.03 (0.12)	1.10 (0.03)	0.27 (0.43)	1.02 (0.07)
$\beta_1$ .....	1.00	1.09 (0.09)	1.07 (0.07)	1.09 (0.10)	0.98 (0.06)	0.32 (0.45)	1.10 (0.07)

Muestra B-2							
	VV	Met. 1	Met. 2	Met. 3	Met. 4	Met. 5	Met. 6
$\beta_0$ .....	-1.00	-2.34 (0.13)	-2.01 (0.10)	-0.91 (0.07)	-0.64 (0.05)	1.99 (1.40)	-1.08 (0.07)
$\gamma$ .....	1.00	1.40 (0.10)	1.23 (0.07)	0.96 (0.07)	1.29 (0.03)	0.02 (0.45)	1.01 (0.05)
$\beta_1$ .....	1.00	0.99 (0.09)	1.12 (0.09)	0.99 (0.10)	0.90 (0.05)	0.02 (0.47)	1.06 (0.07)

Muestra B-3							
	VV	Met. 1	Met. 2	Met. 3	Met. 4	Met. 5	Met. 6
$\beta_0$ .....	-1.00	-1.01 (0.06)	-1.01 (0.06)	-0.94 (0.06)	-1.01 (0.06)	-0.26 (0.46)	-1.00 (0.10)
$\gamma$ .....	1.00	1.04 (0.05)	0.55 (0.04)	1.01 (0.28)	0.55 (0.04)	0.68 (0.23)	1.04 (0.09)
$\beta_1$ .....	1.00	1.08 (0.06)	1.10 (0.07)	1.08 (0.06)	1.10 (0.07)	0.78 (0.25)	1.08 (0.06)

1- VV = Valor Verdadero.

2- Los métodos considerados son:

Met. 1 Tobit. Todos los salarios se predicen con las estimaciones MCO de la ecuación de salarios.

Met. 2 Tobit. Sólo los salarios de los no participantes se predicen a partir de las estimaciones MCO.

Met. 3 Tobit. Todos los salarios se predicen de forma incondicional, utilizando las estimaciones  $\lambda$ -MCO.

Met. 4 Tobit. Sólo se predicen los salarios de los no participantes, de forma condicionada y haciendo uso de las estimaciones  $\lambda$ -MCO.

Met. 5 MCO condicionados a participar. Sólo se utiliza la submuestra de participantes.

Met. 6 MVIC.

3- Los errores estándar asintóticos entre paréntesis.

4- Los errores estándar del Met. 3 se han calculado haciendo uso de la fórmula propuesta por Amemiya (1979), p. 175.

5- Los errores estándar del Met. 5 se han calculado haciendo uso de la fórmula propuesta por Lee *et al* (1980), p. 496.

la muestra la ecuación derivada de la esperanza incondicional, tal y como se detalla en Maddala (1983) p. 159. No se ha incluido este método en el ejercicio de simulación dado que se trata de un método consistente, pero menos eficiente que el método Tobit empleado en este ejercicio.

donde

$$\hat{w}_i = \delta_0 + \delta_1 z_{1i} + \delta_2 z_{2i} + (\sigma_{2e}/\sigma_r) \lambda_i$$

Finalmente, los resultados del método MVIC para la ecuación de horas se presentan como Método 6.

Los resultados ponen de manifiesto que la inconsistencia de los estimadores MCO para la ecuación de salarios, en presencia de problemas de selección de la muestra, conlleva la inconsistencia de las estimaciones de los parámetros de la ecuación de oferta para los Métodos 1 y 2<sup>15</sup>. En aquellos casos en que el sesgo de selección es inexistente (Muestras A-3 y B-3), el Método 1 (enfoque instrumental) da estimaciones consistentes, mientras que las correspondientes al Método 2 (enfoque de la falta de datos) están claramente sesgadas.

Como era de esperar el Método 3, que utiliza predicciones incondicionales y consistentes de los salarios, es el único de los métodos bietápicos que utiliza toda la muestra (Métodos 1 a 4) que da buenos resultados en todos los casos. La ineficiencia de este método se pone de manifiesto al comparar los errores estándar de los parámetros estimados con los correspondientes al Método 6 (método de máxima verosimilitud), que es el método más eficiente para estimar los parámetros del modelo [1] y [2]. En cualquier caso es importante destacar que las estimaciones puntuales son muy precisas en el caso del Método 3, incluso en aquellos casos en los que la submuestra de participantes es pequeña (Muestra B).

Las estimaciones correspondientes al Método 4 son siempre inconsistentes, aunque la importancia de los sesgos difiere según cual sea el caso contemplado. Tal y como se indicó en la Sección 3, si  $\sigma_{12} \neq 0$ , las estimaciones basadas en este método siempre serán inconsistentes dado que se utilizan salarios observados para los participantes. Los resultados para las Muestras A-2, A-3, B-2 y B-3 lo confirman. Las estimaciones de  $\gamma$  y, en ocasiones, las de  $\beta_0$ , están claramente sesgadas. Cuando  $\sigma_{12} = 0$  (Muestras A-1 y B-1) se dan sesgos con este método dada la endogeneidad de las predicciones condicionadas para los no participantes<sup>16</sup>.

Finalmente, el Método 5, basado en la submuestra de participantes, da estimaciones consistentes pero cuya precisión no es tan grande como la de otros métodos consistentes. Este problema es particularmente grave cuando el porcentaje de participantes es pequeño, tal y como puede apreciarse en los resultados obtenidos para la Muestra B. No sólo las estimaciones de los errores estándar de los parámetros aumenta de forma clara, sino que también las estimaciones puntuales difieren de forma sensible de los valores verdaderos, aunque la consistencia de las estimaciones está garantizada.

<sup>15</sup> Véase Cogan (1980) para una discusión pormenorizada de este caso particular.

<sup>16</sup> También se ha estimado la ecuación de oferta correspondiente a la Muestra B-1 bajo el enfoque de la falta de datos pero aproximando los salarios de los no participantes con las predicciones incondicionales definidas en [5]. Los resultados son mejores que los obtenidos con el Método 4.

## 5. Un modelo con criterio de selección no lineal

Si el conjunto presupuestario no es convexo, por ejemplo por la presencia de costes fijos, la teoría del salario de reserva no es adecuada, siendo necesario hacer comparaciones de utilidad para especificar la correspondiente ecuación de oferta de trabajo, tal y como Burtless y Hausman (1978) y Hausman (1980) ponen de manifiesto. De hecho, en el modelo discutido en la Sección 2 existe una función de utilidad subyacente que es la que da lugar a la ecuación lineal de oferta de trabajo que se especifica.

En la presente sección se pretende ilustrar las implicaciones, en términos de la especificación y estimación econométrica del modelo de oferta de trabajo, que la no convexidad del conjunto presupuestario genera. Para ello se hace uso de un modelo basado en una función de utilidad CES definida del siguiente modo<sup>17</sup>.

$$u = (x^{-\vartheta} + \alpha l^{-\vartheta})^{-1/\vartheta} \quad [16]$$

en donde  $u$  es el índice de utilidad de la familia,  $x$  es el ingreso neto de la familia,  $l$  es el número de horas de ocio,  $\vartheta$  determina la elasticidad de sustitución ( $s$ ) entre ingreso y ocio ( $s = 1/(1 + \vartheta)$ ) y  $\alpha$  expresa la ponderación relativa del ocio respecto del ingreso, requiriéndose  $\alpha > 0$  para que las funciones de utilidad tengan pendiente negativa. Suponemos que  $\alpha$  depende de determinadas características personales ( $X$ ) y de un término de error  $\eta$ , siendo su especificación

$$\alpha = \exp \{X_i' \beta - \eta\} \quad [17]$$

en donde  $\beta$  es un vector de parámetros.

El comportamiento óptimo<sup>18</sup> está descrito plenamente por la razón ingresos-ocio

$$\left( \frac{x}{l} \right) = \left( \frac{w}{\alpha} \right)^s \quad [18]$$

en donde  $w$  es el salario y  $x = w h + y - \varphi$ , en donde  $y$  es el ingreso neto de la familia cuando el individuo no trabaja y  $\varphi$  es el total de costes fijos.

El conjunto presupuestario de aquellos individuos que no se enfrentan a costes fijos de entrada en el mercado de trabajo ( $\varphi = 0$ ) está representado en el Gráfico 1. En este caso la teoría del salario de reserva es adecuada, participando el individuo en el mercado de trabajo si su ratio ingresos-ocio deseado para un determinado nivel de salario  $(x/l)_w$  es mayor que dicho ratio en el

<sup>17</sup> En García (1986) se estima un modelo con características similares al presentado en esta sección.

<sup>18</sup> Véanse Rosen (1978) y Zabalza (1983).

punto de no participación ( $C$  en el Gráfico 1),  $(x/l)_0 = y/T$ , en donde  $T$  es el total de tiempo disponible para ocio o trabajo. Es decir,

$$\left(\frac{x}{l}\right)_0 < \left(\frac{x}{l}\right)_w$$

lo cual significa, utilizando [17] y [18],

$$\eta > \eta^* \quad [19]$$

$$\eta^* = (1 + \vartheta) \ln(y/T) - \ln(w) + X' \beta \quad [20]$$

En presencia de costes fijos (Gráfico 2), es decir, para  $\varphi \neq 0$ , existe un valor de  $\eta$ ,  $\eta^{**}$ , tal que la persona participa si  $\eta > \eta^{**}$ . Este valor de  $\eta$  es el que hace a la persona indiferente entre participar o no participar. Para encontrar este valor debemos resolver una ecuación no lineal que iguala la utilidad de participar a la utilidad de no participar, tal y como se expresa en la ecuación [21],

$$(y^{-\vartheta} + \alpha T^{-\vartheta})^{-1/\vartheta} = \frac{Tw + y - \varphi}{w + \left(\frac{w}{\alpha}\right)^s} \left\{ \left(\frac{w}{\alpha}\right)^{-\vartheta s} + \alpha \right\}^{-1/\vartheta} \quad [21]$$

en donde la parte izquierda de la igualdad es el valor de la función de utilidad, definida en [16], para cero horas de oferta de trabajo (no participación) y la parte derecha de la igualdad es el valor de la función de utilidad indirecta para un determinado valor de los salarios y una determinada constante (ingreso virtual).

Antes de detallar la especificación econométrica correspondiente a este caso particular y discutir la aplicación de la clase de métodos bietápicos considerados en este trabajo, que son los que más extensamente han sido utilizados en esta literatura<sup>19</sup>, cabe hacer mención de la propuesta de Cogan (1981) para estimar modelos de oferta de trabajo en presencia de costes fijos.

Cogan (1981) hace uso del número de horas de reserva para definir el criterio de participación. Así, si las horas óptimas exceden las de reserva el individuo participa, no haciéndolo en caso contrario. Este enfoque sería equivalente al aquí presentado si la forma funcional de la ecuación de horas proviniese de la función de la utilidad asociada a la ecuación de horas utilizada, ya que las horas de reserva son las que hacen al individuo indiferente entre participar o no. En el caso de Cogan (1981) se opta por utilizar una forma lineal para dicha ecuación de horas de reserva, inconsistente con la forma funcional de horas escogida.

Nótese que en el caso particular de la función de utilidad CES la ecuación de horas de reserva sería el resultado de sustituir el salario en la ecuación de horas óptima correspondiente a dicha función de utilidad, por aquel salario

<sup>19</sup> Véanse a este respecto los trabajos de Hausman (1985) y Moffitt (1986).

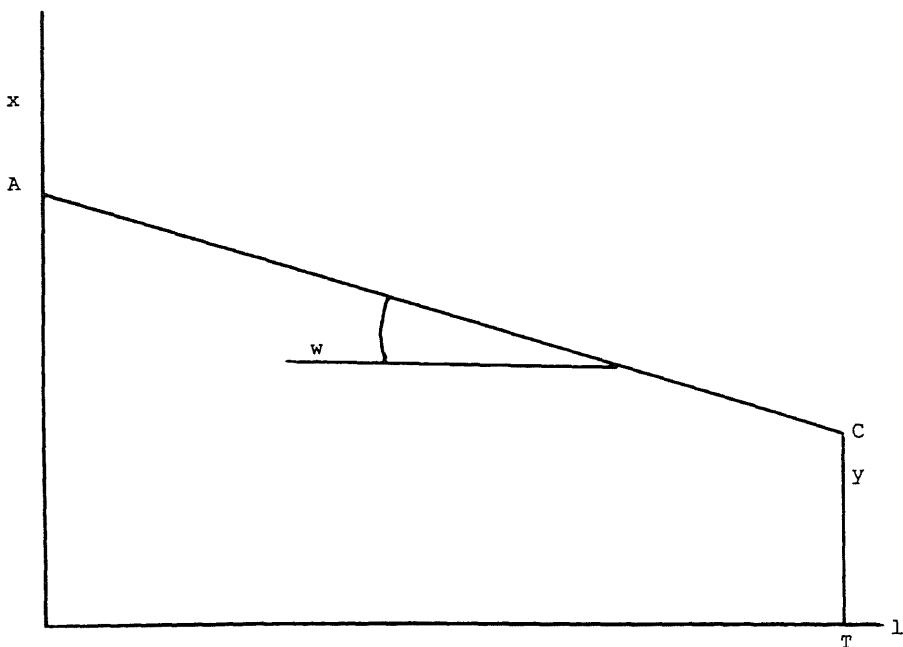


Gráfico 1  
Conjunto presupuestario sin costes fijos

que obtendría al resolver para  $w$  la ecuación [21]. Ello comportaría una forma funcional altamente no lineal para la ecuación de horas de reserva, por lo que la propuesta de Cogan (1981) sería únicamente una aproximación. Asimismo, este enfoque resta contenido al tipo de ejercicio de simulación (análisis de los efectos en eficiencia y equidad de cambios en las variables fiscales relevantes) que suele realizarse habitualmente con los resultados de la estimación de los parámetros de la función de utilidad obtenidos al estimar los de la ecuación de oferta de trabajo<sup>20</sup>.

Para nuestra especificación econométrica definimos una variable ficticia  $D_i$  que toma el valor 1 si la persona participa y 0 en caso contrario, con lo que el modelo que se pretende estimar puede expresarse de la siguiente forma

— Para  $\varphi = 0$

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{si } \eta_i > \eta_i^* \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases} \quad [22]$$

<sup>20</sup> Cabe mencionar, entre otros, como ejemplos de este tipo de ejercicios los trabajos de Hausman (1981) y Zabalza y Arrufat (1988).

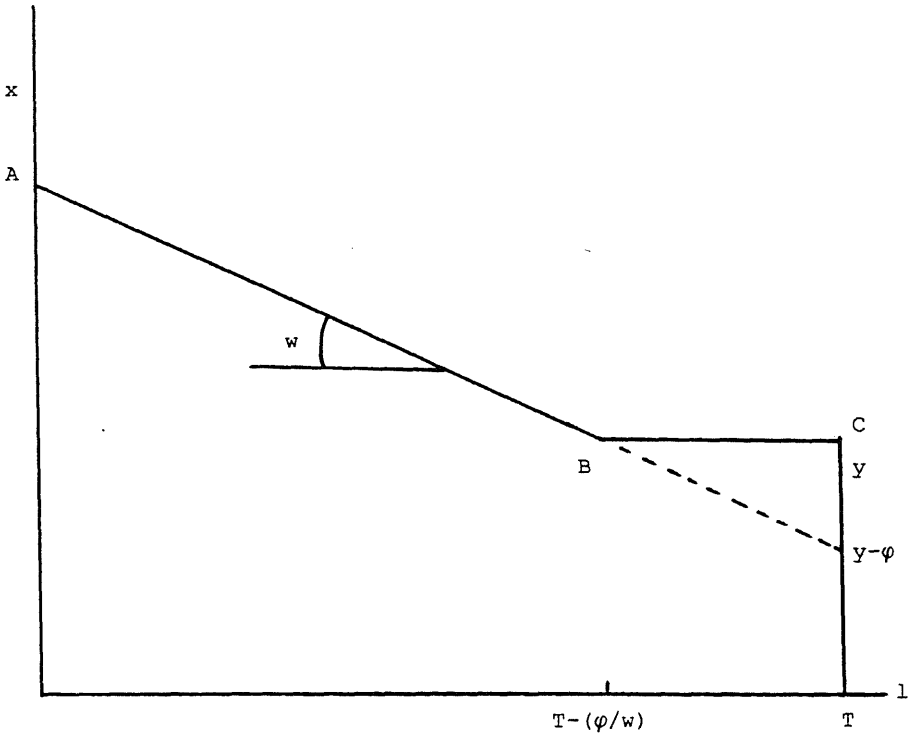


Gráfico 2  
Conjunto presupuestario con costes fijos

— Para  $\phi = 0$

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{si } \eta_i > \eta_i^* \\ 0 & \text{en caso contrario} \end{cases} \quad [23]$$

— Ecuación de salarios

$$\ln w_i = Z_i \delta + u_i \quad [24]$$

en donde  $Z_i$  es un vector de características personales y  $u_i$  es un término de perturbación.

A partir de [21] es evidente que el criterio de selección en presencia de costes fijos es claramente no lineal, tanto con respecto a los parámetros como con respecto a las variables. Ello significa que si se utiliza el método bietápico descrito en la Sección 2, basado en el propuesto por Nelson y Olson (1978), las estimaciones serán inconsistentes. Dado que la estimación conjunta por máxima verosimilitud de las ecuaciones [22] - [23] - [24] conllevaría un elevado coste en términos de cálculo, parece interesante investigar los resultados que se obtendrían a partir de la utilización del enfoque instrumental, muy uti-

lizado en esta literatura, en aquellas situaciones en las que se dan criterios de selección no lineales.

Aunque los resultados de esta evaluación sólo son estrictamente adecuados para el ejercicio planteado en la siguiente sección, es interesante ver hasta qué punto la inconsistencia causada por la incorrecta forma de predecir los salarios, dado el método bietápico escogido, es más importante que la generada por el propio procedimiento bietápico en el contexto del modelo no lineal. Esta evaluación se realiza por medio de un experimento de Monte Carlo discutido en la siguiente sección.

## 6. Resultados del experimento de Monte Carlo

En esta sección pretendemos evaluar los resultados de los dos enfoques presentados en la Sección 3 al estimar un modelo de participación (modelo de oferta de trabajo con la variable endógena discreta) en el que parte de la muestra se enfrenta a costes fijos de entrada en el mercado de trabajo. El análisis se centra en el estudio de cómo diferentes aspectos afectan los resultados de los dos enfoques discutidos. Estos aspectos son: (a) la endogeneidad de los salarios en la ecuación de oferta de trabajo, es decir, la correlación entre los términos de perturbación  $\eta$  y  $u$ , (b) la proporción de individuos afectados por la presencia de costes fijos, (c) la proporción que dichos costes representan sobre el total de ingresos netos de la familia cuando el individuo no trabaja, y (d) la proporción de participantes en la muestra.

Para cada uno de los 16 ejercicios de Monte Carlo realizados se han efectuado 50 replicaciones con 1.000 observaciones cada una. Los datos generados corresponden a un modelo de las mismas características del discutido en la anterior sección, definiendo  $\alpha$  de la siguiente manera

$$\alpha = \exp \{ \beta_0 + \beta_1 x_1 - \eta \}$$

en donde los valores que se asignan a  $\beta_0$  (1.4 y 2.2) permiten definir dos tipos de muestras, Muestra A y Muestra B, según que la proporción de participantes sea superior o inferior al 50 por ciento, respectivamente. En todos los ejercicios  $\beta_1$  se mantiene igual  $-1$  y  $\vartheta$  igual a  $-0.3$ , generándose  $x_1$  a partir de una distribución uniforme con rango de variación (0.5, 1.5).

Los ingresos netos de la familia también se generan a partir de una distribución uniforme con rango de variación (120, 216), mientras que los costes fijos se generan a partir de distribuciones uniformes con cuatro rangos distintos de variación:  $(-180, 60)$ ,  $(-360, 120)$ ,  $(-20, 60)$  y  $(-40, 120)$ , que definen las submuestras (1), (2), (3) y (4), respectivamente. En aquellos casos que el valor generado de  $\varphi$  es inferior a cero, se fija a cero. En el caso de los dos primeros rangos, aproximadamente un 25 por ciento de la muestra se enfrenta a costes fijos, mientras que para los dos restantes dicho porcentaje se sitúa alrededor del 75 por ciento. Por otra parte, en el caso del primer y tercer rango los costes fijos representan un parte poco importante del total de ingresos de la familia,

mientras que en los otros dos casos dicha proporción es más importante. Por último, el tiempo disponible para ocio u oferta de trabajo ( $T$ ) se fija en 168 (el número de horas correspondientes a una semana).

Para completar el modelo se especifica una ecuación de salarios del siguiente tipo

$$\ln w = \delta_0 + \delta_1 z_1 + u$$

cuyos parámetros se definen de igual manera que en el Cuadro 1, distribuyéndose la variable  $z_1$  como una uniforme con rango de variación (0.0, 0.5). Los términos de perturbación de ambas ecuaciones  $\eta$  y  $u$  se generan a partir de una distribución normal bivalente con media cero, cuyas varianzas y covarianzas se definen como en los casos de las Muestras 1 y 2 del Cuadro 1. Es decir, se distinguen dos situaciones: (a) incorrelación entre  $\eta$  y  $u$ , y (b) correlación no nula entre ambas perturbaciones. En ambos casos se dan problemas de selección de la muestra al estimar la ecuación de salarios.

Antes de comentar los resultados del experimento correspondientes a la estimación de la ecuación de participación, es interesante evaluar la importancia que la linealización del criterio de selección, definido en [21], tiene sobre los resultados de la estimación de la ecuación de salarios.

La utilización del método  $\lambda$  propuesto por Heckman (1976) (1979) se reduce, en nuestro caso, a estimar la siguiente ecuación por MCO

$$\ln w = \delta_0 + \delta_1 z_1 + \psi \lambda + \varepsilon$$

en donde  $\lambda$  es la inversa de la razón de Mill, obteniéndose su valor a partir de la estimación de un modelo Probit de forma reducida para la decisión de participar en el que las variables explicativas son  $\ln(y/T)$ ,  $x_1$  y  $z_1$  más un término constante.

En el Cuadro 4 se presentan los sesgos medios y sus desviaciones estándar (entre paréntesis) para cada uno de los parámetros de la ecuación de salarios y cada uno de los 16 ejercicios de Monte Carlo realizados. A partir de estos resultados se puede concluir que la linealización del criterio de selección no tiene efectos no deseables sobre las estimaciones de los parámetros de la ecuación de salarios. Para las diferentes muestras analizadas el sesgo es inferior a una desviación estándar. Por otra parte, el sesgo representa un pequeño porcentaje en relación al valor absoluto del parámetro en todos los casos.

Cabe mencionar otras tres características de los resultados obtenidos. En primer lugar, las desviaciones estándar de los sesgos medios son, en general, mayores cuando el porcentaje de participantes está por debajo del 50 por ciento, en línea con los resultados obtenidos en la Sección 4. En segundo lugar, dichas desviaciones estándar también son mayores en aquellos casos en los que el porcentaje de individuos con costes fijos es elevado (submuestras (3) y (4)). Este es un resultado esperado ya que en estos casos la aproximación lineal del criterio de selección se utiliza en mayor número de ocasiones. Por

CUADRO 4  
Sesgos de las estimaciones de la ecuación de salarios

		Muestra A							
		(1)		(2)		(3)		(4)	
		$\sigma_{u\eta} \neq 0$	$\sigma_{u\eta} = 0$	$\sigma_{u\eta} \neq 0$	$\sigma_{u\eta} = 0$	$\sigma_{u\eta} \neq 0$	$\sigma_{u\eta} = 0$	$\sigma_{u\eta} \neq 0$	$\sigma_{u\eta} = 0$
$\delta_0$	.....	-0.005 (0.035)	-0.006 (0.033)	-0.013 (0.040)	-0.010 (0.038)	-0.003 (0.046)	-0.004 (0.042)	-0.008 (0.058)	-0.002 (0.053)
$\delta_1$	.....	0.008 (0.067)	0.013 (0.084)	0.016 (0.071)	0.015 (0.091)	0.011 (0.079)	0.022 (0.104)	0.021 (0.086)	0.028 (0.117)

		Muestra B							
		(1)		(2)		(3)		(4)	
		$\sigma_{u\eta} \neq 0$	$\sigma_{u\eta} = 0$	$\sigma_{u\eta} \neq 0$	$\sigma_{u\eta} = 0$	$\sigma_{u\eta} \neq 0$	$\sigma_{u\eta} = 0$	$\sigma_{u\eta} \neq 0$	$\sigma_{u\eta} = 0$
$\delta_0$	.....	-0.009 (0.065)	-0.025 (0.073)	-0.019 (0.068)	-0.037 (0.076)	-0.007 (0.080)	-0.007 (0.108)	-0.019 (0.103)	-0.032 (0.102)
$\delta_1$	.....	0.008 (0.097)	0.046 (0.140)	0.006 (0.100)	0.053 (0.144)	0.007 (0.118)	0.024 (0.153)	0.016 (0.136)	0.062 (0.151)

último, cuanto mayor es el peso que sobre el total de ingresos tienen los costes fijos, mayores son las desviaciones estándar de los sesgos (submuestras (2) y (4)).

En el Cuadro 5 se presentan los resultados de los ejercicios de Monte Carlo correspondientes a las ecuaciones de participación (oferta de trabajo). El objetivo fundamental es comparar los resultados que se obtienen con el enfoque instrumental (EI) (predicciones incondicionales para toda la muestra) con los obtenidos con el enfoque de la falta de datos (EFD) (salarios observados para los participantes y predicciones condicionadas para los no participantes) en presencia de costes fijos, es decir, con un conjunto presupuestario no convexo.

A partir de los resultados obtenidos se pone en evidencia que mientras el enfoque instrumental conlleva sesgos inferiores a una desviación estándar, los correspondientes al enfoque de la falta de datos son mayores y, en general, superiores a dos veces la desviación estándar. Sólo cuando los términos de perturbación no están correlacionados ( $\sigma_{u\eta} = 0$ ) y el porcentaje de participantes es superior al 50 por ciento (cuarta y octava columnas de la Muestra A), estos sesgos son, en general, inferiores a una desviación estándar. Finalmente, cabe destacar que las desviaciones estándar son mayores en el caso del enfoque instrumental, excepto en el caso en que no hay correlación entre los términos de perturbación y el porcentaje de participantes supera el 50 por ciento. La mayor dispersión de los sesgos en el caso del enfoque de la falta de datos hace que la inconsistencia de las estimaciones basadas en dicho método sea mucho más evidente.

CUADRO 5  
Sesgos de las estimaciones de la ecuación de participación

Muestra A								
	(1)				(2)			
	$\sigma_{u\eta} \neq 0$		$\sigma_{u\eta} = 0$		$\sigma_{u\eta} \neq 0$		$\sigma_{u\eta} = 0$	
	EI	EFD	EI	EFD	EI	EFD	EI	EFD
$\beta_0$ .....	0.001 (0.137)	-0.251 (0.070)	0.011 (0.109)	-0.081 (0.130)	-0.003 (0.144)	-0.242 (0.077)	0.017 (0.106)	-0.075 (0.124)
$\beta_1$ .....	-0.031 (0.187)	0.536 (0.048)	-0.033 (0.146)	0.164 (0.200)	-0.049 (0.188)	0.535 (0.052)	-0.061 (0.138)	0.162 (0.189)
$\vartheta$ .....	0.069 (0.263)	-0.595 (0.031)	0.057 (0.179)	-0.269 (0.252)	0.087 (0.270)	-0.609 (0.029)	0.081 (0.168)	-0.289 (0.272)
	(3)				(4)			
	$\sigma_{u\eta} \neq 0$		$\sigma_{u\eta} = 0$		$\sigma_{u\eta} \neq 0$		$\sigma_{u\eta} = 0$	
	EI	EFD	EI	EFD	EI	EFD	EI	EFD
$\beta_0$ .....	-0.015 (0.118)	-0.221 (0.047)	0.008 (0.135)	-0.113 (0.114)	-0.011 (0.142)	-0.198 (0.070)	0.014 (0.111)	-0.089 (0.096)
$\beta_1$ .....	0.001 (0.158)	0.544 (0.047)	-0.022 (0.135)	0.249 (0.114)	-0.026 (0.157)	0.545 (0.048)	-0.035 (0.145)	0.237 (0.134)
$\vartheta$ .....	0.052 (0.251)	-0.618 (0.030)	0.062 (0.180)	-0.335 (0.150)	0.061 (0.212)	-0.631 (0.029)	0.068 (0.206)	-0.335 (0.177)
Muestra B								
	(1)				(2)			
	$\sigma_{u\eta} \neq 0$		$\sigma_{u\eta} = 0$		$\sigma_{u\eta} \neq 0$		$\sigma_{u\eta} = 0$	
	EI	EFD	EI	EFD	EI	EFD	EI	EFD
$\beta_0$ .....	0.029 (0.216)	-0.786 (0.075)	0.033 (0.257)	-0.493 (0.143)	0.051 (0.234)	-0.787 (0.082)	0.027 (0.256)	-0.501 (0.146)
$\beta_1$ .....	-0.032 (0.177)	0.606 (0.036)	-0.039 (0.212)	0.365 (0.089)	-0.057 (0.188)	0.607 (0.046)	-0.042 (0.211)	0.369 (0.061)
$\vartheta$ .....	0.012 (0.190)	-0.562 (0.042)	-0.003 (0.212)	-0.417 (0.098)	0.006 (0.223)	-0.571 (0.040)	-0.002 (0.203)	-0.435 (0.094)
	(3)				(4)			
	$\sigma_{u\eta} \neq 0$		$\sigma_{u\eta} = 0$		$\sigma_{u\eta} \neq 0$		$\sigma_{u\eta} = 0$	
	EI	EFD	EI	EFD	EI	EFD	EI	EFD
$\beta_0$ .....	0.028 (0.218)	-0.742 (0.072)	0.081 (0.255)	-0.478 (0.211)	0.069 (0.278)	-0.742 (0.073)	0.031 (0.232)	-0.469 (0.230)
$\beta_1$ .....	-0.028 (0.173)	0.601 (0.061)	-0.064 (0.213)	0.378 (0.138)	-0.064 (0.209)	0.611 (0.052)	-0.036 (0.176)	0.375 (0.145)
$\vartheta$ .....	0.016 (0.246)	-0.634 (0.029)	0.065 (0.258)	-0.435 (0.139)	0.009 (0.293)	-0.641 (0.033)	0.012 (0.222)	-0.455 (0.151)

En relación a las estimaciones de  $\vartheta$ , el sesgo representa un porcentaje importante del valor absoluto del parámetro, siendo asimismo la desviación estándar del sesgo superior en todos los casos al 50 por ciento del valor absoluto de  $\vartheta$ . Ello significa que para este valor concreto de  $\vartheta$  las estimaciones son bastante imprecisas, pudiéndose no rechazar la hipótesis nula de que el modelo corresponde a una formulación tipo Cobb-Douglas de la función de utilidad ( $\vartheta = 0$ ).

La principal conclusión a extraer de los resultados comentados en esta sección es que se refuerzan las conclusiones de la Sección 4, obtenidas bajo la hipótesis de conjuntos presupuestarios lineales. El enfoque instrumental ofrece resultados adecuados incluso cuando el conjunto presupuestario no es lineal ni convexo, es decir, cuando los criterios de selección no son lineales. Por otra parte, el enfoque de la falta de datos también ofrece en este contexto resultados claramente sesgados, dado que no se corrige la endogeneidad de los salarios en la ecuación de oferta de trabajo, introduciendo incluso un elemento endógeno en los salarios ajustados si se utilizan predicciones condicionadas a la decisión de no participar.

## 7. Conclusiones

En este trabajo se han discutido y analizado experimentalmente las propiedades de diferentes métodos de estimación bietápicos basados en las predicciones de los salarios para modelos de oferta de trabajo. Dichos métodos pueden agruparse en dos enfoques alternativos: el enfoque instrumental y el enfoque de la falta de datos. Ambos tienen en común que utilizan salarios ajustados en la segunda etapa del proceso de estimación.

La razón que justifica el uso de salarios ajustados es distinta para ambos enfoques. El enfoque de la falta de datos no tiene en cuenta las características de un modelo completo en el que, junto a la ecuación de oferta de trabajo, existe una ecuación de salarios. Se trata de un sistema simétrico en el que la utilización de los salarios observados para los participantes sesga las estimaciones de los parámetros de la ecuación de oferta de trabajo si el modelo no es recursivo. Incluso en este último caso las estimaciones serán inconsistentes si los salarios ajustados se calculan condicionados a la situación de no participación.

El enfoque instrumental consiste básicamente en la extensión del estimador de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas, en la interpretación de Theil, a un modelo de ecuaciones simultáneas con las variables dependientes limitadas. Al resolver el problema de la endogeneidad de los salarios también se resuelve la inobservabilidad de los mismos para los no participantes. A diferencia del enfoque de la falta de datos, el enfoque instrumental no sólo tiene en cuenta las características de las variables, sino también las del modelo.

Finalmente, cuando consideramos un modelo particular con el conjunto presupuestario no convexo, los resultados obtenidos cuando el criterio de selec-

ción es lineal todavía son válidos, aunque en este contexto los criterios de selección no son lineales. Los resultados de diferentes experimentos de Monte Carlo muestran que los resultados del enfoque instrumental son razonables, mientras que el enfoque de la falta de datos genera sesgos importantes en la estimación de los parámetros. Aunque debe insistirse en que los resultados hacen referencia a un tipo de modelo concreto (derivado de una función de utilidad CES) en cuanto a la forma funcional, los resultados ponen de manifiesto una mayor contribución de la incorrecta predicción de los salarios en los sesgos detectados. Los importantes ahorros en términos de tiempo de cálculo hacen atractivos los métodos bietápicos basados en el enfoque instrumental frente a los métodos de máxima verosimilitud cuando los conjuntos presupuestarios no son lineales, ya sean convexos o no.

## Referencias

- Amemiya, T. (1974): «Multivariate Regression and Simultaneous Equation Models when the Dependent Variables are Truncated Normal», *Econometrica*, vol. 42, págs. 999-1012.
- Amemiya, T. (1979): «The Estimation of a Simultaneous Equation Tobit Model», *International Economic Review*, vol. 20, págs. 169-181.
- Arrufat, J. L. y Zabalza, A. (1986): «Female Labour Supply with Taxation, Random Preferences and Optimisation Errors», *Econometrica*, vol. 54, págs. 47-63.
- Blundell, R. y Meghir, C. (1986): «Selection Criteria for a Microeconomic Model of Labour Supply», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 1, págs. 29-53.
- Burtless, G. y Hausman, J. A. (1978): «The Effect of Taxation on Labour Supply: Evaluating the Gary Negative Income Tax Experiment», *Journal of Political Economy*, vol. 86, págs. 1103-1130.
- Cogan, J. (1980): «Married Women's Labor Supply: A Comparison of Alternative Estimation Procedures», en *Female Labor Supply: Theory and Estimation*, J. P. Smith (ed.), Princeton University Press, Princeton.
- Cogan, J. (1981): «Fixed Costs and Labor Supply», *Econometrica*, vol. 49, págs. 945-963.
- García, J. (1986): «A Participation Model with non-Convex Budget Sets. The Case of the Wives of the Unemployed in Great Britain», Departament d'Economia i d'Història Econòmica, Universitat Autònoma de Barcelona, W. P. 71/86.
- García, J.; González-Páramo, J. M. y Zabalza, A. (1989): «Una Aproximación al Coste de Eficiencia de la Tributación Familiar en España», *Moneda y Crédito*, vol. 188, págs. 211-236.
- García, J. y Stern, J. (1989): «Real Earnings Gains and Losses from Unemployment», en *The Nature of Unemployment in Britain*, Nickell, S. J.; Narendranathan, W.; Stern, J. y García, J., Oxford University Press.
- Griliches, Z.; Hall, B. H. y Hausman, J. A. (1978): «Missing Data and Self-Selection in Large Panels», *Annals de l'INSEE*, vols. 30-31, págs. 137-176.
- Hall, R. E. (1973): «Wages, Income and Hours of Work in the U. S. Labor Force», en *Income Maintenance and Labor Supply*, G. Cain and H. Watts (eds.), Rand McNally, New York.
- Hausman, J. A. (1980): «The Effect of Wages, Taxes and Fixed Costs on Women's Labor Force Participation», *Journal of Public Economics*, vol. 14, págs. 161-194.
- Hausman, J. A. (1981): «Labor Supply», en *How Taxes Affect Economic Behavior*, Aaron, H. J. y Pechman, J. A. (eds.), Brookings Institution, Washington.

- Hausman, J. A. (1985): «The Econometrics of Nonlinear Budget Sets», *Econometrica*, vol. 53, págs. 1255-1282.
- Heckman, J. J. (1974): «Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply», *Econometrica*, vol. 45, págs. 919-938.
- Heckman, J. J. (1976): «The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited-Dependent Variables and a Simple Estimator of Such Models», *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 5, págs. 475-492.
- Heckman, J. J. (1979): «Sample Selection as a Specification Error», *Econometrica*, vol. 47, págs. 153-161.
- Heckman, J. J.; Killingsworth, M. y MaCurdy, T. (1981): «Empirical Evidence on Static Labor Supply Models: A Survey of Recent Developments», en *The Economics of Labour Market*, Horstein, Z.; Grice, J. y Webb, A. (eds.), H.M.S.O. Londres.
- Heckman, J. J. y MaCurdy, T. E. (1981): «New Methods for Estimating Labor Supply Functions: A Survey», en *Research in Labor Economics*, vol. 4, Ehrenberg, R. (ed.), JAI Press, Cornell University.
- Killingsworth, M. (1983): *Labor Supply*, Cambridge University Press, Nueva York.
- Killingsworth, M. R. y Heckman, J. J. (1986): «Female Labor Supply: A Survey», en *Handbook of Labor Economics*, Ashenfelter, O. C. y Layard, R. (eds.), North-Holland, Amsterdam.
- Johnson, N. y Kotz, S. (1970): *Distributions in Statistics: Continuous Univariate Distributions*, Houghton Mifflin, Boston.
- Johnson, N. y Kotz, S. (1972): *Distributions in Statistics: Continuous Multivariate Distributions*, Wiley, Nueva York.
- Layard, R.; Barton, M. y Zabalza, A. (1980): «Married Women's Participation and Hours», *Economica*, vol. 47, págs. 51-72.
- Lee, L. F.; Maddala, G. S. y Trost, R. P. (1980): «Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit and Two-Stage Tobit Methods for Simultaneous Equations Models with Selectivity», *Econometrica*, vol. 48, págs. 491-503.
- Maddala, G. S. (1976): «Identification and Estimation in Limited Dependent Variables Models», en *Natural Resources, Uncertainty and General Equilibrium Systems, Essays in Memory of Rafael Luský*, Blinder, A. S. y Friedman, P. (eds.), Academic Press.
- Maddala, G. S. (1983): *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Econometric Society Monographs in Quantitative Economics, Cambridge University Press.
- Moffitt, R. (1986): «The Econometrics of Piecewise-Linear Budget Constraints. A Survey and Exposition of the Maximum Likelihood Method», *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 4, págs. 317-338.
- Nelson, F. D. y Olson, L. (1978): «Specification and Estimation of a Simultaneous Equations Model with Limited Dependent Variables», *International Economic Review*, vol. 19, págs. 695-710.
- Olsen, R. J. (1980): «A Least Squares Correction for Selectivity Bias», *Econometrica*, vol. 48, págs. 1815-1820.
- Rosen, H. S. (1978): «An Approach to the Study of Income, Utility and Horizontal equity», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 92, págs. 307-322.
- Smith, R. J. y Blundell, R. W. (1986): «An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labour Supply», *Econometrica*, vol. 54, págs. 679-685.
- Tobin, J. (1958): «Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables», *Econometrica*, vol. 26, págs. 24-36.
- Wales, T. J. y Woodland, A. D. (1980): «Sample Selectivity and the Estimation of Labour Supply Functions», *International Economic Review*, vol. 21, págs. 437-468.
- Zabalza, A. (1983): «The CES Utility Function, Non-Linear Budget Constraints and Labour Supply. Results on Female Participation and Hours», *Economic Journal*, vol. 93, págs. 312-330.

Zabalza, A. y Arrufat, J. L. (1988): «Efficiency and Equity Effects of Reforming the British System of Direct Taxation: a Utility-based Simulation Methodoly», *Economica*, vol. 55, págs. 21-45.

### **Abstract**

In this paper we present diferent two-step methods, based on different forms of predicting wages, which have been used to estimate microeconomic labour supply models. We classify these methods in two approaches: the missing data approach and the instrumental approach. We analyse the properties of the estimates of different versions of these approaches, which differ in the form wages are predicted, in the context of a model based on a linear budget set. We also analyse the performance of these methods when the budget set is non convex.

*Recepción del original, junio de 1990*  
*Versión final, octubre de 1990*