

## **ESTIMACION DE UN MODELO DE ECUACIONES SIMULTANEAS CON VARIABLES DEPENDIENTES LIMITADAS: UNA APLICACION CON DATOS DE LA INDUSTRIA ESPAÑOLA\***

José M. LABEAGA

*UNED y Fundación Empresa Pública*

Ester MARTINEZ-ROS

*Fundación Empresa Pública*

*En los modelos tradicionales de economía industrial se ha intentado contrastar la relación existente entre innovación tecnológica y estructura del mercado mediante modelos sencillos que ignoran la existencia de comercio exterior. Incluyendo dicha variable, se puede medir correctamente el impacto de la innovación sobre la producción o el empleo teniendo en cuenta efectos directos e indirectos de la actividad exportadora. En este trabajo se estima un modelo simultáneo mediante procedimientos en dos etapas considerando las tres variables de decisión. La particularidad en relación a estudios previos radica en que dos de las variables endógenas (propensión a exportar y realización de gastos en I+D) son truncada y binaria, respectivamente. El análisis empírico se lleva a cabo con datos de empresas industriales de la Central de Balances para el año 1986.*

### **1. Introducción**

En la literatura de organización industrial diversos estudios han tratado de contrastar la relación existente entre innovación y estructura del mercado (Mansfield (1968) y Davis (1980), por ejemplo). Los modelos teóricos postulan efectos directos entre ambas siendo su determinación endógena y simultánea (Dasgupta y Stiglitz (1980)). Sin embargo, en el análisis empírico no se ha incluido normalmente la demanda externa como una variable más de decisión lo que supone que los resultados obtenidos puedan contener sesgos por simultaneidad. En concreto, la actividad innovadora suele contribuir al recorte del empleo en modelos que olvidan la demanda externa y, sin

\* Agradecemos los comentarios de los miembros del Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública, de los asistentes al XVI Simposio de Análisis Económico celebrado en Barcelona y al XI Encuentro Latinoamericano de la Sociedad Econométrica celebrado en México. Christian Aedo, Javier Andrés, Richard Blundell, José Carlos Fariñas, Jordi Jaumandreu, Julio Segura y dos evaluadores anónimos de esta revista merecen mención especial por sus acertados comentarios y sugerencias. La responsabilidad de los errores que pudieran quedar es exclusivamente nuestra.

embargo, la inclusión de variables de comercio exterior puede hacer que los parámetros recojan relaciones directas e indirectas que permitan compensar dichas pérdidas.

Una hipótesis utilizada habitualmente en dichos estudios es la relación positiva entre el tamaño de las empresas y las actividades de exportación e innovación que realizan (Schumpeter (1942), Galbraith (1952) y Waterson (1984)). Sin embargo, puede darse el efecto contrario, es decir, que las diferencias en gastos de tecnología o en dotación de factores no impliquen necesariamente un incremento en el comercio (Krugman (1979) o Scherer (1982)). Asimismo, las decisiones de exportar e innovar pueden estar afectadas por factores de oferta (cambios en los precios relativos de los productos en los mercados interno y externo), factores de demanda (cambios en la cifra de ventas) o variables de estructura del mercado.

Con el objetivo de verificar los supuestos previos se plantea un modelo de ecuaciones simultáneas en el marco de un mercado de competencia monopolística, con el que se trata de explicar como afectan las decisiones de innovación y exportación al nivel de actividad de las empresas y viceversa. El modelo teórico es el propuesto por Entorf y Pohlmeier (1990)<sup>1</sup>. A diferencia de lo que sucede en la muestra utilizada por dichos autores con datos del sector industrial alemán<sup>2</sup>, la existencia de un importante porcentaje de empresas no exportadoras en la industria española requiere la consideración explícita de decisiones relativas tanto a exportar como a innovar. Ambas variables presentan problemas de observabilidad (variables dependientes limitadas, -VDL-) que son tratados en el análisis empírico en contraste con los artículos citados.

La estimación se lleva a cabo siguiendo la metodología econométrica contenida en los trabajos de Nelson y Olson (1978), Amemiya (1978, 79), y Blundell y Smith (1989)<sup>3</sup>. La específica consideración de un modelo con más de dos variables endógenas obliga a generalizar los análisis citados en línea con la propuesta de Lee (1981). Tras confirmar que la elección del conjunto de variables endógenas ha sido acertada, siguiendo los postulados del modelo, se contrasta la endogeneidad de algunas variables tratadas como débilmente exógenas en la estimación. Ambas hipótesis se contrastan aplicando el test propuesto por Smith y Blundell (1986).

La aplicación del estudio a la industria española se realiza utilizando las empresas que componen el corte transversal correspondiente a 1986 de la Central de Balances del Banco de España (CB). La elección del período muestral está basada en la no disponibilidad de información para algunas

<sup>1</sup> Otro trabajo con características similares es el realizado por Ortí y Miravete (1991), sobre una muestra de empresas innovadoras de la Comunidad Valenciana.

<sup>2</sup> A pesar de que sus datos son un corte transversal con información de empresas industriales, la variable de exportaciones que consideran se corresponde con medias sectoriales.

<sup>3</sup> Entre los trabajos que consideran la estimación de modelos de estas características podemos citar, además, Maddala y Lee (1976), Lee (1978, 79) y Heckman (1978).

variables con anterioridad a 1986 (caso de las exportaciones) y en la imposibilidad de utilizar variables sectoriales con posterioridad a dicha fecha.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera: en los apartados 2 y 3 se presentan el marco teórico de referencia y las especificaciones econométricas. En la sección 4 se explican los datos y variables utilizadas y se comentan los resultados. En la sección 5 se concluye el artículo y se sugieren extensiones del mismo.

## 2. Marco teórico

El marco teórico de referencia en el que se sitúa el estudio es el propuesto por Entorf y Pohlmeier (1990), donde se analiza un sistema de ecuaciones simultáneas que describe el comportamiento de las empresas en la toma de decisiones sobre el nivel de actividad, exportaciones y realización de gastos en I+D. El modelo económico se caracteriza por una estructura de mercado de competencia monopolística donde confluyen dos tipos de empresas, dominantes y competitivas. Ambos grupos dirigen su producción a los mercados interno y externo, que se suponen independientes. Así pues, las demandas totales interna y externa ( $D_j^d, D_j^e$ ) son atendidas por las producciones de las empresas dominantes y competitivas, tal y como queda recogido en las siguientes expresiones:

$$D_j^d = \sum_{i=1}^n d_{ij}^d + h_j^d \quad ; \quad D_j^e = \sum_{i=1}^m d_{ij}^e + h_j^e$$

siendo,  $i = 1, \dots, n$  empresas dominantes en el mercado interno;  $i = 1, \dots, m$  empresas dominantes en el mercado externo y  $j = 1, \dots, \mathcal{J}$  industrias. Los índices  $d$  y  $e$  representan los mercados interno y externo, respectivamente. Las diferencias existentes entre  $n$  y  $m$  pueden ser debidas a que las empresas dominantes no coincidan en ambos mercados, o que no todas ellas vendan en los mercados exteriores. Por otra parte, la producción total de la empresa dominante  $i$  en la industria  $j$  viene expresada como  $d_{ij}^d + d_{ij}^e$ .

Dado que el análisis va dirigido a evaluar la decisión de las empresas dominantes en términos de nivel de producción (empleo), propensión a exportar y actividad innovadora, las funciones de producción contemplan tanto la cantidad a vender como la actividad innovadora de los productos. En consecuencia, el estudio se centra en la maximización de los beneficios de la empresa dominante  $i$  en la industria  $j$ , definida como:

$$\Pi_{ij} = I^d(D_j^d, d_{ij}^d, AI_{ij}) + I^e(D_j^e, d_{ij}^e, AI_{ij}) - C(d_{ij}, w_{ij}, T_{ij}) - F(AI_{ij}, BC_{ij}, BD_{ij}) \quad [1]$$

Los signos esperados de las funciones de ingresos ( $I^d, I^e$ ) respecto a la producción en los respectivos mercados son negativos y justificados por las pendientes de las curvas de demanda, mientras que respecto a la actividad innovadora ( $AI_{ij}$ ) se espera sean positivos.

El coste laboral  $w_{ij}$  es una variable exógena del modelo y tiene una incidencia directa sobre los costes de producción  $C(\cdot)$ . De la misma manera, las innovaciones de proceso  $T_{ij}$ , es una variable exógena pero inobservable. El efecto de la producción total de las empresas dominantes,  $d_{ij}$ , sobre la función de costes también es positivo. Esta formulación se corresponde con la de un modelo a corto plazo donde el trabajo es el único factor variable. La función de costes de innovación  $F(\cdot)$  tiene como argumentos dos variables que hacen referencia al tipo de industria:  $BC_{ij}$  diferencia las empresas entre productoras de bienes de consumo y de producción,  $BD_{ij}$  distingue la durabilidad del producto, y una variable relativa a innovación ( $AI_{ij}$ ) que refleja los costes asociados a cualquier actividad innovadora. Si se suponen los ingresos aditivamente separables, la ecuación [1] se puede escribir como:

$$\begin{aligned} \Pi_{ij} = & (p^d(D_j^d) + r^d AI_{ij}) (1 - \alpha_{ij}) d_{ij} + (p^e(D_j^e) + r^e AI_{ij}) \alpha_{ij} d_{ij} - \\ & - C(d_{ij}, w_{ij}, T_{ij}) - F(AI_{ij}, BC_{ij}, BD_{ij}) \end{aligned} \quad [2]$$

siendo  $\alpha_{ij}$  la propensión exportadora definida como la parte de la producción que se destina al mercado exterior, es decir  $d_{ij}^e/d_{ij}$ . La rentabilidad relativa de la innovación en cada mercado viene expresada por  $r^d$  y  $r^e$  y los precios respectivos por  $p^d$  y  $p^e$ . Maximizando [2] respecto a  $d_{ij}$ ,  $\alpha_{ij}$  y  $AI_{ij}$  se obtienen las condiciones de primer orden (CPO) siguientes:

$$\begin{aligned} \left( \frac{\partial p^d(D_j^d)}{\partial d_{ij}} d_{ij} + p^d + r^d AI_{ij} \right) (1 - \alpha_{ij}) + \left( \frac{\partial p^e(D_j^e)}{\partial d_{ij}} d_{ij} + p^e + r^e AI_{ij} \right) \alpha_{ij} \\ - \frac{\partial C(d_{ij}, w_{ij}, T_{ij})}{\partial d_{ij}} = 0 \end{aligned} \quad [3]$$

$$p^e - p^d + (r^e - r^d) AI_{ij} + \frac{\partial p^d(D_j^d)}{\partial \alpha_{ij}} (1 - \alpha_{ij}) + \frac{\partial p^e(D_j^e)}{\partial \alpha_{ij}} \alpha_{ij} = 0 \quad [4]$$

$$r^d (1 - \alpha_{ij}) d_{ij} + r^e \alpha_{ij} d_{ij} - \frac{\partial F(AI_{ij}, BC_{ij}, BD_{ij})}{\partial AI_{ij}} = 0 \quad [5]$$

Una interpretación conjunta de las ecuaciones [3] y [4], en términos de las demandas interna y externa de las empresas dominantes, indica que en el óptimo los ingresos marginales en los dos mercados son iguales a los costes marginales. La tercera ecuación revela que la suma de los ingresos marginales debida a la innovación en ambos mercados es igual al coste marginal de la innovación.

Dado que no estamos en un mercado competitivo, las decisiones sobre producción afectarán a los precios. Debido a ello, el efecto de los precios en el

mercado interior ante un cambio en la producción de la empresa dominante deberá expresarse en términos de elasticidades y conjeturas.

$$\frac{\partial p^d(D_j^d)}{\partial d_{ij}} = - (1 - \alpha_{ij}) \frac{p^d}{D_j^d} \frac{1}{\varepsilon_j^d} \left( 1 + \sum_{\substack{r=1 \\ r \neq i}}^n \frac{d_{rj}^d}{d_{ij}^d} \mu_{rj}^d + \frac{\eta_j^d}{1 - \alpha_j} \frac{h_j^d}{p^d} \frac{\partial p^d}{\partial d_{ij}} \right) \quad [6]$$

siendo  $\varepsilon_j^d$  la elasticidad precio de la demanda del mercado interior;  $\eta_j^d$  la elasticidad precio de la oferta de las empresas competitivas en el mercado interior y  $\mu_{rij}^d$  la elasticidad conjeturada por la empresa  $i$  acerca de las reacciones de la empresa  $r$  en el mercado interior. Para simplificar el análisis posterior, se supondrá que  $\mu_{rij}^d$  es igual para todas las empresas, es decir,  $\mu_{rij}^d = \mu_{ij}^d$ , para todo  $r$ . Asimismo, uno esperaría encontrar una relación positiva entre actividad innovadora y concentración en la industria. Por tanto, sería interesante expresar [6] en función del grado de concentración y de la cuota de mercado que las empresas tienen en el mercado interno como indicadores del poder de mercado de cada industria y de la representación de cada empresa en el sector, respectivamente.

$$\frac{\partial p^d(D_j^d)}{\partial d_{ij}} = - (1 - \alpha_{ij}) \frac{p^d(D_j^d)}{D_j^d} \left( 1 + \frac{1 - s_{ij}^d}{s_{ij}^d} \mu_{ij}^d \right) \left( \varepsilon_j^d + \eta_j^d (1 - K_j^d) \right)^{-1} \quad [7]$$

donde  $K_j^d$  es el ratio de concentración de las empresas dominantes en la industria  $j$  en el mercado interno y  $s_{ij}^d$  la cuota de mercado de la empresa dominante  $i$  sobre la producción del resto de empresas dominantes en el mercado interior.

Adicionalmente, se presenta un problema con la elasticidad conjeturada, ya que no es posible observar las reacciones de las empresas rivales. Parece razonable expresar esta elasticidad en función de variables observadas, suponiendo que las reacciones de las rivales varían según el tamaño relativo de la empresa  $i$  como argumentan Newman y otros (1985), es decir,  $\mu_{ij}^d = a_j + b s_{ij}^d / (1 - s_{ij}^d)$ . El parámetro  $a_j$  recoge factores institucionales específicos de la industria  $j$  y  $b$  ( $b > 0$ ) es un parámetro común a todas las empresas. Con todos estos supuestos introducidos en la expresión [7], tenemos:

$$\begin{aligned} \frac{\partial p^d(D_j^d)}{\partial d_{ij}} &= - \frac{p^d(D_j^d)}{D_j^d} \left( (1 + b - a_j)(1 - \alpha_{ij}) + \frac{K_j^d D_j^d}{d_{ij}} a_j \right) \left( \varepsilon_j^d + \eta_j^d (1 - K_j^d) \right)^{-1} \\ &= f^d(d_{ij}, \alpha_{ij}, D_j^d, K_j^d, \varepsilon_j^d, \eta_j^d, a_j, b) \end{aligned} \quad [8]$$

Para el mercado externo se asumirá un comportamiento Cournot de las empresas, es decir,  $\mu_{ij}^e$  igual a 0. Este supuesto es razonable si creemos que el tamaño de este mercado es grande y menos transparente que el interno. La expresión [9] resume el efecto de los precios sobre la producción en dicho mercado:

$$\frac{\partial p^e(D_j^e)}{\partial d_{ij}} = - \frac{p_j^e(D_j^e)}{D_j^e} \alpha_{ij} \left( \varepsilon_j^e + \eta_j^e (1 - K_j^e) \right)^{-1} = f^e(\alpha_{ij}, D_j^e, K_j^e, \varepsilon_j^e, \eta_j^e) \quad [9]$$

Sustituyendo [8] y [9]<sup>4</sup> en las CPO [3] – [5], se obtiene el sistema de ecuaciones simultáneas susceptible de estimación:

$$G_1(Y_{1ij}, X_{1ij}, v_1) = \left( f^d(\cdot) d_{ij} + p^d(D_j^d) + r^d AI_{ij} \right) (1 - \alpha_{ij}) + \left( f^e(\cdot) d_{ij} + p^e(D_j^e) + r^e AI_{ij} \right) \alpha_{ij} - \frac{\partial C(d_{ij}, w_{ij}, T_{ij})}{\partial d_{ij}} = 0 \quad [10]$$

$$G_2(Y_{2ij}, X_{2ij}, v_2) = p^d(D_j^d) - p^d(D_j^d) + (r^e - r^d) AI_{ij} + d_{ij} \left( f^e(\cdot) - f^d(\cdot) \right) = 0 \quad [11]$$

$$G_3(Y_{3ij}, X_{3ij}, v_3) = r^d (1 - \alpha_{ij}) d_{ij} + r^e \alpha_{ij} d_{ij} - \frac{\partial F(AI_{ij}, BC_{ij}, BD_{ij})}{\partial AI_{ij}} = 0 \quad [12]$$

Como argumentos de las ecuaciones que reflejan las decisiones óptimas de las empresas en términos de las variables endógenas consideradas  $Y_{kij}$ , los vectores  $X_{kij}$  ( $k = 1, 2, 3$ ) están compuestos de variables específicas de empresa y de sector que se discuten en la sección 4. Finalmente,  $v_k$  ( $k = 1, 2, 3$ ) son los vectores de parámetros.

### 3. Métodos de estimación

En este trabajo se pretende estimar una aproximación al modelo teórico recogido en las CPO [10]–[12]. Al observar la información para las empresas industriales españolas contenida en la CB en lo que hace referencia a las variables de decisión consideradas, se constata que un porcentaje importante de las mismas proporciona una cifra nula de exportaciones y declara no realizar gastos en I+D, siendo el empleo una variable que se observa con continuidad. Con estas premisas, un primer método para simplificar la estimación consiste en seleccionar la muestra de forma que se eviten los problemas de censura y se pueda estimar el modelo mediante métodos lineales<sup>5</sup>. Como veremos en la sección siguiente, el problema derivado de este proceso es la posible existencia de sesgos por selección endógena de la muestra.

<sup>4</sup> Nótese que:  $\frac{\partial p^d}{\partial \alpha_{ij}} = -d_{ij} \frac{f^d(\cdot)}{1 - \alpha_{ij}}$ ;  $\frac{\partial p^e}{\partial \alpha_{ij}} = d_{ij} \frac{f^e(\cdot)}{\alpha_{ij}}$

<sup>5</sup> Dado que al seleccionar la muestra con la existencia de innovaciones nos quedamos solamente con el 15% de las observaciones y con una variable sin variación individual, si no hubiera problema de selección de muestra se podría estimar el modelo para las submuestras de exportadoras que innovan y no innovan y contrastar dichos resultados.

Sin embargo, desde los trabajos pioneros de Maddala y Lee (1976), Lee (1978, 79), Nelson y Olson (1978), Heckman (1978) y, fundamentalmente, tras los resultados de Amemiya (1978, 79), la estimación de modelos con VDL se puede llevar a cabo, teniendo en cuenta ciertas peculiaridades, de la misma forma que se estiman modelos lineales simultáneos mediante métodos de Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG). Como extensión a los análisis citados, la presencia de dos variables con problemas de observabilidad plantea la necesidad de generalizar el estudio en línea con la propuesta de Lee (1981). A pesar de estos resultados, en numerosas aplicaciones de modelos económicos en las que se utilizan datos individuales y que se enfrentan al mismo tiempo con VDL y simultaneidad se ha producido un tratamiento separado de ambos problemas. Bien se plantean modelos univariantes de elección discreta, truncados o censurados, olvidando el problema de la simultaneidad, bien se aborda este último mediante modelos lineales. Uno u otro enfoque olvidan un posible problema de sesgos en los modelos estimados: en el primer caso relativos a especificación, en el segundo de simultaneidad<sup>6</sup>.

Comenzaremos expresando una aproximación lineal a las ecuaciones estructurales [10]–[12] en forma estocástica como:

$$Y_{1i} = \alpha_1 Y_{2i}^* + \alpha_2 Y_{3i}^* + \beta_1 X_{1i} + u_{1i} \quad [13]$$

$$Y_{2i}^* = \alpha_3 Y_{1i} + \alpha_4 Y_{3i}^* + \beta_2 X_{2i} + u_{2i} \quad [14]$$

$$Y_{3i}^* = \alpha_5 Y_{1i} + \alpha_6 Y_{2i}^* + \beta_3 X_{3i} + u_{3i} \quad [15]$$

donde, en nuestro caso,  $Y_{1i}$ ,  $Y_{2i}^*$ ,  $Y_{3i}^*$  son respectivamente el empleo, la propensión a exportar y la existencia de gastos en I+D.  $X_{ki}$  ( $k = 1, 2, 3$ ), son vectores de variables exógenas de orden  $r_k$ .  $\alpha$ 's y  $\beta$ 's son parámetros y supondremos que  $u_i = (u_{1i}, u_{2i}, u_{3i})'$  se distribuye como una  $\mathcal{N}(0, \Sigma)$ <sup>7</sup>. Para las ecuaciones [14] y [15], se supondrá un proceso general que relaciona la variable latente con la observada:

$$Y_{ki} = g_k(Y_{ki}^*) \quad k = 2, 3 \quad [16]$$

siendo  $g_k$  cualquier mecanismo de censura de los comúnmente especificados en la literatura (Probit, Tobit, etc.). La forma reducida (FR) del sistema [13]–[15] se puede escribir (en notación matricial) como:

$$Y_k = X \Pi_k + v_k \quad k = 1, 2, 3 \quad [17]$$

<sup>6</sup> Es importante destacar que tanto en modelos lineales como en modelos con VDL es siempre posible obtener estimadores consistentes utilizando métodos de variables instrumentales en ecuaciones individuales.

<sup>7</sup> Tratando de evitar confusiones de notación, omitimos a partir de ahora el subíndice relativo a industrias.

donde  $X$  es la matriz de variables exógenas de orden  $N \times K$ . De esta forma, los vectores de parámetros están sujetos a las restricciones de (sobre)-identificación y normalización<sup>8</sup>:

$$\begin{aligned}\Pi_1 &= \Pi_2\alpha_1 + \Pi_3\alpha_2 + \mathcal{J}_1\beta_1 \\ \Pi_2 &= \Pi_1\alpha_3 + \Pi_3\alpha_4 + \mathcal{J}_2\beta_2 \\ \Pi_3 &= \Pi_1\alpha_5 + \Pi_2\alpha_6 + \mathcal{J}_3\beta_3\end{aligned}\quad [18]$$

siendo  $\mathcal{J}_k$  ( $k = 1, 2, 3$ ) matrices de selección de orden  $k \times r_k$  con ceros y unos en posiciones adecuadas tales que:  $X\mathcal{J}_k = X_k$ , de forma que tras sustituir [18] en [17] obtenemos la forma estructural (FE) [13] – [15].

Se ha postulado en el modelo teórico que empleo, propensión a exportar y existencia de gastos en I+D constituyen el conjunto de variables endógenas mientras que en el proceso de estimación supondremos que el resto de variables contenidas en  $X_{ki}$ , ( $K = 1, 2, 3$ ) son débilmente exógenas. De hecho, el paso de [10] a [13] implica restricciones de exclusión sobre los vectores de precios y la variable de ventas internas y el paso de [11] a [14] sobre variables de clasificación de industrias. Somos conscientes, no obstante, de la debilidad del supuesto de exogeneidad dado que es presumible que variables que aproximan el poder de mercado ( $K10$ ) puedan determinarse endógenamente. Por la misma razón o bien por propia construcción, salarios y ventas internas también podrían generar este tipo de problemas. Sin embargo, para poder estimar los parámetros en [13]–[15] es necesario establecer cierta separación, aunque en el análisis empírico se contrasta individualmente la exogeneidad débil de las mismas así como la validez global de los instrumentos utilizados. Imponiendo [18] sobre [17], los parámetros del sistema están identificados bajo condiciones de rango (las tres ecuaciones están sobreidentificadas) y supuestos de normalización ya mencionados.

La estimación consistente y eficiente por Máxima Verosimilitud (MV) con información completa es posible llevarla a cabo aunque las expresiones resultantes son muy complicadas<sup>9</sup>. Sin embargo, se puede estimar consistentemente el modelo mediante procedimientos en dos etapas. Bajo los supuestos de los modelos Tobit ( $g_2$ ) y Probit ( $g_3$ ), se estima  $\Pi_1$  por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y  $\Pi_2$  y  $\Pi_3$  por MV en la primera etapa. En una segunda etapa, con los estimadores consistentes  $\hat{\Pi}_k$  ( $k = 1, 2, 3$ ), se obtienen los parámetros estructurales por MCO y MV (con información limitada) con los anteriores supuestos para  $g_k$  ( $k = 2, 3$ ) tras imponer las restricciones [18]. En ade-

<sup>8</sup> Como condición de normalización adicional, dado que uno de los mecanismos de censura corresponde a un modelo de elección discreta hemos de asumir que la varianza de la perturbación correspondiente a dicha ecuación es unitaria para poder identificar el resto de parámetros.

<sup>9</sup> Para ello se deben evaluar numéricamente integrales dobles lo que no es fácil y puede producir aproximaciones poco fiables.



lante, nos referiremos a estos estimadores como método de Nelson-Olson (NO), estando recogidas las expresiones de los mismos en el Apéndice 1.

Sin embargo, como demuestra Amemiya (1978, 79), los estimadores de NO no son eficientes. Los parámetros estructurales pueden obtenerse por métodos mínimo-cuadráticos a partir de las restricciones [18] una vez se ha sustituido en las mismas las estimaciones  $\hat{\Pi}_k$  obtenidas en la primera etapa. Si no se tiene en cuenta la dependencia entre las perturbaciones de dichas ecuaciones obtenemos los estimadores MCO, mientras que la consideración explícita de las correlaciones entre ellas proporciona los estimadores MCG de Amemiya (véase Apéndice 1).

Por otra parte, expresando cada término de error de forma condicional al resto de perturbaciones en [17], podemos escribir la FR condicional correspondiente:

$$\begin{aligned} Y_1 &= X\Pi_1 + \gamma_1 v_2 + \gamma_2 v_3 + v_1^* \\ Y_2^* &= X\Pi_2 + \gamma_3 v_1 + \gamma_4 v_3 + v_2^* \\ Y_3^* &= X\Pi_3 + \gamma_5 v_1 + \gamma_6 v_2 + v_3^* \end{aligned} \quad [19]$$

siendo  $(v_k^*/X, v_j, v_l)$  distribuciones normales e independientes de  $v_j, v_l$ ; ( $j, k, l = 1, 2, 3$ ). Si estimamos la primera ecuación en [19] por MCO y las dos siguientes por MV, tras sustituir las restricciones [18] después de reemplazar en ellas  $\Pi_k$  y  $v_k$  ( $k = 1, 2, 3$ ) por las estimaciones y residuos obtenidos en [17], conseguimos una estimación alternativa de los parámetros estructurales<sup>10</sup>. A partir de ahora nos referiremos a estos estimadores como procedimiento de Smith y Blundell (SB) (Blundell y Smith (1989)).

Todos los métodos expuestos proporcionan estimadores consistentes y asintóticamente normales si se cumplen los supuestos sobre los errores<sup>11</sup>. La principal diferencia entre el método de SB y el resto consiste en que mientras los últimos son métodos de MV marginal (porque están basados en las funciones de verosimilitud marginal de  $Y_1, Y_2^*$  e  $Y_3^*$  [17]) el primero es un procedimiento de MV condicional dado que utiliza la FR condicional equivalente [19]. Por otro lado, en términos de eficiencia relativa los estimadores MCG son más eficientes que los de NO y MCO pero no se pueden efectuar comparaciones generales de eficiencia ni entre los estimadores de NO y MCO de Amemiya ni entre los métodos marginales y condicionales, excepto cuando las matrices de varianzas

<sup>10</sup> El espíritu de esta estimación es similar al método de NO, con la diferencia de que estos autores no reemplazan los componentes de las perturbaciones  $v_k$  por los errores obtenidos en la estimación de la FR. Para las ecuaciones segunda y tercera, dichos errores se corresponden con los generalizados (véase, Chesher y Irish (1987) y Blundell y Smith (1989)).

<sup>11</sup> Para un repaso de los supuestos sobre los errores y las consecuencias de la aplicación de cada método, así como una comparación entre todos ellos, se puede consultar Blundell y Smith (1989).

y covarianzas estén calculadas con las mismas métricas. En este último caso, cualquier método condicional proporciona estimadores relativamente más eficientes que su homónimo marginal<sup>12</sup>.

Finalmente, el estimador MCG de Amemiya puede ser interpretado como un estimador de distancia mínima o un método  $\chi^2$  generalizado<sup>13</sup>. Como resultado de ello, la expresión

$$N \left( \hat{\Pi}_k - \hat{\Pi}_j \hat{\alpha}_p - \hat{\Pi}_1 \hat{\alpha}_q - \mathcal{J}_k \hat{\beta}_k \right)' \hat{V}_k^{-1} \left( \hat{\Pi}_k - \hat{\Pi}_j \hat{\alpha}_p - \hat{\Pi}_1 \hat{\alpha}_q - \mathcal{J}_k \hat{\beta}_k \right) \\ j, k, l = 1, 2, 3; \quad p, q = 1, \dots, 6. \quad [20]$$

donde  $N$  es el tamaño muestral, es susceptible de ser utilizada como criterio para el contraste de las restricciones [18] (validez de los instrumentos). El estadístico [20] se distribuye como una  $\chi^2$  siendo los grados de libertad el número de restricciones de sobreidentificación en cada ecuación<sup>14</sup>.

## 4. Datos y resultados

### 4.1. Datos y variables

La base de datos utilizada en el estudio ha sido la CB correspondiente a 1986. Dicha encuesta ofrece información de empresas industriales. Dado que se utilizan variables de sector disponibles para la Encuesta Industrial (EI), se ha realizado una correspondencia entre ella y la CB, que se presenta en el Apéndice 2. Tras depurar los datos que presentan observaciones erróneas<sup>15</sup>, la muestra final resultante contiene 2.447 empresas. Como ya apuntábamos en la introducción existen problemas de disponibilidad de datos para algunas variables que restringe la elección del período muestral. En concreto, no se dispone de información correspondiente a las exportaciones con anterioridad a 1986 ni de las variables de concentración y precios relativos a partir de 1986.

Las variables endógenas son empleo<sup>16</sup> (LTOTP), propensión a exportar (PROPEX) y existencia de gastos en I+D (DID). De las tres, sólo LTOTP es obser-

<sup>12</sup> Blundell y Smith (1989), pág. 43. Como señalan Amemiya (1979) y los anteriores autores si se trata de ganar eficiencia se puede aplicar métodos de MC en tres etapas o MCG condicionales aunque, posiblemente, la mejora que se obtenga no compense la dificultad que conlleva la aplicación de los mismos.

<sup>13</sup> Tal como apuntan Blundell y Smith (1989), pág. 40 y demuestra Lee (1992), proposición 3.

<sup>14</sup> Como es obvio la identificación exacta no es una hipótesis contrastable. En nuestro caso, dado que todas las ecuaciones están sobreidentificadas no existe problema en la aplicación de dicho test a las tres ecuaciones.

<sup>15</sup> Se eliminan las empresas cuya cifra de ventas o volumen de empleo son cero y aquellas en que el volumen de exportación es superior a las ventas.

<sup>16</sup> El nivel de actividad de una empresa se puede aproximar a través del volumen de ventas o del empleo. En este trabajo se utiliza el empleo para evitar problemas de correlación con la variable propensión a exportar.

vable de forma continua, mientras que para PROPEX y DID se constata la existencia de un porcentaje importante de empresas que no realizan una o ambas actividades. En concreto, el 40,83% de las empresas encuestadas no exportan y el 85,29% declaran no realizar ningún tipo de gasto en actividades de I+D. LTOTP está definida como la suma de personal fijo y eventual (o de temporada) medios<sup>17</sup> expresada en logaritmos. PROPEX mide el porcentaje de las ventas totales que se dirigen al mercado exterior y DID es una variable ficticia que toma valor uno para aquellas empresas que afirman efectuar gastos en I+D, o que realizan pagos o perciben ingresos por tecnología, y cero en caso contrario<sup>18</sup>.

Las variables consideradas débilmente exógenas pueden agruparse en dos grandes tipos: aquellas para las que se dispone de información a nivel de empresa (LW y DVENT) y las definidas con carácter sectorial (BCBI, BD, K10, PR, BCK y BDK).

LW son los costes medios laborales. Se construyen como el cociente entre los gastos de personal y el número medio de empleados por empresa, y se expresan en logaritmos<sup>19</sup>. DVENT es la tasa de crecimiento de las ventas internas en 1986 en términos reales y es una aproximación a los cambios en la demanda interna<sup>20</sup>. Con esta variable se intenta recoger el efecto que la demanda interna tiene sobre las actividades exportadoras de las empresas.

BCBI es una variable ficticia que asigna valor uno a las empresas productoras de bienes de consumo y cero a las de bienes de inversión, según la clasificación de la CB (Martínez (1991)). BD es otra variable de diferenciación de industrias y se construye asignando valor uno a las empresas productoras de bienes duraderos y cero a las de no duraderos. Los efectos esperados de las mismas sobre las innovaciones de producto son positivo y negativo, respectivamente. Es decir, las actividades de I+D son más costosas en las empresas productoras de bienes de producción que en las de bienes de consumo.

Las relaciones previas pueden ampliarse con interacciones entre concentración y tipos de bienes. BCK y BDK se construyen como producto entre el ratio de concentración y las variables de diferenciación de producto y recogen los efectos de variaciones en la estructura del mercado e industria sobre las actividades innovadoras. El signo esperado para los coeficientes de las mismas será positivo para aquellas empresas productoras de bienes de consumo y

<sup>17</sup> El personal eventual medio está calculado como el número medio de empleados eventuales por el número medio de semanas trabajadas, dividido por 52 semanas/año.

<sup>18</sup> Con la información disponible no es posible diferenciar entre innovación de producto y de proceso, pero sí la existencia de alguna o ambas.

<sup>19</sup> La construcción de esta variable puede generar problemas de endogeneidad que trataremos más adelante.

<sup>20</sup> A pesar de los problemas derivados de la implantación del IVA en 1986, no se ha realizado ninguna corrección en la cifra de ventas, suponiendo que recogen el mismo concepto en ambos períodos.

negativo para las especializadas en bienes duraderos (Waterson (1984)). Con todas estas variables se trata de aproximar la función de costes de innovación.

El ratio de concentración utilizado,  $K_{10}$ , representa el porcentaje de producción de los diez mayores establecimientos (entendiéndolos como el grupo de empresas dominantes) calculado para los sectores de la EI, ponderado por la representación de cada sector en la producción bruta total, para hacerlos corresponder con los sectores de la CB. Por otra parte, PR es el cociente entre los precios de las exportaciones<sup>21</sup> y los interiores (Lorenzo (1991)). Es, por tanto, un índice que aproxima la evolución relativa de los precios de las exportaciones y de la producción interior durante la primera mitad de la década de los 80. Esta variable explica el efecto de cambios en la demanda externa sobre la propensión a exportar.

Finalmente, los factores institucionales que explican la elasticidad conjeturada se aproximan mediante variables ficticias sectoriales. Ello permite, además, considerar efectos no observables para controlar los sesgos que pudiera generar la presencia de efectos heterogéneos de sector. Hubiera sido deseable una desagregación a nivel de empresa para el adecuado control de los mismos pero no es posible llevarlo a la práctica con los datos utilizados.

En el análisis empírico se ha procedido a desagregar las dos variables para las que se dispone de datos individuales, LW y DVENT, por dos motivos. Primero, porque el modelo teórico planteado postula dicha relación diferenciada por industrias. Segundo, se trata de obtener las mejores predicciones de las variables endógenas para la estimación de los parámetros de la segunda etapa. Por tanto,  $LW_i$  toma el valor de los costes medios laborales cuando la empresa pertenece al sector  $i$  y cero en caso contrario y  $DVENT_i$  toma el valor de la tasa de crecimiento de las ventas para una empresa perteneciente al sector  $i$ , tomando el valor cero en caso contrario. La clasificación sectorial utilizada es la correspondiente a la NACE-CLIO (R-25) a 14 sectores.

#### 4.2. Resultados empíricos

Se ha creído conveniente comenzar el análisis aplicado contrastando selección de muestra y exogeneidad de las variables de decisión consideradas. La imposibilidad de rechazar cualquiera de las dos hipótesis nulas simplificaría enormemente, aunque por distintos motivos, la estimación del sistema. En caso contrario, se hace necesario proceder de la forma descrita en la sección precedente. En el Cuadro 2 se presentan los tests correspondientes así como una breve explicación de la forma en que se han llevado a cabo. Existe evidencia de que no es posible reducir el problema de estimación tal como predice el modelo teórico propuesto. Como confirmación intuitiva del segundo test, en el Apéndice 3 se presentan los resultados de la estimación del modelo bajo el supuesto de exogeneidad.

<sup>21</sup> Variable obtenida de Martínez (1991) a partir de los datos proporcionados por la Dirección General de Aduanas e Impuestos Especiales del Ministerio de Economía y Hacienda.

La estimación del sistema se realiza de la siguiente forma: en la primera etapa se estima la ecuación de empleo por MCO, las de exportaciones y existencia de gastos en I+D por MV (bajo los supuestos de los modelos Tobit y Probit, respectivamente). En la segunda etapa se obtienen los parámetros estructurales de [13]–[15] mediante los cuatro procedimientos alternativos mencionados. Aunque no existen diferencias acusadas entre ellos, únicamente se presentan los resultados obtenidos mediante la aplicación del método de SB. La razón fundamental es que aunque los cuatro conjuntos de estimadores son asintóticamente equivalentes los resultados empíricos son mejores en términos de la eficiencia de los mismos.

Los coeficientes correspondientes a la especificación final elegida, tras pulir las ecuaciones eliminando los parámetros no significativos, están recogidos en el Cuadro 1. La primera ecuación sugiere que tanto las exportaciones como la realización de innovaciones tecnológicas afectan positivamente la toma de decisiones relativas al volumen de empleo contratado por la empresa<sup>22</sup>. El salario incide de forma nítida sobre el empleo. Su signo, contrario al que se espera, es posible explicarlo a través de la relación positiva que existe entre empresas de gran tamaño (caso de la muestra estudiada) y salarios medios pagados por ellas.

Por otra parte, tanto dicho signo como su interpretación son típicos en estudios de economía industrial. Oi (1983) sugiere que dicho comportamiento puede venir dado como respuesta a la existencia de una mayor demanda de trabajadores cualificados por parte de las empresas, por los que, necesariamente, se ha de pagar una mayor remuneración. Pero, tal vez una explicación más acorde dentro del marco teórico utilizado (y dado el tipo de datos) es que el coeficiente de los salarios pueda estar recogiendo, además, factores no observables contenidos en la variable tecnológica de las empresas que no se pueden controlar en este contexto y que pueden estar sesgando los coeficientes estimados.

En la segunda ecuación, el signo del volumen de empleo confirma la hipótesis de que existe una influencia positiva de dicha variable sobre la propensión exportadora, en el sentido de una mayor competitividad, confirmando la hipótesis de Krugman de que las exportaciones constituyen una forma de extender el mercado explotando las economías de escala. El signo positivo del coeficiente de las innovaciones tecnológicas muestra que la rentabilidad externa de las mismas es superior a la interna. El signo positivo del coeficiente correspondiente al ratio de concentración refleja la existencia de una mayor propensión a exportar cuando el mercado interior está más concentrado. En la variable de índice de precios relativos recae también una gran influencia de la demanda sobre la exportación. Su signo es el adecuado, indicando mayor propensión a exportar en empresas que encuentran mayores diferencias entre los precios en ambos mercados.

<sup>22</sup> Nótese las diferencias entre estos resultados y los obtenidos bajo el supuesto de exogeneidad (Cuadro A3.1).

CUADRO 1  
Parámetros estimados - Método de SB<sup>1,2</sup>

Variable	Ecuac. 1	Ecuac. 2	Ecuac. 3
C	3.7032 (0.12)	-0.6265 (0.10)	-4.9330 (0.30)
YFIT1	-	0.0521 (0.01)	0.7519 (0.06)
YFIT2	0.4005 (0.08)	-	-0.2056 (0.09)
YFIT3	0.1180 (0.05)	0.0247 (0.01)	-
LW1	1.7587 (0.14)	-	-
LW2	2.2372 (0.20)	-	-
LW3	1.0206 (0.15)	-	-
LW4	1.3472 (0.19)	-	-
LW5	1.0946 (0.14)	-	-
LW6	0.7697 (0.15)	-	-
LW8	1.6568 (0.17)	-	-
LW9	2.2131 (0.18)	-	-
LW10	1.3164 (0.12)	-	-
LW11	0.6618 (0.20)	-	-
LW12	1.5559 (0.33)	-	-
LW13	1.2478 (0.20)	-	-
LW14	1.0201 (0.22)	-	-
K10	-	0.0030 (5E-3)	-
DVENT1	-	-0.6166 (0.22)	-
DVENT4	-	0.0774 (0.03)	-
DVENT10	-	-0.3326 (0.07)	-
DVENT11	-	-0.1600 (0.06)	-
DVENT12	-	-0.3243 (0.13)	-
PR	-	0.0594 (0.02)	-
BD	-	-	-0.4615 (0.21)
BDK	-	-	0.0182 (7E-2)
$R^2$	0.32	-	-
Pseudo- $R^2$ (3)	-	0.19	0.27
Pseudo- $R^2$ (4)	-	0.67	0.51
% aciertos (5)	-	72.37	87.17

## Notas:

<sup>1</sup> Errores standard consistentes entre paréntesis.

<sup>2</sup> Todas las ecuaciones contienen las variables ficticias sectoriales que han resultado significativas además de los residuos correspondientes (los de MC para la ecuación 1 y los generalizados para 2 y 3 (véase Chesher y Irish (1987) y Smith y Blundell (1989))).

<sup>3</sup> Pseudo- $R^2$  de Aldrich y Nelson (1984).

<sup>4</sup> Pseudo- $R^2$  de Zavoina y McElvey (1975).

<sup>5</sup> De los porcentajes de observaciones correctamente predichas en la ecuación de exportaciones, el 82,32% corresponde a las positivas que el modelo predice como tal y el 57,96% a las negativas. En el caso de la ecuación 3 dichos porcentajes son, respectivamente, 27,50% y 97,46%. Sin embargo, si cambiamos el criterio para ajustarlo exactamente a la proporción muestral de observaciones positivas, los cambios que se producen son: En la ecuación 2 se predice correctamente un 70,62%, 68,44% y 73,77% correspondientes al total, las positivas y los ceros, respectivamente. En la ecuación 3 dichos valores son 75,60%, 80,55% y 74,75%.

CUADRO 2  
Contrastes

	Ecuac. 1	Ecuac. 2	Ecuac. 3
Selección de muestra <sup>1</sup>			
$\lambda_2$	20.754		
$\lambda_3$	7.360		
$\lambda_2$ y $\lambda_3$	7.568		
Exogeneidad <sup>2</sup>			
LTOTP	—	-1.165	-5.178
PROPEX	11.418	—	2.729
DID	-2.154	0.166	—
Conjunta	130.803	1.895	29.625
Exogeneidad <sup>3</sup>			
LW	-6.040	—	—
K10	—	1.293	—
DVENT	—	-1.092	—
Significatividad conjunta <sup>4</sup>			
TS	893.694	444.673	551.273
Sobreidentificación (validez de los instrumentos) <sup>5</sup>			
VI	16.849	34.076	27.032

## Notas:

<sup>1</sup> Los test de selección de muestra se distribuyen, bajo la hipótesis nula, como Chi-cuadrado con 1, 1 y 2 grados de libertad (g.l.),  $\lambda_2$  y  $\lambda_3$  son, respectivamente, los inversos de los ratios de Mill marginales obtenidos tras la estimación probit bivalente de las ecuaciones 2 y 3 de la FR.

<sup>2</sup> En los test de exogeneidad correspondientes a las ecuaciones 2 y 3 se han utilizado los residuos generalizados. Los tests individuales se distribuyen como t-student con 1 g.l., los conjuntos como Chi-cuadrado con 2 g.l.

<sup>3</sup> Test de Blundell y Smith (1986). Su distribución es t-student con 1 g.l.

<sup>4</sup> La significatividad conjunta se contrasta mediante tests de razón de verosimilitud que comparan el valor de la función de verosimilitud de los modelos con todos los parámetros restringidos a cero (excepto la constante) frente al no restringido. Bajo la hipótesis nula se distribuyen como Chi-cuadrado, siendo los g.l. 28, 22 y 17 respectivamente.

<sup>5</sup> Para la validez de los instrumentos se aplica el test propuesto por Lee (1992), realizado con los resultados obtenidos mediante el procedimiento MCG de Amemiya. Dichos estadísticos se distribuyen bajo la hipótesis nula como Chi-cuadrado con 19, 25 y 30 g. l., respectivamente.

El indicador desagregado del crecimiento de las ventas muestra distintos efectos sectoriales; en sectores considerados de demanda débil o media<sup>23</sup>, un crecimiento de la demanda interna reduce significativamente la propensión exportadora de las empresas, siendo esta disminución especialmente importante en Energía, Alimentación, bebidas y tabaco y Papel, artículos de papel,

<sup>23</sup> La clasificación sectorial considerada es la correspondiente a los nueve principales países de la OCDE, calculada para el decenio 1972-82 según el crecimiento de su demanda interna real.

artes gráficas y edición. Las demandas interna y externa se mueven en el mismo sentido en Productos químicos, mientras que en el resto de sectores la actividad exterior no se ve influenciada de manera significativa por variaciones en las ventas interiores. En general, se confirma la existencia de un efecto negativo de la elasticidad de la demanda interna sobre la propensión a exportar, tal como predice el modelo.

Finalmente, en la ecuación que recoge la existencia de innovaciones tecnológicas no se puede rechazar la hipótesis de Schumpeter al obtener un signo positivo en el volumen de empleo, poniendo de manifiesto que el tamaño de la empresa es un factor esencial para el éxito de las innovaciones puesto que la existencia de economías de escala en producción (e innovación) garantizará los recursos suficientes para ello. Sin embargo, el signo de la propensión exportadora se contradice con la conclusión extraída de la ecuación 2, donde se detectaba una mayor rentabilidad externa. Si bien dicho resultado indica que la probabilidad de innovar es menor para empresas exportadoras, dicho comportamiento se puede estar produciendo para un cierto rango de variación de la cifra de exportaciones. En este sentido, parece razonable seguir suponiendo que las empresas exportadoras encuentran una mayor rentabilidad externa en las innovaciones hasta tanto no se haya superado un umbral en la cuota de participación en el mercado exterior. Sin embargo, alcanzado dicho umbral la probabilidad de innovar decrece con el volumen exportado porque para conseguir ganancias adicionales en la cuota se debe disminuir ostensiblemente dicha rentabilidad hasta situarla por debajo de la obtenida en el mercado interno. De producirse estas relaciones, no harían sino confirmar los resultados obtenidos en Segura y otros (1992) con datos de la Encuesta sobre Estrategias Empresariales para el año 1990.

El coeficiente de la variable que diferencia entre industrias productoras de bienes duraderos y no duraderos presenta el signo adecuado confirmando la hipótesis de que los costes marginales de la innovación de producto son mayores para las industrias productoras de dichos bienes. La variable de interacción entre concentración y tipos de bienes sugiere una mayor probabilidad de innovar en sectores muy concentrados que producen bienes duraderos. La causa se ha de buscar en la necesidad de diferenciar el producto por estas empresas tratando de aprovechar la mayor rentabilidad de las mismas en el exterior.

Se han realizado estimaciones suponiendo que la decisión sobre la propensión a exportar sigue un proceso en dos etapas (modelo de selección de muestra, Heckman (1979)), donde en la primera se determina la probabilidad de exportar mediante un modelo de elección discreta y en la segunda se modeliza la variable en su tramo continuo aplicando MCO, ampliando la ecuación con el factor de corrección (inverso del ratio de Mill). Sin embargo, no se incluyen los resultados debido a la no significatividad de dicho factor y al empeoramiento general de los mismos.

Una evaluación de los efectos sobre las probabilidades de exportar o realizar gastos en I+D que el modelo predice se presenta en el Cuadro 3. Los cálculos se realizan segmentando la muestra por tramos de tamaño. Los valores ofrecen



CUADRO 3  
Evaluación de probabilidades<sup>1</sup>

Pr (PROPEX > 0)	T1	T2	T3
Innovación			
DID = 1	0.589	0.586	0.570
DID = 0	0.527	0.537	0.553
Demanda <sup>2</sup>			
Débil	0.366	0.373	0.373
Media	0.530	0.544	0.547
Fuerte	0.566	0.603	0.658
Concentración mercado <sup>3</sup>			
Poco	0.466	0.483	0.436
Muy	0.575	0.584	0.608
Pr (DID = 1)			
	T1	T2	T3
Exportación			
PROPEX > 0	0.084	0.182	0.371
PROPEX = 0	0.036	0.118	0.280
Tipos de bienes			
BD = 1	0.046	0.126	0.372
BD = 0	0.062	0.172	0.345
Cantidad exportada <sup>4</sup>			
< Q1	0.045	0.131	0.302
> Q2 y < Q3	0.077	0.203	0.411
> Q3	0.100	0.176	0.382

Notas:

<sup>1</sup> T1 hace referencia al tramo de tamaño correspondiente a empresas con 100 o menos trabajadores. T2 recoge aquellas entre 100 y 200 y T3 corresponde a las de más de 200.

<sup>2</sup> La clasificación sectorial considerada para la variable de demanda es la calculada para los nueve principales países de la OCDE, durante el decenio 1972-82 según el crecimiento de su demanda interna real.

<sup>3</sup> La división entre mercados poco o muy concentrados está en relación a una cifra de concentración inferior al primer cuartil o superior al tercer cuartil de la distribución de dicha variable, respectivamente.

<sup>4</sup> Q1, Q2 y Q3 son el primero, segundo y tercer cuartiles, respectivamente, de la distribución de exportaciones.

una idea de la influencia que sobre dichas decisiones tienen tanto el tamaño de la empresa como algunas de las variables consideradas. Los resultados más importantes se pueden resumir en los siguientes puntos:

En primer lugar, la probabilidad de exportar crece en gran medida con el dinamismo de la demanda sectorial y con la concentración del mercado inter-

no y en menor medida con el tamaño de la empresa. Segundo, las decisiones de exportación y el tipo de bienes producidos (sobre todo en empresas pequeñas y medianas) influyen significativamente la probabilidad de innovar. Sin embargo, en línea con lo ya señalado, parece detectarse la existencia de un umbral a partir del cual tratar de ganar cuota en el mercado exterior se hace a costa de obtener menor rentabilidad que en el interior por lo que a partir de ese punto la probabilidad de innovar disminuye. Tercero, aunque no se presentan los resultados diferenciados por industrias, la heterogeneidad sectorial en las decisiones consideradas en el modelo también se pone de manifiesto en las probabilidades predichas. Parece, por tanto, adecuada tanto la inclusión de variables de carácter individual desagregadas por sectores como de variables ficticias sectoriales, como se ha hecho. Sin embargo, el análisis con datos de corte transversal no permite controlar la heterogeneidad de empresa no observable, que generará sesgos en los parámetros estimados en tanto en cuanto esté presente y correlacionada con alguna(s) de las variables incluidas. La extensión del trabajo intentando abordar este tema queda fuera del ámbito del artículo.

Queda por contrastar la posible endogeneidad de algunas variables consideradas y tratadas como exógenas en todo el proceso: los costes laborales, el ratio de concentración y la tasa de crecimiento de las ventas interiores. La preocupación consiste en verificar si resulta adecuado suponerlas débilmente exógenas en la estimación de la FR. El test desarrollado por Smith y Blundell (1986) también es aplicable con estos propósitos (véase, además, Entorf y Pohlmeier (1990)). Para realizarlos se utilizan tres variables explicativas adicionales como instrumentos para LW, K10 y DVENT en la estimación de las ecuaciones [17]: los costes laborales del período anterior, el tamaño mínimo eficiente<sup>24</sup> y el logaritmo de las ventas en 1985, respectivamente.

Los resultados obtenidos señalan que, en primer lugar, se rechaza (a los niveles habituales de significación) que el coste laboral sea una variable exógena en la ecuación de empleo aunque no se puede rechazar la hipótesis de exogeneidad débil para el ratio de concentración y el crecimiento de las ventas internas en la decisión de exportaciones. Por otra parte, los tests mediante los que se contrasta la validez global de los instrumentos ponen de manifiesto que no se puede rechazar la hipótesis nula, a los niveles habituales de significación, en ninguna de las tres ecuaciones. La aparente contradicción entre este resultado para la ecuación de empleo y el hecho de haber rechazado que los costes laborales son una variable exógena cabe buscarla bien en que ambos tests se llevan a cabo sobre diferentes subconjuntos de parámetros, bien en que la posible endogeneidad no afecta en gran medida los resultados globales obtenidos para dicha ecuación. Como consecuencia, se puede concluir afirmando que existe simultaneidad en las decisiones de las empresas y que aunque un modelo sencillo como el presentado parece adecuado para captarla, sería necesaria una

<sup>24</sup> Esta variable ha sido construida a partir del trabajo de Velázquez (1991). Dado que está disponible únicamente para los sectores de la EI, se ha realizado una ponderación para adecuarla a la CB de la misma forma que para el resto de variables con variación sectorial.

especificación más amplia para recoger correctamente todo el proceso subyacente a las mismas.

## 5. Conclusiones y extensiones

En este trabajo se efectúa una aplicación de un modelo de ecuaciones simultáneas con VDL, utilizando datos de empresas industriales para la economía española, en el que se contempla la posibilidad de que las decisiones sobre el volumen de empleo, la propensión a exportar y la actividad innovadora se determinen de forma simultánea. Los resultados obtenidos y los tests llevados a cabo confirman la hipótesis de simultaneidad entre las tres variables.

Desde el punto de vista económico, no se pueden rechazar las hipótesis de Krugman y Schumpeter. La variable de demanda interna incide en gran medida sobre la actividad exportadora en aquellos sectores clasificados como de demanda baja o media. Asimismo, el efecto reflejado por el precio relativo de los bienes de ambos mercados es el esperado y está estimado de forma precisa. Parece concluyente que es mayor la rentabilidad de la actividad innovadora canalizada hacia el mercado exterior, pero se detecta un umbral en la cifra de exportaciones que en tanto no se alcanza contradice dichas diferencias de rentabilidad. La diferenciación de producto se muestra también como un factor determinante de las decisiones de innovación.

Desde el punto de vista estadístico, a pesar de no observar diferencias significativas entre los estimadores proporcionados por los cuatro métodos, lo que parece confirmar la consistencia de los mismos, hemos presentado únicamente los obtenidos mediante el procedimiento de Blundell y Smith por razones empíricas. No obstante, la consistencia de los resultados puede verse afectada por la endogeneidad de la variable de salarios. Los tests de exogeneidad llevados a cabo para dicha variable sugieren la necesidad de un modelo más amplio para establecer de forma adecuada las relaciones en el proceso de decisión de las empresas.

El análisis presentado puede extenderse siguiendo varias direcciones. A nuestro modo de ver, la realización del mismo con el panel de datos que proporciona la CB, en la medida en que se disponga de las variables sectoriales necesarias contenidas en otras encuestas, unido a la conveniencia de considerar variables de decisión adicionales o instrumentarlas adecuadamente en estimaciones uniecuacionales, podrían centrar los esfuerzos de futuras investigaciones.

### **Apéndice 1. Errores estándar de los estimadores y comparaciones de eficiencia**

Nos preocuparemos en este Apéndice de describir los cuatro métodos alternativos mediante los que hemos estimado el sistema de ecuaciones [13]–[15], así como las comparaciones de eficiencia entre ellos. Se ha de hacer notar, en pri-

mer lugar, que la matriz de varianzas y covarianzas del vector de errores en [17] para una observación cualquiera,  $v = (v_1, v_2, v_3)'$  se puede expresar:

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_1^2, \sigma_{12}, \sigma_{13} \\ \sigma_{21}, \sigma_2^2, \sigma_{23} \\ \sigma_{31}, \sigma_{32}, 1 \end{bmatrix} \quad [\text{A.1}]$$

siendo  $\sigma_k^2$  ( $k = 1, 2, 3$ ) las varianzas de los errores correspondientes a los modelos MCO, Tobit y Probit, respectivamente (habiendo normalizado  $\sigma_3^2 = 1$  por las razones anteriormente enunciadas).  $\sigma_{ij}$  ( $i, j = 1, 2, 3$ ) son las respectivas covarianzas. Tras sustituir parámetros por estimadores en [17], podemos expresar dichas ecuaciones en forma estocástica:

$$\begin{aligned} \hat{\Pi}_1 &= \hat{\mathcal{Z}}_1 \delta_1 + \varepsilon_1 \\ \hat{\Pi}_2 &= \hat{\mathcal{Z}}_2 \delta_2 + \varepsilon_2 \\ \hat{\Pi}_3 &= \hat{\mathcal{Z}}_3 \delta_3 + \varepsilon_3 \end{aligned} \quad [\text{A.2}]$$

siendo  $\hat{\mathcal{Z}}_1 = (\hat{\Pi}_2, \hat{\Pi}_3, \mathcal{F}_1)$ ,  $\hat{\mathcal{Z}}_2 = (\hat{\Pi}_1, \hat{\Pi}_3, \mathcal{F}_2)$ ,  $\hat{\mathcal{Z}}_3 = (\hat{\Pi}_1, \hat{\Pi}_2, \mathcal{F}_3)$ .  $\delta_1' = (\alpha_1, \alpha_2, \beta_1')$ ,  $\delta_2' = (\alpha_3, \alpha_4, \beta_2')$  y  $\delta_3' = (\alpha_5, \alpha_6, \beta_3')$  los vectores de parámetros estructurales y  $\varepsilon_k$  ( $k = 1, 2, 3$ ) los términos de error correlacionados (véase Amemiya (1978, 79) para más detalles). Con todo ello, las expresiones de los estimadores MCO y MCG son:

$$\hat{\delta}_{k,\text{MCO}} = [\mathcal{Z}_k' \mathcal{Z}_k]^{-1} \mathcal{Z}_k' \hat{\Pi}_k \quad k = 1, 2, 3 \quad [\text{A.3}]$$

$$\hat{\delta}_{k,\text{MCG}} = [\mathcal{Z}_k' V_k^{-1} \mathcal{Z}_k]^{-1} \mathcal{Z}_k' \hat{V}_k^{-1} \hat{\Pi}_k \quad [\text{A.4}]$$

siendo  $\hat{V}_k$  un estimador consistente de la matriz de varianzas y covarianzas.

Lo que se requiere para las estimaciones de [A.4] son expresiones de las varianzas de los errores  $\varepsilon_k$  ( $k = 1, 2, 3$ ). La forma general de las matrices  $\hat{V}_k$  se puede escribir:

$$V(\varepsilon_k) = a_k [X' X]^{-1} + b_k W_2^{-1} + c_k W_3^{-1} + d_k W_{23}^{-1} \quad [\text{A.5}]$$

siendo el segundo y tercer componente de dicha expresión las matrices de información asintótica correspondientes a los modelos Tobit y Probit respectivamente y el último la matriz de varianzas y covarianzas entre ambos (véase de nuevo Amemiya (1978, 79)). El resto de términos en [A.5] son:

$$\begin{aligned} a_1 &= \sigma_1^2 - 2\alpha_1\sigma_{12} - 2\alpha_2\sigma_{13}; \quad a_2 = \alpha_3^2\sigma_1^2 - 2\alpha_3\sigma_{12} + 2\alpha_3\alpha_4\sigma_{13} \\ a_3 &= \alpha_5^2\sigma_1^2 + 2\alpha_5\alpha_6\sigma_{12} - 2\alpha_5\sigma_{13} \\ b_1 &= \alpha_1^2\sigma_1^2; \quad b_2 = \sigma_2^2; \quad b_3 = \alpha_6^2\sigma_1^2 \\ c_1 &= \alpha_2^2; \quad c_2 = \alpha_4^2; \quad c_3 = 1 \\ d_1 &= 2\alpha_1\alpha_2\sigma_{23}; \quad d_2 = -2\alpha_4\sigma_{23}; \quad d_3 = -2\alpha_6\sigma_{23} \end{aligned} \quad [\text{A.6}]$$

estando todos ellos definidos previamente. Para evaluar  $\hat{V}_k$  necesitamos estimaciones consistentes previas de los  $\alpha$ 's que se pueden obtener mediante los métodos NO, MCO de Amemiya o SB (los resultados empíricos no cambian cuando se consideran unos u otros).

Una vez se dispone de expresiones de las matrices de varianzas y covarianzas necesarias para llevar a cabo la estimación de la FE, se puede proceder a realizar comparaciones de eficiencia. Dadas las expresiones [A.3] y [A.4], las varianzas respectivas son:

$$V(\hat{\delta}_{k,\text{MCO}}) = [Z_k' Z_k]^{-1} Z_k' \hat{V}_k Z_k [Z_k' Z_k]^{-1} \quad [\text{A.7}]$$

$$V(\hat{\delta}_{k,\text{MCG}}) = [Z_k' V_k^{-1} Z_k]^{-1} \quad [\text{A.8}]$$

Para poder realizar la comparación con la varianza de los estimadores obtenidos mediante el método de Nelson-Olson necesitamos expresiones de los mismos:

$$\hat{\delta}_{1,\text{NO}} = [Z_1' X' X Z_1]^{-1} Z_1' X' X \hat{\Pi}_1 \quad [\text{A.9}]$$

cuya varianza será:

$$V(\hat{\delta}_{1,\text{NO}}) = [Z_1' X' X Z_1]^{-1} Z_1' X' X \hat{V}_1 X' Z_1 [Z_1' X' X Z_1]^{-1} \quad [\text{A.10}]$$

De la misma forma:

$$\hat{\delta}_{k,\text{NO}} = [Z_k' X' X Z_k]^{-1} Z_k' X' X \hat{\Pi}_k \quad [\text{A.11}]$$

$$k = 2, 3$$

$$V(\hat{\delta}_{k,\text{NO}}) = [Z_k' A_k^{-1} Z_k]^{-1} Z_k' A_k^{-1} V_k A_k^{-1} Z_k [Z_k' A_k^{-1} Z_k]^{-1} \quad [\text{A.12}]$$

siendo  $A_k$  las matrices de información asintótica correspondientes, obtenidas tras la estimación en la segunda etapa de las ecuaciones 2 y 3 por MV.

Finalmente, para obtener las expresiones de los estimadores de SB y las de sus matrices de varianzas y covarianzas, basta con tomar las ecuaciones [A.4] y [A.8] y reemplazar en ellas  $\hat{V}_k$  por un estimador consistente de la matriz de varianzas y covarianzas obtenida tras la estimación de la FR condicional [19] en lugar de la marginal [17]. El detalle de dichas expresiones se puede consultar en Blundell y Smith (1989).

A la vista de las expresiones anteriores es fácil comprobar que las diferencias entre las matrices en [A.4] y [A.5] son semidefinidas positivas para  $k = 1, 2, 3$ , como también lo son las diferencias entre [A.7], [A.9] y [A.11] y las correspondientes matrices en [A.5]. Finalmente, entre [A.7], [A.9] y [A.11] y las correspondientes expresiones en [A.4] no se pueden establecer comparaciones generales. Tampoco se pueden establecer dichas comparaciones entre los estimadores condicionales de SB y los obtenidos mediante el resto de procedimientos marginales.

**Apéndice 2. Correspondencias CB, EI y NACE-CLIO R-25**

CUADRO A2.1  
Correspondencia entre la CB y la EI

Sectores CB	Sectores EI
1. Combustibles sólidos .....	1-2
2. Petróleo y gas natural .....	3-4
3. Energía Eléctrica .....	6
4. Gas y agua caliente .....	7
5. Mineral radioactivo .....	5
6. Agua .....	8
7. Minerales Metálicos .....	9
8. Minerales no metálicos .....	12
9. Acero .....	10
10. Metalurgia no férrea .....	11
11. Cerámica y otros productos no metálicos .....	16 p., 18
12. Cementos, cales y yesos .....	14
13. Otro material de construcción .....	13, 15, 16p.
14. Industria del vidrio .....	17
15. Química básica e industrial .....	19-22, 24, 26
16. Industria farmacéutica .....	27
17. Química para el consumo final .....	28,29,30
18. Química para agricultura .....	23
19. Productos metálicos .....	31-35
20. Maquinaria agrícola .....	36
21. Maquinaria industrial y de oficina .....	37, 38
22. Fabricación de material eléctrico .....	39 p.
23. Fabricación de material electrónico .....	40
24. Automóviles .....	41 p.
25. Equipo y carrocería para automóviles .....	41 p.
26. Construcción naval .....	42
27. Otros elementos de transporte .....	43-45
28. Mecánica de precisión .....	46
29. Electrodomésticos .....	39 p.
30. Industrias cárnicas .....	48
31. Industrias lácteas .....	49
32. Industrias para alimentación animal .....	56
33. Industria vinícola .....	60
34. Otras ind. alimentarias y tabaco .....	47, 50-64
35. Industrias textiles .....	65-68
36. Cuero y calzado .....	69-71
37. Industria de la confección .....	72-74
38. Madera, corcho y muebles .....	75-79
39. Papel y cartón .....	80,81
40. Artes gráficas y edición .....	82
41. Caucho y plástico .....	83,84
42. Otras industrias no alimentarias .....	85-89

CUADRO A2.2  
Correspondencia entre la CB y la NACE-CLIO R-25

Sectores NACE-CLIO R-25	Sectores CB
1. Energía .....	1-6
2. Minerales metálicos y produc. y 1ª transf. de metales .....	7, 9, 10
3. Minerales y productos no metálicos .....	8, 11-14
4. Industria química .....	15-18
5. Fabricación de productos metálicos .....	19
6. Maquinaria agrícola e industrial .....	20, 21a
7. Maquin. oficina, ordenadores, inst. óptica y precisión .....	21b, 28
8. Material eléctrico y electrónico .....	22, 23, 29
9. Material de transporte .....	24-27
10. Alimentos, bebidas y tabaco .....	30-34
11. Textil, confección, calzado y cuero .....	35-37
12. Papel, artículos de papel, artes gráficas y edición .....	39-40
13. Transformación del caucho y materias plásticas .....	41
14. Otras industrias manufactureras .....	38,42

### Apéndice 3. Estimadores bajo el supuesto de exogeneidad

CUADRO A3.1  
Parámetros estimados - Supuesto de exogeneidad<sup>1,4</sup>

Variable	Ecuac. 1	Ecuac. 2	Ecuac. 3
C	4.0228 (0.07)	-0.5451 (0.07)	-4.6305 (0.31)
LTOTP	-	0.0575 (0.01)	0.7097 (0.06)
PROPEX	-0.1274 (0.13)	-	0.0654 (0.19)
DID	1.1672 (0.21)	-0.0191 (0.06)	-
LW1	1.0820 (0.11)	-	-
LW2	1.9596 (0.19)	-	-
LW3	0.6331 (0.14)	-	-
LW4	1.0729 (0.19)	-	-
LW5	1.5900 (0.30)	-	-
LW8	1.0443 (0.14)	-	-
LW9	1.6906 (0.16)	-	-
LW10	0.9139 (0.11)	-	-
LW11	0.6837 (0.20)	-	-
LW12	1.7454 (0.31)	-	-
LW13	0.7196 (0.18)	-	-
LW14	1.2063 (0.32)	-	-
K10	-	0.0036 (4E-3)	-
DVENT4	-	0.0976 (0.03)	-
DVENT10	-	-0.3337 (0.07)	-
DVENT11	-	-0.1610 (0.06)	-

CUADRO A3.1 (continuación)  
Parámetros estimados - Supuesto de exogeneidad

Variable	Ecuac. 1	Ecuac. 2	Ecuac. 3
PR	—	0.1023 <sub>(0.02)</sub>	—
BD	—	—	-0.4796 <sub>(0.21)</sub>
BDK	—	—	0.0162 <sub>(0.08)</sub>
$R^2$	0.27	—	—
Pseudo- $R^2$ (2)	—	0.18	0.25
Pseudo- $R^2$ (3)	—	0.69	0.49
% aciertos	—	72.21	87.00

Notas:

<sup>1</sup> Errores standard consistentes entre paréntesis.

<sup>2</sup> Pseudo- $R^2$  de Aldrich y Nelson (1984).

<sup>3</sup> Pseudo- $R^2$  de Zavoina y McElvey (1975).

<sup>4</sup> Todas las ecuaciones contienen las variables ficticias sectoriales que han resultado significativas.

## Referencias

- Aldrich, J. H. y Nelson, F. (1984): *Linear Probability, Logit and Probit Models*. Sage University Paper Series on Quantitative Application in the Social Sciences. Beverly Hills, CA: Sage.
- Amemiya, T. (1978): «The Estimation of a Simultaneous Equation Generalized Probit Model», *Econometrica* 46, pp. 1193-1205.
- Amemiya, T. (1979): «The Estimation of a Simultaneous Equation Tobit Model», *International Economic Review* 20, pp. 169-181.
- Blundell, R. W. y Smith, R. J. (1989): «Estimation in a Class of Simultaneous Equation Limited Dependent Variable Models», *Review of Economic Studies* 56, pp. 37-58.
- Chesher, A. D. y Irish, M. (1987): «Residuals and Diagnostics for Probit, Tobit and Related Models», *Journal of Econometrics* 34, pp. 33-61.
- Dasgupta, P. y Stiglitz, J. (1980): «Industrial Structure and the Nature of Innovative Activity», *Economic Journal* 90, pp. 266-293.
- Davis, S. (1980): «Innovation, Difusion and Market Structure». En *Research, Development and Technical Innovation*. Sahal D. (eds.) Lexington.
- Entorf, H. y Pohlmeier, W. (1990): «Employment, Innovation and Export Activity», en *Microeconometrics: Surveys and Applications*, Basil-Blackwell.
- Galbraith, J. K. (1952): *American Capitalism*, Boston, M. A.: Houghton Mifflin.
- Heckman, J. J. (1978): «Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System», *Econometrica* 46, pp. 931-959.
- Krugman, P. (1979): «Increasing Returns, Monopolistic Competition and International Trade», *Journal of International Economics* 9, pp. 469-480.
- Lee, L. F. (1978): «Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables», *International Economic Review* 19, pp. 415-433.
- Lee, L. F. (1979): «Identification and Estimation in Binary Choice Models with Limited Dependent Variables», *Econometrica* 47, pp. 977-996.
- Lee, L. F. (1981): «Simultaneous Equation Models with Discrete and Censored Variables», en *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. Manski, C. F. and McFadden, D. (eds.), Cambridge, MIT Press.



- Lee, L. F. (1992): «Amemiya's Generalized Least Squares and Tests of Overidentification in Simultaneous Equation Models with Qualitative or Limited Dependent Variables», *Econometric Reviews* 11, pp. 319-328.
- Lorenzo, M. J. (1991): «Indices de precios para los 42 sectores industriales de la Central de Balances», Documento Interno 2, Fundación Empresa Pública, Madrid.
- Maddala, G. S. y Lee, L. F. (1976): «Recursive Models with Qualitative Endogenous Variables», *Annals of Economic and Social Measurement* 5, pp. 525-545.
- Mansfield, E. (1968): *Industrial Research and Technological Innovation*, London Norton.
- Martínez, E. (1991): «Clasificación de los sectores de la Central de Balances en productores de bienes de consumo o inversión y en productores de bienes duraderos y no duraderos», Documento Interno 11, Fundación Empresa Pública, Madrid.
- Martínez, E. (1991): «Indices de precios exteriores para los 42 sectores industriales de la Central de Balances», Documento Interno 12, Fundación Empresa Pública, Madrid.
- Nelson, F. y Olson, L. (1978): «Specification and Estimation of a Simultaneous Equation Model with Limited-Dependent Variables», *International Economic Review* 19, pp. 695-705.
- Newman, M.; Böbel, I. y Haid, A. (1985): «Domestic Concentration, Foreign Trade and Economic Performance», *International Journal of Industrial Organization* 3, pp. 1-19.
- Oi, W. (1983): «The Fixed Employment Costs of Specialized Labour», en *The Measurement of Labour Cost*. Triplett J. E. (eds.), Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Ortí, A. y Miravete, E. J. (1991): «Nivel de actividad, innovaciones y perfil exportador de las empresas valencianas: Análisis de DIRNOVA'88 mediante un modelo de ecuaciones simultáneas con variables dependientes cualitativas». Trabajo presentado en el XVI Simposio de Análisis Económico, Barcelona.
- Scherer, F. M. (1982): «Demand Pull and Technological Invention: Schmookler Revisited», *Journal of Industrial Economics* 30, pp. 225-237.
- Schumpeter, J. A. (1942): *Capitalism, Socialism and Democracy*, New York, Harper and Row.
- Segura, J. y otros (1992): *Un Panorama de la Industria Española*, Ministerio de Industria, Comercio y Turismo, Madrid.
- Smith, R. J. y Blundell, R. W. (1986): «An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labour Supply», *Econometrica* 54, pp. 679-685.
- Velázquez, F. J. (1991): «Economías de escala y tamaños óptimos en la industria española (1980-1986)», DT 9105, Fundación Empresa Pública, Madrid.
- Waterson, M. (1984): *Economic Theory of the Industry*, Cambridge University Press.
- Zavoina, R. y McElvey, W. (1975): «A Statistical Model for the Analysis of Ordinal Level Dependent Variables», *Journal of Mathematical Sociology* Summer, pp. 103-120.

## Abstract

It has been usual in empirical industrial organization models to analyze the relationship between technologic innovation and market structure without including external trade variables. By including them, one could correctly measure the effects of innovation activity on production or employment taking into account the direct and indirect effects of exports. In this paper, we estimate a simultaneous model with employment, export and R&D expenses as decision variables of the firms. We apply two stage methods that take case of the fact that the second variable is censored and the third is qualitative. We carry out an empirical application with data from the Central de Balances of the Banco de España for the year 1986.

*Recepción del original, febrero de 1993  
Versión final, julio de 1994*