

# **Un Modelo de Estimación Indirecta de la Renta Familiar Disponible a Nivel Municipal.**

**A. de las Heras; R. Olavarri y J. M. Rodríguez-Poo\***  
**Universidad de Cantabria.**

---

## 1. INTRODUCCION.

---

Las diferencias que se observan en los niveles de desarrollo y bienestar de las regiones españolas a través del conocimiento medido de sus principales agregados económicos (Cuadrado Roura, 1988; Alcaide Inchausti, 1988), encubren, normalmente, desequilibrios intraregionales, siendo necesaria su identificación para la adopción de medidas normativas que posibiliten la corrección de los mismos, pues no debemos olvidar que en economía se mide para tomar medidas. Desde esta óptica instrumental (política económica) no es extraño el interés de la Administración Central y de las Administraciones Regionales (a veces por distintas razones) por el conocimiento medido del bienestar económico.

Uno de los indicadores más representativos del nivel de vida y bienestar de la población lo constituye la Renta Familiar Disponible (RFD), puesto que proporciona una visión más ajustada de la capacidad de gasto y ahorro de las economías domésticas, y de los procesos de redistribución y transferencias de rentas que existen en un sistema económico.

Si el marco referencial en el que queremos estimar esta macromagnitud no es el nacional, sino el de mayor desagregación administrativa existente en nuestro país, el municipal, surgen dificultades relevantes en su estimación, que abordamos en este artículo.

\* Agradecemos a Ruben V. Fernández de Santiago y a tres anónimos evaluadores sus valiosos comentarios.

---

## 2. MODELOS ECONOMICOS Y MARCOS REFERENCIALES.

---

El Sistema Europeo de Cuentas Económicas Integradas (SEC), como modelo descriptivo de la actividad económica nacional, posibilita la obtención de las macromagnitudes representativas de un sistema económico. Tal hecho supone, en primer lugar, la acotación espacial (nacional) del mismo, y en segundo, la aceptación de una metodología común en las definiciones contables de las macromagnitudes, de las operaciones de los agentes económicos y de los procesos de estimación que posibilitan las comparaciones espaciales y temporales, y finalmente la existencia de un modelo teórico del sistema económico a representar (Stone, R. y G., 1965).

El problema implícito en todas las estimaciones de macromagnitudes que se efectúan en marcos referenciales distintos al nacional, único para el que existe un sistema de representación contable comúnmente aceptado, es la inexistencia de una teoría económica general que interrelacione globalmente la economía regional (o municipal) y permita organizar un sistema contable propio.

Tal hecho se traduce, por una parte, en la inexistencia de acuerdos generalizados sobre la metodología a seguir para efectuar una representación contablemente coherente de los sistemas económicos regionales, impidiendo por tanto la comparación de las contabilidades regionales llevada a cabo por distintos equipos de investigación (Moral Muñoz, 1985) y, por otra parte, en la insuficiencia de la información ofertada por el INE que trata de desagregar las macromagnitudes nacionales entre las diferentes regiones del país (INE, 1990), pero que en la práctica, y hasta el presente, no contempla todos los agregados recomendados por el SEC Reg. como modelo abierto de representación contable.

Si el marco referencial ya no es el regional, sino el municipal, la utilización de esquemas contables cerrados o abiertos para dar cuenta de las características principales de las economías municipales, solo es posible mediante la aceptación de una serie de convenciones difícilmente justificables, a no ser en el orden puramente pragmático limitando sensiblemente su fiabilidad. Por esta razón, los esfuerzos modelizadores han sido menores, a pesar de la importancia de su conocimiento, tanto para las Administraciones Regionales y Municipales con competencias en Planificación Presupuestaria y en Ordenación del Territorio y en Planificación Urbanística, como para los organismos encargados de la planificación de la Inspección Fiscal del Estado, así como para la implantación de estrategias comerciales de empresas e instituciones financieras.

---

### 3. LAS ESTIMACIONES DE LA RFDM EFECTUADAS EN ESPAÑA.

---

Si bien la necesidad de medición de la Renta Municipal y de la Renta Familiar Disponible Municipal parece evidente, es en el orden pragmático donde surgen las mayores dificultades para su estimación. En primer lugar, porque a diferencia de lo que sucede a nivel nacional y en menor medida regional, no existen modelos contables de la actividad económica donde ajustar los agregados económicos a medir, y en segundo lugar, el alto grado de apertura que caracteriza a las economías municipales hace poco significativa la aplicación mecánica de los esquemas utilizados en las Contabilidades Regionales.

Las estimaciones de la Renta Familiar Disponible Municipal (RFDM), al margen por tanto de esquemas contables propios, se han efectuado hasta el presente por dos métodos claramente diferenciados, bien por el denominado método directo, que consiste —en esencia— en la cuantificación vía producción de la Renta Municipal, para posteriormente deducir de ésta la RFDM, o bien por el denominado método indirecto, que se basa en la aplicación de un modelo de regresión lineal múltiple del que se obtiene una ecuación que relaciona una variable criterio (RFD) con otra serie de variables explicativas (diversos indicadores de bienestar y/o de actividad económica).

#### 3.1. *Estimaciones directas de la RFDM.*

Solo la comprensión de las dificultades estadísticas de todo orden que concurren en la determinación de la renta a nivel nacional, explican porque a nivel municipal este tipo de estimación, vía producción municipal para deducir posteriormente las distintas transferencias municipales hasta llegar a la RFDM, no haya ido más allá de escasos intentos localizados en Comunidades Autónomas con una amplia tradición en investigaciones de este tipo (SADEI, Asturias; Diputación Foral de Vizcaya, 1986).

La complejidad del proceso de estimación, la enorme cantidad de información necesaria para poder efectuarlo, la inexistencia en muchos casos de la misma a nivel municipal, los supuestos necesarios para efectuar imputaciones municipales de flujos económicos que remiten a la existen-

cia previa de esquemas contables regionales cerrados, y el alto coste económico en términos de recursos y tiempo necesarios para su elaboración, limitan tanto su operatividad como la representatividad de las estimaciones obtenidas (SADEI, 1988).

### 3.2. Estimaciones indirectas de la RFDM.

Las razones expuestas en el epígrafe anterior han sido las causas principales por las que se han generalizado diversos métodos indirectos, que para algunos investigadores son la única vía operativa para efectuar las estimaciones de la RFDM (Esteban y Pedreño, 1984: 5).

En esencia, estos métodos tratan de generar los valores de la RFDM,  $\{y_i^*\}_{i=1}^n$  para  $n$  municipios, como una función de un conjunto de variables explicativas  $\{x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}\}_{i=1}^n$  más un término aleatorio  $\{\epsilon_i\}_{i=1}^n$  que puede reflejar errores de medida en las variables y/o diferentes valores de la variable  $\{y_i^*\}$  para un mismo conjunto de valores  $\{x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}\}$ .

$$y_i^* = f(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}; \theta) + \epsilon_i \quad i = 1, \dots, n$$

donde  $f(\bullet; \theta)$  es una función paramétrica conocida excepto para un número finito de parámetros  $\theta$  que debemos estimar.

En este procedimiento de generación de valores de RFDM existen dos tipos de problemas a resolver:

a) Determinación del conjunto de variables  $\{x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}\}_{i=1}^n$  que intervienen en el modelo.

b) Determinación de la forma funcional,  $f(\bullet; \theta)$ , que liga estas variables.

Por ejemplo,

$$f_1(\bullet; \theta) = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1i} + \cdots + \alpha_k x_{ki},$$

$$f_2(\bullet; \theta) = \exp\{\alpha_0 + \alpha_1 x_{1i} + \cdots + \alpha_k x_{ki}\},$$

con

$$\theta = (\alpha_0, \cdots, \alpha_k)^T.$$

En el caso de los trabajos realizados en España se ha utilizado siempre la forma funcional lineal ( $f_1(\bullet; \theta)$ ).

En principio, la teoría económica —o algún modelo teórico— debiera guiarnos tanto sobre los modelos explicativos y las relaciones funcionales que estos pudieran adoptar, como sobre las variables relevantes que debieran ser incluidas en los mismos. Desafortunadamente, no es este un caso definido en la solución del problema que nos ocupa, y por lo tanto, en el proceso de especificación del modelo hay una orientación hacia criterios de selección de variables puramente estadísticos: análisis de residuos, contrastes de hipótesis y otros diversos criterios de validación (Seber, 1977: 349-382).

Una vez que las variables explicativas  $\{x_{1i}, \cdots, x_{ki}\}_{i=1}^n$  y la forma funcional  $f(\bullet; \theta)$  han sido seleccionadas, quedan por determinar los valores generados de RFDM,  $\{y_i^*\}_{i=1}^n$  y el vector de parámetros desconocidos  $\theta$ . La solución a ambos problemas es indeterminada. Los valores de la RFDM no pueden ser estimados sin conocer estimaciones de los parámetros, pero tampoco podemos conocer éstas sin tener antes los valores generados de RFDM. Una solución a este problema de indeterminación es mantener la relación de especificación (variables y forma funcional) y cambiar el marco referencial (de municipios a provincias).

A nivel provincial supongamos  $N$  provincias, la RFD es una variable observada (sea  $\{y_i\}_{i=1}^N$ ) y las variables exógenas disponibles a nivel municipal, también lo pueden ser a nivel provincial  $\{x_{1i}^p, x_{2i}^p, \cdots, x_{ki}^p\}_{i=1}^N$ .

En todas las estimaciones de este tipo se ha utilizado como endógena equivalente a nivel provincial la estimada para varios años por el Servicio de Estudios del actual Banco Bilbao-Vizcaya.

Es decir, la metodología seguida en este tipo de modelos de estimación indirecta de la RFDM (SADEI; Caixa Galicia, 1988; Junta de Castilla y León, 1992) es la siguiente:

- (i) Se formula en un primer paso un modelo con un marco referencial provincial

$$y_i = f(x_{1i}^p, x_{2i}^p, \dots, x_{ki}^p; \theta) + \eta_i \quad i = 1, \dots, N.$$

- (ii) Se estima  $\theta$  con cualquier método de estimación como los descritos en Seber (1977: 42 a 92). Llamemos al vector de estimaciones resultantes

$$\hat{\theta}_p = (\hat{\theta}_{1p}, \dots, \hat{\theta}_{kp})^T.$$

- (iii) Se genera  $\{y_i^*\}_{i=1}^n$  de la siguiente forma

$$y_i^* = f(x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}; \hat{\theta}_p) \quad i = 1, \dots, n.$$

Otras estimaciones indirectas suponen la existencia de espacios económicos diferenciados que deben ser medidos por modelos diferentes (Esteban y Pedreño, 1984; Aparicio, 1984)<sup>1</sup>

1. Sin definir teóricamente el concepto inicial de espacio económico, tal proceder lleva exclusivamente a la búsqueda infructuosa de clasificaciones, sin tener en cuenta que un problema derivado de la taxonomía no es equivalente a otro procedente de la epistemología (Ponsard, 1988).

La confusión entre definición teórica, clasificación y medición implica la utilización arbitraria de los instrumentos matemáticos, dando lugar a resultados en los que la significatividad económica permanece ausente, dada la drástica síntesis de información (Cuadras, 1981, 265), ya de por sí escasa a nivel municipal, que se efectúa para dotar de significatividad estadística a las mediciones obtenidas.

La sustitución de espacios económicos por espacios estadísticos y poder así representar aquellos mediante la utilización de distintos tipos de distancias estadísticas (Perreur, 1989), no debe empobrecer exageradamente la representación de un sistema con el fin de aplicar los métodos matemáticos usuales, ya que importa evitar representaciones deformadas, sabiendo que una adecuación perfecta es imposible (Guillaume, 1981, 40), y en todo caso es un problema distinto del de estimación de un agregado (que para solventar el problema estadístico que plantea la homogeneización espacial, es explicado en este tipo de estimaciones con muy pocas variables exógenas).



---

#### 4. UNA MODIFICACION DEL MODELO A PARTIR DE UNA NUEVA FUENTE DE INFORMACION.

---

El modelo que, en una primera aproximación, proponemos para la determinación de la RFD, primero en un marco provincial, para posteriormente generar los valores equivalentes a nivel municipal, es posible por la nueva información existente para ambos niveles (provincial y municipal) de una variable económica altamente significativa para la consecución de nuestro objetivo: el Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF); información que posee la antigua Dirección General de Informática Tributaria, actualmente Agencia Tributaria, y que a su vez ha sido municipalizada desde el año 1986, y ofertada por dicho organismo a este nivel desde el año 1988 (IRPFM).

La existencia de esta información adicional nos permite estimar de una manera mucho más apropiada desde la óptica económica el agregado RFDM, mediante un modelo econométrico que exponemos a continuación.

##### 4.1. *Formulación del modelo y estimación de los parámetros.*

A partir de la notación sobre variables de la sección 3.2, podemos introducir dos nuevas variables:

$\{T_i\}_{i=1}^n$  Es el Impuesto Sobre la Renta de las Personas Físicas recaudado en  $n$  municipios.

$\{T_i^p\}_{i=1}^N$  Es el Impuesto Sobre la Renta de las Personas Físicas recaudado en  $N$  provincias.

El modelo viene dado por el siguiente sistema de ecuaciones simultáneas<sup>2</sup>

- Además de la introducción de una segunda ecuación en el modelo tradicional, debiéramos abrir una nueva investigación para establecer una tercera ecuación que permita especificar la relación entre la Renta Disponible y la Renta Bruta, ya que el IRPF es dependiente de esta última variable, y por lo tanto, cualquier interpretación del término aleatorio de la segunda ecuación de nuestro modelo estaría condicionada por la hipotética tercera ecuación. Sin embargo, la no consideración —por el momento— de la tercera ecuación, no altera las propiedades estadísticas básicas de los estimadores de los parámetros obtenidos en el modelo biecuacional.

$$y_i = \alpha_{0p} + \alpha_{1p}x_{1i}^p + \cdots + \alpha_{kp}x_{ki}^p + \epsilon_{1i} \quad (1)$$

$$T_i^p = \gamma_{0p} + \gamma_{1p}y_i + \epsilon_{2i}, \quad (2)$$

donde  $i = 1, \dots, N$ , y

$$\epsilon_{1i} \sim N.I.D.(0, \sigma_1^2) \quad (3)$$

$$\epsilon_{2i} \sim N.I.D.(0, \sigma_2^2) \quad (4)$$

$$E(\epsilon_{1i}\epsilon_{2i}) = \sigma_{12}. \quad (5)$$

La causa del planteamiento de este sistema de ecuaciones simultáneas es la existencia de una relación de circularidad entre la variable RFD y el IRPF. El estimador de M.C.O. de los parámetros de la segunda ecuación de nuestro sistema en presencia de esta relación de circularidad ( $Ey_i\epsilon_{2i} \neq 0$ ), hace que este estimador sea inconsistente (Johnston, 1985). La introducción de la primera ecuación nos permite poder estimar el vector de parámetros  $\gamma_p$  consistentemente, utilizando por ejemplo el método de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas.

Los vectores de parámetros  $\alpha_p$  y  $\gamma_p$ , son estimados consistentemente mediante

$$\hat{\alpha}_p = \left( \sum_{i=1}^N x_i^p x_i^{pT} \right)^{-1} \sum_{i=1}^N x_i^p y_i,$$

donde  $\hat{\alpha}_p$  es el estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios de los parámetros  $(\alpha_p)$  de la primera ecuación y

$$\hat{\gamma}_p = \left( \sum_{i=1}^N \hat{y}_i \hat{y}_i^T \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{y}_i T_i,$$



es el estimador de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas de los parámetros de la segunda ecuación, donde

$$\hat{y}_i = x_i^T \hat{\alpha}_p \quad i = 1, \dots, N.$$

Una vez que los dos conjuntos de parámetros han sido estimados, se plantea ahora el problema de la generación de los valores de la Renta Familiar Disponible a Nivel Municipal  $\{y_i^*\}_{i=1}^n$ .

#### 4.2. Generación de Valores de la RFDM.

Recordando la hipótesis de normalidad en las variables aleatorias  $\epsilon_{1i}$  y  $\epsilon_{2i}$ ,

$$y_i \sim N(\mu_i, \sigma_i^2) \quad i = 1, \dots, N$$

donde

$$\mathbf{y}_i = \begin{pmatrix} y_i \\ T_i^p \end{pmatrix}$$

$$\mu_i = \begin{pmatrix} \sum_{j=0}^k \alpha_{jp} x_{ji}^p \\ \gamma_0 + \gamma_1 \hat{y}_i \end{pmatrix}$$

$$\sigma^2 = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \gamma_1 \sigma_1^2 + \sigma_{12} \\ \gamma_1 \sigma_1^2 + \sigma_{12} & \gamma_1^2 \sigma_1^2 + \sigma_2^2 + 2\gamma_1 \sigma_{12} \end{pmatrix}$$

Para generar los valores de la RFDM el conocimiento de la Distribución Conjunta de renta e impuesto sobre la renta no es relevante, pero nos permite calcular (Cuadras, 1981: 32-40) la distribución de  $y_i$  condicionada a los valores que toma el IRPF,  $T_i^p$ . El conocimiento de esta distribución condicionada nos proporciona tanto valores medios como intervalos de confianza de la RFD para cada provincia.

$$y_i/T_i^p \sim N(\mu_i, \sigma_i) \quad i = 1, \dots, N.$$

donde

$$\mu_i = \hat{y}_i + b(T_i^p - \gamma_0 - \gamma_1 \hat{y}_i),$$

$$\hat{y}_i = \sum_{j=0}^k \alpha_{jp} x_{ji}^p,$$

$$b = \frac{\gamma_1 \sigma_1^2 + \sigma_{12}}{\gamma_1^2 + \sigma_2^2 + 2\gamma_1 \sigma_{12}}$$

y finalmente

$$\sigma_i = \sigma_1^2 - \frac{(\gamma_1 \sigma_1^2 + \sigma_{12})^2}{\gamma_1^2 \sigma_1^2 + \sigma_2^2 + 2\gamma_1 \sigma_{12}}.$$

Si sustituimos ahora las variables a nivel provincial por las disponibles a nivel municipal, y los parámetros por sus estimaciones

$$\{x_{1i}^p, \dots, x_{ki}^p\}_{i=1}^N \rightarrow \{x_{1i}, \dots, x_{ki}\}_{i=1}^n \quad (6)$$

$$\{T_i^p\}_{i=1}^N \rightarrow \{T_i\}_{i=1}^n \quad (7)$$

$$(\alpha_0, \dots, \alpha_k) \rightarrow (\hat{\alpha}_0, \dots, \hat{\alpha}_k) \quad (8)$$

$$(\gamma_0, \gamma_1) \rightarrow (\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1) \quad (9)$$

Una aplicación del modelo en la Comunidad Autónoma de Cantabria, puede verse en De las Heras, Olavarri, Rodríguez-Poo (1993). Como más significativo, queremos señalar que el valor agregado regional de nuestra estimación municipal difiere en un 2,1 por ciento de la desagregación regional que —por primera vez— ofreció el I.N.E. para 1986.

#### 4.3. Observaciones sobre las estimaciones derivadas del modelo.

Los valores medios de la RFD condicionados al IRPF (bien a nivel municipal o a nivel provincial), pueden entenderse como la suma de dos componentes: el primero  $\{\hat{y}_i\}_{i=1}^n$ , representa el valor medio de RFD, si solamente dispusiéramos de información sobre las variables exógenas que conforman la primera ecuación; el segundo nos permite corregir dichos valores en función de la información adicional que aporta la nueva variable, IRPF, ponderada por el término  $b$ , obtenido en las condiciones previamente expuestas.

Sobre este segundo término  $b(T_i - \alpha_0 - \alpha_1 \hat{y}_i)$  hemos de efectuar dos precisiones:

i) la forma funcional que liga RFD e IRPF es quizás excesivamente simplista. Una adecuación más realista a la relación entre una y otra (formas funcionales más complejas) solo supondría metodológicamente una complicación adicional.

Investigaciones realizadas sobre diferentes formas funcionales, aconsejan la utilización de una curva logística para representar la relación RFD-IRPF. En este caso la segunda ecuación vendría dada por la siguiente expresión

$$T_i^p = \frac{C}{1 + e^{-(\gamma_0 + \gamma_1 y_i)}} + \epsilon_{2i}$$

para  $i = 1, \dots, N$ .

ii) El valor total de este término es una medición de la relevancia económica que aporta la nueva información. Cuanto menor sea el valor de  $b$  o menor la diferencia entre  $T_i$  e  $\gamma_0 + \gamma_1 \hat{y}_i$  menor será la corrección adicional y, por tanto, menor su significación económica.

---

## 5. CONSIDERACIONES FINALES.

---

Como hemos señalado, el modelo propuesto supone, al menos parcialmente, sustanciales cambios sobre las estimaciones indirectas usualmente utilizadas, y a su vez presenta algunos inconvenientes.

El primero de ellos, y que afecta principalmente a la primera ecuación del sistema, es que ésta no deja de ser un ejercicio (como todos los anteriores) de selección de variables estadísticamente significativas para el fin que esperamos alcanzar (medición indirecta de la RFDM) sin, en principio, ningún modelo teórico que sustente tal ejercicio.

La segunda objeción sería la de la de homogeneidad del término  $b$ . De acuerdo a la expresión obtenida para este término, esta homogeneidad puede ser interpretada de dos formas distintas: *Homogeneidad Espacial*, porque la relación funcional que liga renta e impuestos no cambia con las provincias o municipios ( $\gamma_0$  y  $\gamma_1$  son constantes), y *Homogeneidad en la Dispersión* dado que el grado de dispersión en la relación renta-impuesto se mantiene constante para incrementos sucesivos de renta ( $\sigma_2^2$  es constante).

La primera de las objeciones señaladas se puede corregir reconsiderando el proceso de selección de variables y su especificación.

Podemos utilizar tres indicadores de ocupación en los sectores primario, secundario y terciario. La reducción del número de variables explicativas nos permite la posibilidad de explorar relaciones funcionales más complejas que ligen la variable endógena (renta) con las explicativas. Esta diferente especificación de la primera ecuación, permite dar consistencia teórica al modelo al relacionar empleo y renta, —y no cualquier tipo de variables y renta—, y disponer de un modelo más armonioso y sencillo.

Con respecto a la segunda objeción, de las dos posibles fuentes de heterogeneidad, ofrecemos una solución para tratar la variación procedente de la heterogeneidad en la dispersión de la relación entre IRPF y RFD, es decir, vamos a relajar la hipótesis de que  $\sigma_2^2$  es constante y ésta puede variar con los municipios ( $\sigma_i^2$ ), y no nos ocupamos aquí de lo que antes

hemos llamado heterogeneidad espacial, si bien pudiera ser igualmente abordada a partir de nuestro modelo.

Para incorporar la heterogeneidad en la dispersión proponemos la siguiente solución:

$$y_i = f(x_{1i}^p, \dots, x_{ki}^p; \alpha) + \epsilon_{1i} \quad (10)$$

$$T_i^p = \gamma_{0p} + \gamma_{1p}y_i + \epsilon_{2i}, \quad (11)$$

donde  $i = 1, \dots, N$  y

$$\epsilon_{1i} \sim N.I.D(0, \sigma_1^2) \quad (12)$$

$$\epsilon_{2i} \sim N.I.D(0, \sigma_{2i}^2) \quad (13)$$

$$E(\epsilon_{1i}\epsilon_{2i}) = \sigma_{12}. \quad (14)$$

y  $f(\bullet; \alpha)$  es una función conocida excepto para un vector de parámetros

El procedimiento de estimación anteriormente descrito queda ahora modificado por la existencia de heteroscedasticidad en la segunda ecuación, pero el procedimiento para su solución es el mismo de los Mínimos Cuadrados Ordinarios en la primera ecuación y Mínimos Cuadrados Generalizados en Dos Etapas en la segunda ecuación.

## BIBLIOGRAFIA

- ALCAIDE INCHAUSTI, J., (1988). Las cuatro Españas económicas y la Solidaridad regional. *Papeles de Economía Española*, n° 34, págs. 62-81.
- APARICIO, M.T. y otros, (1984). *Una metodología para la estimación de la Renta Disponible Municipal*. VII Reunión de Estudios Regionales, Bilbao, págs. 561-583.
- CUADRADO ROURA, J.R. (1988). Tendencias económico-regionales antes y después de la crisis en España. *Papeles de Economía*, n° 34, págs. 17-61.
- CUADRAS, C.M. (1981). *Métodos de análisis multivariante*. EOCT, Universidad de Barcelona.
- DIPUTACION FORAL DE VIZCAYA, (1982). *Producción e Ingresos por Municipios del Territorio Histórico de Vizcaya*, 1982. Bilbao.
- ESTEBAN, J. y PEDREÑO, A., (1984). *Renta de los Municipios de la Comunidad Valenciana*, (1983). Caja de Ahorros de Alicante y Murcia, Alicante.
- ESTEBAN, J. y PEDREÑO, A., (1985). *Renta de los Municipios de la Comunidad de Murcia 1981-1983*. Caja de Ahorros de Murcia, Murcia.
- FUNDACION CAIXA GALICIA, (1988). *Renta Municipal en Galicia*. Santiago de Compostela.
- GUILLAUME, M., (1981). *Modeles Economiques*. PUF, París.
- HERAS, A. DE LAS, OLAVARRI, R., RODRIGUEZ-POO, J., (1993). Indirect Estimation of Personal Disposable Income. Próxima publicación en *Papers in Regional Science*.
- JOHNSTON, J., (1985). *Econometric Methods*. McGraw Hill.
- JUNTA DE CASTILLA y LEON, (1992). *Renta Municipal de Castilla y León*. Valladolid.
- MORAL MUÑOZ, A. y FERNANDEZ RODRIGUEZ, F., (1985). Las Cuentas Económicas Regionales: Evolución funcional y metodológica. *Situación*. *Revista de Banco de Bilbao*, n° 3 Bilbao.
- PERREUR, J., (1989). L'évolution des représentations de la distance et l'aménagement du territoire. *Revue d'Economie Regionale et Urbaine*, n° 1, CNRS, París.
- PONSARD, C. (1988). *Analyse Economique Spatiale*. P.U.F., París.
- SADEI, (1988). *Cuentas Regionales de Asturias, 1985*. Metodología y Fuentes Estadísticas. Servicio de Publicaciones del Principado de Asturias. Oviedo.
- SEBER, G.A.F., (1977). *Linear Regression Analysis*. John Wiley and Sons. New York.
- STONE, R.G., (1965). *National Income and Expenditure*. Bowes and Bowes Publishers. London.