

«*Estimación del valor añadido per cápita de los municipios españoles en 1991 mediante técnicas de econometría espacial*»

En España no existen estimaciones oficiales de renta para niveles de agregación territorial inferiores al provincial. Este hecho ha propiciado el desarrollo de distintos métodos para su estimación. Entre éstos destacan los métodos indirectos de estimación estadística. Sin embargo en la aplicación de dichos métodos no se tiene en cuenta la existencia de autocorrelación espacial ni de otras características espaciales que invalidan los resultados de las técnicas econométricas más utilizadas, como los mínimos cuadrados ordinarios. En este artículo estimamos el valor añadido de los municipios españoles aplicando técnicas de econometría espacial, que tratan adecuadamente dichas características espaciales, proporcionando estimaciones más fiables.

Espainian ez da egin probintziaz azpiko errenta estimazio ofizialik. Hori dela eta, berau estimatzeko zenbait metodo garatu dira. Euren artean, estatistika estimazioko zeharkako metodoak daude. Hala ere, metodo horiek aplikatzeko unean ez da kontuan hartzen espazioko autokorrelazioa dagoenentz edo espazioko bestelako ezaugarriak dagoenentz. Halakorik balego, gehien erabiltzen diren teknika ekonometrikoak, hala nola karratu txikien arruntak, ez lirateke baliagarriak izango. Artikulu honetan Espainiako udalen balio erantsia espazioko ekonometriako teknikak erabiliz estimatu dugu, espazioko ezaugarri horiek egoki lantzen baitituzte, estimazio fidagarriagoak emanez.

In Spain, there are no official estimates of macro-aggregates for regional areas smaller than the provinces (nuts III). These macro-aggregates are estimated by indirect methods based on econometric estimations developed for larger areas, such as Spanish nuts II and nuts III. However, these methods ignore that the characteristics of spatial data and phenomena may invalidate the results of the usual statistics and econometrics techniques, such as the ordinary least squares. In this article we address the spatial problems that indirect methods cope with, and we estimate the product of Spanish municipalities in 1991 applying spatial econometrics techniques.

ÍNDICE

1. Introducción
 2. Características de los datos y fenómenos espaciales relevantes para los métodos de estimación de magnitudes infraprovinciales
 3. Revisión de los métodos de estimación de macromagnitudes infraprovinciales
 4. Estimación del valor añadido per cápita de los municipios españoles
 5. Resultados
 6. Conclusiones
- Referencias bibliográficas

Palabras clave: Valor añadido, técnicas econométricas, econometría espacial, municipios.
Clasificación JEL: C82

1. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este artículo es estimar el valor añadido de los municipios españoles en 1991 desde el lado de la producción, considerando las características distintivas de los datos y los fenómenos espaciales mediante la aplicación de técnicas de econometría espacial.

En España, la estimación de macromagnitudes como la renta familiar disponible o el valor añadido para niveles de agregación territorial inferior al provincial, y para

los que no existen estimaciones oficiales, como puedan ser las del I.N.E. para las provincias o comunidades autónomas, cuenta con una larga tradición que se remonta a finales de los años 60 del pasado siglo¹.

A lo largo de estas casi cuatro décadas se han utilizado diversos métodos, que se han ido perfeccionando y enriqueciendo gracias a la creciente disponibilidad de datos y a la aplicación de las nuevas tecnologías —tanto para el procesamiento de los datos, como para su tratamiento estadístico. Los métodos más utilizados han sido los indirectos o de estimación estadística, que consisten en la aplicación municipal o comarcal de los parámetros

* Parte de esta comunicación está basada en la tesis doctoral del autor, véase ALAÑÓN (2001). Una versión preliminar de ese texto se presentó en la XXVIII Reunión de la Asociación Española de ciencia Regional que tuvo lugar en noviembre de 2002 en Murcia.

El autor agradece las valiosas sugerencias de un evaluador anónimo. No obstante, los errores son entera responsabilidad del autor.

¹ La primeras estimaciones a las que hemos tenido acceso son HORTALÁ *et al* (1996), BANESTO (1967) y MUNS (1971).

estimados previamente en un nivel de agregación territorial superior para el que sí existen datos oficiales de valor añadido o de la magnitud que se trate.

Casi paralelamente, las técnicas de estadística y de econometría espacial han experimentado un desarrollo espectacular. Estas técnicas dan cuenta de una serie de características inherentes a los datos y fenómenos espaciales, como la dependencia o autocorrelación espacial, cuya presencia invalida o, al menos, cuestiona, el empleo de las técnicas más utilizadas².

Sin embargo, en la mayoría de los trabajos revisados sobre estimaciones de macromagnitudes infraprovinciales susceptibles de necesitar el empleo de las técnicas de estadística y de econometría espacial —casi todos los basados en el método indirecto—, no hay mención ni del uso de las mismas, ni de la posible existencia de alguna de las características a las que hacíamos alusión en el párrafo anterior. Este hecho, que corrobora la poca difusión que tienen estas técnicas entre los economistas (ANSELIN y FLORAX, 1994; AZNAR *et al.*, 1996), pone en cuestión la validez de dichos trabajos.

No obstante, aunque las técnicas de estadística y de econometría espacial todavía presentan carencias importantes (AZNAR *et al.*, *op. cit.*; ANSELIN, 2001), como veremos más adelante, su uso puede paliar algunas de las limita-

ciones de los métodos indirectos de estimación.

Por ello, antes de presentar nuestra estimación, en el apartado 2, haremos un breve repaso por algunas de las características de los datos y de los fenómenos espaciales que tienen más relación con los métodos de indirectos de estimación estadística.

Seguidamente, en el apartado 3, veremos las características principales de los métodos de estimación de magnitudes infraprovinciales, centrándonos en los métodos indirectos de estimación estadística y prestando una atención especial a los trabajos que se han ocupado de estimar la renta del conjunto de los municipios españoles.

En el apartado 4 presentaremos nuestra estimación del valor añadido de los municipios españoles sin problemas de autocorrelación espacial mediante la aplicación de técnicas de econometría espacial. A continuación, en el apartado 5, mostraremos los resultados de dicha estimación.

Finalmente, en el apartado 6 exponemos las principales conclusiones obtenidas.

2. CARACTERÍSTICAS DE LOS DATOS Y FENÓMENOS ESPACIALES RELEVANTES PARA LOS MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DE MAGNITUDES INFRAPROVINCIALES

Como hemos comentado en el apartado anterior los datos y los fenómenos espaciales presentan una serie de caracterís-

² Como por ejemplo, la estimación econométrica por el procedimiento de los mínimos cuadrados ordinarios.

ticas que exigen un tratamiento estadístico diferenciado.

Para hacer una primera aproximación basta con pensar en las diferencias de homogeneidad que podemos encontrar entre una serie temporal y un corte transversal de datos espaciales. Mientras que en la primera tenemos observaciones delimitadas con un alto grado de precisión (días, semanas, meses, años) en la segunda tenemos datos pertenecientes a unidades espaciales que pueden tener distinto tamaño y distinta forma. Y si en el tiempo la influencia de unas observaciones sobre otras sólo puede tener una dirección (pasado-presente-futuro), cuando se trata del espacio la influencia puede ser multidireccional y depende de la forma y de la ordenación de las observaciones.

En relación con los métodos de estimación de magnitudes infraprovinciales las características en las que nos vamos a centrar son la dependencia o autocorrelación espacial, la heterogeneidad espacial y los problemas derivados del problema de la unidad de área modificable³.

2.1. La dependencia espacial

Existe dependencia o autocorrelación espacial cuando una variable muestra un patrón regular a lo largo del espacio por el

cual sus valores en un conjunto de localizaciones vienen explicados en parte por los valores que adopta la misma variable en otras localizaciones (ODLAND, 1988, p. 7), lo que puede obedecer a la existencia de una relación funcional entre lo que ocurre en un punto del espacio y lo que acontece en otros lugares (ANSELIN, 1988, p. 11). Todo ello se traduce en la falta de independencia entre las observaciones de un conjunto de datos de sección cruzada (ANSELIN, *op. cit.*, p.8). Formalmente, siguiendo a ANSELIN y BERA (1995), la autocorrelación espacial se puede expresar así:

$$\text{Cov}(y_i, y_j) = E(y_i, y_j) - E(y_i) \cdot E(y_j) \neq 0, \quad i \neq j$$

La dependencia espacial y la autocorrelación presente en las series temporales pueden tener causas comunes: errores de medida, variables explicativas omitidas, variables autocorrelacionadas etc. Sin embargo, la autocorrelación espacial también tiene causas diferenciadas como la existencia de fenómenos espaciales de la difusión, intercambio y transferencia, dispersión, o, en general, las externalidades espaciales, o las alteraciones a las que los datos espaciales están sujetos durante su recogida, manipulación y procesamiento. Además, no hay que olvidar que, como se mencionó en la introducción de este apartado, esta dependencia puede ser multidireccional.

Simplificando⁴, en el análisis de regresión la autocorrelación espacial puede

³ Para ampliar información sobre las características de los datos y de los fenómenos espaciales consúltense ANSELIN (1988), ODLAND (1988), HAINING (1990) o AZNAR *et al* (1996). Para su tratamiento pueden consultarse las referencias anteriores o MORENO y VAYÁ (2000).

⁴ En ANSELIN (1988) o en MORENO y VAYÁ (2000) puede ampliarse información.

estar presente o bien en la variable dependiente —dependencia sustantiva (expresión 2.1)—

o en el término de error —dependencia residual (expresión 2.2)—.

$$(2.1) \quad y = Wy + x + \quad \sim N(0, \sigma^2 I)$$

$$(2.2) \quad y = x + \quad = W + \quad \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Donde W es una matriz de ordenación espacial que recoge la interacción entre las distintas unidades espaciales.

La existencia de dependencia espacial afecta seriamente los resultados del análisis de regresión por mínimos cuadrados ordinarios, (MCO). En el caso de dependencia espacial sustantiva los parámetros estimados mediante MCO son sesgados e inconsistentes, mientras que cuando se trata de dependencia residual, a pesar de ser insesgados, son ineficientes. Además, la inferencia basada en la t de Student estará sesgada, la capacidad explicativa del modelo, según el cociente de determinación, R^2 , sobrevalorada, y buena parte de los contrastes de especificación habituales pierden o disminuyen su potencia (véase MORENO y VAYÁ, 2000, pp. 98-99).

Las soluciones más comunes para los problemas de autocorrelación espacial pasan por incorporarla al modelo, p. ej. en las expresiones (2.1) o (2.2), utilizando procedimientos de estimación como el de máxima verosimilitud, o bien por eliminar dicha dependencia mediante la aplicación de filtros espaciales⁵.

Las implicaciones de la existencia de autocorrelación espacial para la estimación

de magnitudes infraprovinciales son importantes ya que ésta afecta al modelo de regresión por mínimos cuadrados ordinarios, que es en el que se basan buena parte de los métodos aplicados en dichas estimaciones.

2.2. La heterogeneidad espacial

La heterogeneidad espacial hace referencia a la falta de estabilidad estructural de los parámetros espaciales, que se puede traducir en parámetros o en relaciones funcionales cambiantes, y a la elevada heteroscedasticidad que caracteriza a los datos y a los procesos espaciales (ANSELIN, 1988, p. 119). Algunos autores añaden el análisis de los puntos atípicos o *outliers* (AZNAR *et al.*, 1996, p. 250).

Las causas de esta heterogeneidad hay que buscarlas de nuevo en las características de los datos y de los procesos espaciales. Aunque se han desarrollado métodos específicos para su corrección, como la expansión espacial de variables⁶, estos problemas se puedan tratar siguiendo los procedimientos utilizados en la econometría convencional.

⁵ A ese respecto, consúltense ANSELIN (1988) o GETTIS (1990).

⁶ Para más información consúltense ANSELIN (1988, p. 119-136).

2.3. El problema de la unidad de área modificable

En la literatura de estadística espacial se reconoce que las mediciones de un determinado fenómeno pueden ser distintas en función del área elegida para dichas mediciones. Es lo que se denomina el problema de la unidad de área modificable (MAUP), que se suele dividir en dos: el problema de escala y el problema de agregación.

El problema de escala consiste en determinar cual es la mejor resolución espacial para estudiar un determinado fenómeno, ya que «generalizaciones hechas en unos niveles no se mantienen necesariamente en otros, y las conclusiones obtenidas en una escala pueden ser no válidas en otras» (HAGGETT, 1965)⁷. Dos de las consecuencias que este problema tiene para el análisis de datos espaciales son que el coeficiente de correlación crece con el tamaño del área considerado, y que, según algunos estudios, la varianza disminuye a medida que se agregan observaciones (ARBIA, 1988, pp. 17 y 18).

Cuando la variación de las medidas estadísticas se debe a la forma de las observaciones en vez de a su escala, aparece el problema de la agregación (ARBIA, *op. cit.*, p.18). Este problema ha recibido mucha menos atención que el anterior, y las conclusiones que se pueden extraer también son menores ya que hasta ARBIA (1988) la mayor parte de los autores no lo consideraba susceptible de una aproximación estadística sistemática (ARBIA, *op. cit.*, p. 223).

Una de las consecuencias negativas de ignorar o de no considerar estos problemas es la posibilidad en incurrir en problemas de inferencia ecológica. Uno de los más comunes es la llamada falacia ecológica que consiste en extender de forma errónea los resultados generados por el análisis de datos agregados al comportamiento de unidades individuales.

En todo caso, dado que todas estas cuestiones siguen todavía abiertas —aunque en pocas ocasiones se formulan explícitamente (AZNAR *et al, op. cit.*, p. 242)— es conveniente obrar con cautela tanto al realizar agregaciones territoriales, como al comparar resultados obtenidos con distintas escalas o niveles de resolución espacial o al extrapolar resultados de unos niveles de agregación territorial a otros. A continuación veremos que esto último es lo que ocurre en buena parte de los métodos de estimación de magnitudes infraprovinciales.

3. REVISIÓN DE LOS MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DE MACROMAGNITUDES INFRAPROVINCIALES

En este apartado vamos a revisar algunos de los trabajos y métodos con que se han estimado la renta y otras magnitudes similares a escala infraprovincial en España. A escala infraterritorial las estimaciones de renta han distinguido siempre entre las tres ópticas en que se puede contemplar dicha magnitud, ya que dado el grado de apertura y de movilidad de los factores que caracteriza a municipios y comarcas la renta que se produce, la que

⁷ HAGGETT (1965): *Locational analysis in human geography*, Edward Arnold, Londres. Cita recogida en ARBIA (1988).

se percibe y la que se gasta en un territorio no tienen por qué coincidir. La mayor parte de los trabajos que vamos a reparar se han centrado en la estimación de la renta ingresada o percibida (renta familiar disponible). El que se trate de una magnitud diferente a la que pretendemos estimar en este artículo, renta producida (valor añadido), no supone un obstáculo importante, ya que los métodos indirectos sólo se distinguen en función del tipo de renta por los indicadores específicos que se elijan para aproximarse a la misma.

Primero veremos los principales métodos empleados, para centrarnos después en el más utilizado, el indirecto o de estimación estadística. Finalmente, analizaremos los trabajos que han estimado la renta de la mayor parte de los municipios de España.

3.1. Métodos de estimación

Tradicionalmente los métodos de estimación de la renta, o magnitudes similares, a nivel infraprovincial se dividen en métodos directos y en métodos indirectos. Los primeros tratan de estimar la renta a partir de la medición de las variables que la componen. Los métodos indirectos consisten en una estimación econométrica previa de la renta en un nivel de agregación territorial superior, generalmente las provincias, utilizando variables explicativas que también estén disponibles para los municipios o las comarcas, y en la posterior multiplicación de los parámetros obtenidos por los indicadores municipales o comarcales.

La aplicación de los métodos directos demanda una gran cantidad de informa-

ción estadística y de medios materiales. Por ello, no es extraño que éstos no sean los más utilizados y que casi todas las estimaciones de este tipo cuenten con respaldo institucional y se apoyen en la existencia de tablas input-output o censos o encuestas regionales⁸. Por tanto, tampoco debe sorprendernos que ninguno de los trabajos que han acometido la estimación de la renta de la mayoría de los municipios españoles haya utilizado un método directo sino que ha optado por los indirectos, también conocidos como métodos de estimación estadística (OLIVER y TRULLÉN, 1991).

3.2. Los métodos indirectos de estimación estadística

En este apartado vamos a ver algunas de las características que sirven para diferenciar la aplicación de los métodos indirectos⁹, ya que nosotros aplicaremos uno de ellos en el apartado 4. Estas características son el tratamiento de la hipótesis de igualdad o estabilidad estructural y el ajuste de los resultados.

3.2.1. *La hipótesis de igualdad o de estabilidad estructural*

Uno de los principales reparos teóricos que surgen al estudiar estos métodos es la extrapolación de unos parámetros obtenidos en un determinado nivel

⁸ Es el caso de las estimaciones periódicas de la SOCIEDAD ASTURIANA DE ESTUDIOS ECONÓMICOS E INDUSTRIALES (SADEI) o de DIPUTACIÓN FORAL DE VIZCAYA (1986) entre otros.

⁹ Para ampliar información consúltense PARELLADA (1992) o ALAÑÓN (2001).

de agregación territorial a otro distinto, generalmente los municipios o las comarcas. Como vimos en el apartado 2.2, nos encontramos ante una manifestación del problema de la unidad de área modificable. Algunos autores imponen el supuesto de que la elasticidad de los indicadores es similar en los distintos territorios, lo que en muchos casos es más una necesidad que una convicción (ESTEBAN y PEDREÑO, 1986). Otros autores utilizan diversos procedimientos estadísticos que permiten relajar o suavizar dicha hipótesis o aceptar su validez a partir de la inducción. En el primer caso, relajación de la hipótesis, estarían la utilización del análisis factorial para agrupar observaciones, las estimaciones mediante datos de panel, la utilización de datos en desviaciones respecto a la media, y el empleo de series temporales. El análisis de la correlación de los indicadores y la estabilidad de los parámetros en otros niveles de agregación territorial pertenecen al segundo grupo.

a) Relajación de la hipótesis

Por lo general, en las estimaciones de renta se supone que los parámetros estimados sirven para totalidad de las provincias y, por tanto, de los municipios. Algunos autores prefieren incluir cierta variabilidad en los parámetros de forma que, aunque se siga manteniendo la hipótesis, el comportamiento de un grupo de municipios se parezca más al de su provincia que al del resto de España.

Uno de los procedimientos utilizados es el análisis factorial, que permite hacer grupos de provincias y municipios según las características de los indicadores utilizados. Esta práctica debería tener un sustra-

to teórico subyacente y no estar basada únicamente en el análisis estadístico.

Otros autores han utilizado modelos de datos de panel con elementos fijos, que permiten que el término independiente varíe de provincia a provincia¹⁰, y que también son susceptibles de aprovecharse del análisis factorial. Algo parecido ocurre cuando se expresan las variables como desviaciones respecto a la media (OTERO *et al.*, 1995).

En menor medida, también hay trabajos que, en vez de utilizar un modelo de datos de sección cruzada o de datos de panel, han optado por estimar la renta de su provincia con datos temporales. Además de demandar una gran cantidad de datos, y de correr el riesgo de sufrir las consecuencias de la existencia de cambio estructural, la aplicación municipal de coeficientes estimados en un contexto temporal puede causar importantes distorsiones en los datos, debido al distinto significado que tienen los coeficientes en dichos contextos (OTERO y FERNÁNDEZ, 1991).

b) Procedimientos inductivos

En algunos trabajos se opta por presentar algún procedimiento que, mediante razonamientos inductivos permita considerar que el mantenimiento de la hipótesis de estabilidad estructural de los parámetros es razonable. Este sería el caso de aquellos que comparan las correlaciones de los indicadores en los municipios y en las provincias, p. ej. en FERRERO y BASULTO (1984) o en ARCARONS *et al* (1989). Y, también, el de aquellos que realizan test

¹⁰ Como por ejemplo en OLIVER *et al* (1991).

de cambio estructural sobre los parámetros estimados en distintos niveles de agregación territorial para los que sí hay información disponible, como las comunidades autónomas y las provincias, p. ej. en ARCARONS *et al* (*op. cit.*).

Como vimos en el apartado dedicado al problema de la unidad de área modificable, ninguno de los procedimientos anteriores valida la hipótesis de igualdad estructural de los parámetros.

3.2.2. *El ajuste de los resultados*

La suma de las rentas municipales estimadas no tiene por qué coincidir con la renta real de la provincia a la que pertenecen. Por ello, en algunos casos se opta por introducir alguna restricción en el modelo econométrico para que ambas cifras coincidan. Sin embargo, con este procedimiento no se sabe en que medida se fuerza a que los coeficientes cumplan esa condición, disminuyendo, por tanto, la bondad de ajuste del modelo (OLIVER *et al*, 1991 y OTERO *et al*, 1995). En otros casos se opta por repartir proporcionalmente la diferencia entre la renta estimada y la renta real, lo que puede introducir un grado de arbitrariedad en los resultados que afectaría de manera incierta al índice de concentración territorial (OTERO *et al*, 1995).

3.3. **Aplicaciones para el conjunto de los municipios españoles**

Aparte del trabajo en que se basa este artículo (ALANÓN, 2001), sólo hemos encontrado cuatro trabajos que han ofreci-

do la determinación de la renta municipal de todos los municipios de España: el *Anuario del Mercado Español* (BANESTO), el *Atlas Comercial de España* (Instituto Lawrence R. Klein), el *Anuario Comercial de España* y el *Anuario Económico de España* (ambos elaborados por el Instituto Lawrence R. Klein y el Servicio de Estudios de la Caja de Ahorros y de Pensiones de Barcelona). Entre las características comunes que presentan estos trabajos podemos mencionar las siguientes:

1. Utilizan un método indirecto de estimación estadística.
2. No usan siempre las mismas variables. Lo que, en unas ocasiones, puede obedecer a la falta de disponibilidad y, en otras, a la obtención de mejores resultados.
3. Presentan sólo la información relativa a los municipios con más de 1000 habitantes y sólo ofrecen estimaciones de renta en escalones o niveles de renta. Lo primero puede deberse a la dificultad para encontrar indicadores válidos y disponibles en todos los municipios, ya que hay un número muy elevado de municipios con un tamaño poblacional muy reducido.

La no publicación de cifras continuas de renta puede obedecer a dos motivos. Por un lado, a que el margen de error de la estimación así lo aconseje. A este respecto, hay que indicar que en todos los trabajos se admite que la clasificación ofrecida tiene un carácter orientativo ya que se reconoce la existencia de resultados anómalos o extraños, sobre todo en el nivel de renta más

Cuadro n.º 1: **Test I Moran de autocorrelación espacial en la renta familiar disponible per cápita (1967-1991)**

VARIABLE	WEIGHT	I	MEAN	ST. DEV.	Z-VALUE	PROB
rf67	spr1	0.5980979	-0.020	0.092420	6.692347	0.0000
rf69	spr1	0.674894	-0.020	0.092420	7.523295	0.0000
rf71	spr1	0.6042904	-0.020	0.092420	6.759352	0.0000
rf73	spr1	0.5801738	-0.020	0.092420	6.498406	0.0000
rf75	spr1	0.629039	-0.020	0.092420	7.027136	0.0000
rf77	spr1	0.6463787	-0.020	0.092420	7.214755	0.0000
rf79	spr1	0.6311591	-0.020	0.092420	7.050076	0.0000
rf81	spr1	0.4802614	-0.020	0.092420	5.417336	0.0000
rf83	spr1	0.6361973	-0.020	0.092420	7.104590	0.0000
rf85	spr1	0.6881233	-0.020	0.092420	7.666439	0.0000
rf87	spr1	0.6662767	-0.020	0.092420	7.430054	0.0000
rf89	spr1	0.6796393	-0.020	0.092420	7.574640	0.0000
rf91	spr1	0.657499	-0.020	0.092420	7.335079	0.0000

Fuente: Elaboración propia con datos Fundación BBVA; SPRL Matriz de contigüidades provinciales de primer orden estandarizada

alto por el número de municipios de reducido tamaño existentes ligados a alguna actividad importante de cara a la generación de renta. Y, por el otro, a que debido a la utilidad que tienen dichas cifras, opten por no divulgarlas gratuitamente o las reserven para uso interno.

4. No presentan mucha información sobre el proceso de estimación econométrica ni sobre su validación. Lo cual, como se demuestra en VICENS y CHASCO (1998)¹¹ no

significa que éstos se realicen sin rigor, sino más bien que por diversos motivos se ha restringido el espacio dedicado a metodología y a la validación de los resultados.

5. En ninguno de estos trabajos se tiene en cuenta explícitamente la posible existencia de autocorrelación espacial. Aunque, como se muestra en el cuadro n.º 1, la renta familiar disponible tiene un alto grado de correlación espacial. La razón más probable quizá sea el desconocimiento del concepto de autocorrelación espacial, de las técnicas para tratarla, y de las consecuencias de no hacerlo.

¹¹ En este trabajo se describe con detalle el proceso de estimación de la renta familiar disponible en el *Anuario Comercial de España 1988*.

3.3.1. *El Anuario del Mercado Español*

En 1967 el Banco Español de Crédito, BANESTO, inició la publicación de los niveles de renta per cápita de los municipios españoles con carácter aproximadamente quinquenal y con un desfase temporal de dos años. La última edición fue la de 1993 en la que aparecían las estimaciones correspondientes a 1991.

En un principio la variable a estimar era la renta producida, hasta que en 1988 se cambió a la renta familiar disponible. Inicialmente se partía del producto nacional neto que se distribuía provincialmente según las cuotas de riqueza activa de cada provincia, que se determinaban mediante unos índices (demográfico, cultural, económico y turístico) confeccionados a tal efecto. Posteriormente modificaron la composición de estos índices porque introducían un sesgo en favor de los municipios turísticos. Después se utilizaron las cifras provinciales de renta del Instituto Nacional de Estadística y, en algún caso, las de la Fundación BBV.

La selección de los indicadores se hacía siguiendo las pautas marcadas en BECKERMAN (1966) y según los coeficientes de correlación. Como se buscaba obtener el mejor ajuste posible en estos trabajos no se descartaban a priori indicadores rechazados en años anteriores o que no se pudieran utilizar en un futuro, como las viviendas secundarias por ser un dato censal. Los principales indicadores utilizados por BANESTO fueron: camiones, vehículos industriales, teléfonos y solicitudes pendientes de instalación, recaudación del impuesto sobre espectáculos, licencias comerciales excepto las alimentarias, y oficinas bancarias.

3.3.2. *El Atlas Comercial de España, el Anuario Comercial de España y el Anuario Económico de España*

Básicamente, estos trabajos han sido realizados por el mismo equipo, el Instituto Lawrence R. Klein, siguen una metodología similar y ofrecen la clasificación de los municipios según su nivel de renta familiar con un desfase de 2 años. El *Atlas Comercial de España* sólo se publicó en 1994, el *Anuario Comercial de España* apareció en 1997 y en 2002 recogió el testigo el *Anuario Económico de España*.

El proceso de estimación se inicia con la extrapolación de la renta familiar disponible provincial del Instituto Nacional de Estadística, mediante una regresión de datos de panel con elementos fijos, para el año en que se va a realizar la estimación municipal. El paso siguiente consiste en seleccionar una serie de variables disponibles en los ámbitos provincial y municipal de las que, tras el análisis factorial correspondiente, se obtendrán los factores que actúen como variables exógenas en la regresión de sección cruzada. Los coeficientes de los factores de esta última regresión serán los que se apliquen a los factores municipales, suponiendo elasticidades similares a nivel provincial y municipal, para estimar la renta municipal. Por último, se realiza un ajuste de los resultados para que la suma de los municipios de una provincia coincida con el total provincial, se procede a la clasificación de los municipios por tramos de renta familiar disponible.

En VICENS y CHASCO (1988) se puede ver como en el proceso de la estimación llevada a cabo en el *Anuario Comercial de España 1998*, en la regresión de corte

transversal que da lugar a los coeficientes que se aplican para calcular la renta municipal, se eliminan las observaciones que peor explica el modelo con el fin de mejorar el ajuste. También hay que destacar que no se realizan contrastes de heteroscedasticidad, y que, aunque se reconoce que el estadístico Durbin-Watson para la detección de autocorrelación serial no tiene validez en presencia de datos de corte transversal, no se hace mención alguna al problema de la autocorrelación espacial.

En el *Anuario Económico de España 2002* se introducen dos novedades importantes. Por un lado, se divide a España en dos zonas —ricos (norte-este) y pobres (sur-oeste)— debido a la existencia de heterogeneidad espacial descubierta mediante el análisis factorial de las variables explicativas, sin una teoría espacial subyacente, al menos de forma explícita. Y, por el otro, la última regresión con datos de sección cruzada se realiza utilizando inferencia robusta a partir de los estimadores mínimos cuadrados ordinarios para los dos regímenes espaciales considerados. No obstante, no se explicita si esa inferencia es robusta a la existencia de autocorrelación espacial.

4. ESTIMACIÓN DEL VALOR AÑADIDO PER CÁPITA DE LOS MUNICIPIOS ESPAÑOLES EN 1991¹²

En este apartado vamos a estimar la renta producida per cápita en los municipios españoles en 1991 mediante un método

indirecto, considerando las características específicas de los datos espaciales, utilizando para ello técnicas de econometría espacial. Dicho año, por su carácter censal, nos permite disponer de una gran cantidad de información provincial y municipal obtenida con la misma metodología¹³ El programa estadístico utilizado tanto para el análisis exploratorio de los datos como para las estimaciones es SpaceStat 1.90¹⁴.

A diferencia de la mayoría de las estimaciones de este tipo, nuestra variable dependiente es la renta producida, el valor añadido bruto per cápita, *RPC*, en vez de la renta familiar disponible per cápita. Los datos provienen de la Contabilidad Regional que publica el Instituto Nacional de Estadística.

Como señalamos en el apartado 2.3, uno de los principales problemas a los que se enfrentan las estimaciones de magnitudes infraprovinciales por procedimientos

¹³ Para la estimación se ha utilizado la información de los siguientes censos: Edificios (1990), Locales (1990) y Personas (1991). Teóricamente la utilización de variables referidas a distintos años podría causar importantes distorsiones, sin embargo en este caso consideramos que dichas distorsiones serán mínimas ya que sus fechas censales de referencia son muy próximas entre sí (15 de octubre de 1990 para el de Locales y el de Edificios y 1 de marzo de 1991 para el de Población).

¹⁴ Este programa destaca por su entorno interactivo y por la posibilidad de intercambiar información con el sistema de información geográfica Arc View (consúltese www.terraser.com/Spacestat.html). Algunos de los programas estadísticos y matemáticos más conocidos también permiten aplicar técnicas de estadística y de econometría espacial, véase a este respecto el análisis comparativo realizado en ANSELIN y HUDAK (1992). Para ampliar información consúltese www.spatial-econometrics.com, que contiene un *Econometrics Toolbox* desarrollado por J.P. LESAGE para MATLAB, y, con un carácter más general www.spatial-statistics.com, página de K. PACE donde se recogen una gran cantidad de vínculos sobre estadística y econometría espacial teórica y aplicada.

¹² La estimación detallada puede consultarse en ALAÑÓN (2001) apartado 4.3.

indirectos es la asunción de la hipótesis de igualdad o de estabilidad estructural entre los parámetros en los distintos niveles de agregación territorial en que se va a trabajar, y que no es más que una manifestación del problema de la unidad de área modificable y de la falacia ecológica, apartado 3.2.a. En este artículo vamos a intentar mitigar este problema mediante la selección de las variables exógenas que intervendrán en la estimación provincial de la variable dependiente.

La selección de variables independientes se guiará por dos criterios. El primero es que desde un punto de vista teórico éstas han de tener un poder explicativo elevado de la variable dependiente, que en nuestro caso es la renta generada. Esto es, no sólo se pretende conseguir indicadores que tengan una determinada asociación estadística con la variable explicada, sino que se buscan vínculos más fuertes susceptibles de mantenerse en distintos niveles de agregación territorial. El segundo criterio persigue que las variables explicativas sigan un comportamiento espacial similar con independencia del territorio que se trate. Además también se tratará de que las variables explicativas estén presentes en el mayor número de municipios posibles.

En una primera fase se construyó una base de datos municipal que además de contar con la información procedente de los censos añadía datos de origen fiscal y de diversa índole (matriculaciones y número de vehículos, líneas de teléfono instaladas y solicitudes pendientes etc...). Después se descartaron todos aquellos que no cubrían el espectro nacional y que no guardaban una relación directa con la variable dependiente.

Finalmente las variables exógenas elegidas fueron los locales activos (NA), los edificios con más de 4 plantas (E4), y la población estudios en curso de tercer grado (EC). El primero es un indicador inequívoco de renta producida, que además tiene un carácter general por referirse a todos los sectores, y que está presente en 8062 municipios. E4, es un claro indicador de economías de aglomeración urbana, ya que indica la concentración espacial no sólo de la población sino también de la actividad económica. El que este indicador sólo esté presente en 4172 municipios no supone un obstáculo importante para nuestro propósito ya que el resto de municipios sólo cubre a algo menos del 4 por 100 de la población nacional en 1991, y es altamente probable que en dichos municipios las economías de aglomeración sean muy débiles. EC, la población con estudios en curso de tercer grado, es una variable que recoge el capital humano o la cualificación o de la mano de obra futura, y, por tanto, la potencialidad productiva de la población, lo que probablemente esté muy relacionada con la cualificación de la mano de obra en 1991. Por ello consideramos que su uso como indicador de valor añadido o renta producida no introduce ningún sesgo. Este indicador, presente en 7452 municipios, es susceptible de utilizarse también para medir la renta familiar disponible, aunque en dicho caso habría que considerar que buena parte del coste en el que se incurre en dicha formación corresponde a la financiación pública.

Asegurar que las variables explicativas siguen un comportamiento espacial similar independientemente del nivel de agre-

Cuadro n.º 2: **Correlaciones territoriales de las variables explicativa**

	Provinciales			Comarcales			Municipales				
	NA	EC	E4	NA	EC	E4	NA	EC	E4		
NA	1.00	0.90	0.98	NA	1.00	0.92	0.98	NA	1.00	0.93	0.99
EC	0.90	1.00	0.91	EC	0.92	1.00	0.94	EC	0.93	1.00	0.95
E4	0.98	0.91	1.00	E4	0.98	0.94	1.00	E4	0.99	0.95	1.00

gación territorial escogido es una empresa más arriesgada ya que las mediciones que podamos hacer de dicho comportamiento no son directamente comparables. Hay diversas estadísticas que nos sirven para estudiar el comportamiento espacial de una variable tanto en términos globales, referidos al conjunto de observaciones (I de Moran, c de Geary o la $G(d)$ de Gettis y Ord entre otros), como locales, referidos a las distintas observaciones (I_i de Moran o la $G_i(d)$ y la $G_i^*(d)$ de Gettis y Ord). Y también existe la posibilidad de calcular estadísticos de correlación espacial multivariante. No obstante, las observaciones referidas a provincias y a municipios son radicalmente distintas en cuanto a su número, a su tamaño y a su forma. Por ello, tal y como vimos en el apartado 2.3, las medidas obtenidas no serían directamente comparables. Además, para calcular los estadísticos mencionados más arriba, tanto a nivel univariante como multivariante, necesitamos instrumentos que recojan la posible interacción espacial entre las observaciones o su proximidad geográfica, esto es, matrices de ordenación espacial construidas en función de la contigüidad o de la distancia entre observaciones. Sin

embargo, dado que la distancia que separa a unas observaciones y a otras y el número interacciones potenciales también son muy diferentes a escala provincial y municipal, sería complicado construir matrices de ordenación espacial directamente comparables entre sí, aunque estuvieran construidas con la misma metodología.

Por todo lo anterior, nos vamos a limitar a calcular la correlación ente las distintas variables explicativas en tres niveles de agregación territorial distintos: provincial, comarcal y municipal¹⁵. Como se recoge en el cuadro n.º 2, los resultados provinciales, comarcales y municipales son bastante similares. Sin embargo, aunque siguiendo un procedimiento inductivo podríamos suponer que la relación entre estos indicadores y la renta producida se

¹⁵ La clasificación en comarcas se ha tomado de ADMINISTRACIÓN INSTITUCIONAL DE SERVICIOS SOCIO-PROFESIONALES (1977). Dicha clasificación agrupa municipios que pertenecen a una determinada provincia en función de criterios socioeconómicos. El número total de municipios se ha reducido a 8071 para ajustar la información disponible con los cambios habidos en el nomenclator entre 1990 y 1991.

Cuadro n.º 3: **Test de autocorrelación espacial en RPC y en Y**

MORAN'S I TEST FOR SPATIAL AUTOCORRELATION (normal approximation)						
VARIABLE	WEIGHT	I	MEAN	ST.DEV.	Z-VALUE	PROB
RPC	SPRL	0.6119668	-0.020	0.092420	6.842412	0.000000
Y	SPRL	-0.05325506	-0.020	0.092420	-0.355409	0.722283

SPRL: Matriz de contigüidades provinciales de primer orden estandarizada.

mantendría también a escala municipal, como vimos en el apartado 2.3, ese supuesto no es fácilmente defendible.

Dado que el valor añadido per cápita, *RPC*, muestra a nivel univariante claros indicios de autocorrelación espacial, según el test de la *I* de Moran, hemos optado por

sustituirla por el valor añadido bruto, *Y*, que aparentemente no sigue un patrón de dependencia espacial (cuadro n.º 3).

Por tanto el modelo a estimar, inicialmente mediante el procedimiento de los mínimos cuadrados ordinarios, es el siguiente:

$$(4.1) \quad Mo\ 1 \quad Y = \alpha + \beta_1 NA + \beta_2 EC + \beta_3 E4 + \epsilon \quad \epsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

Sin embargo, los resultados, a pesar de mostrar un elevado nivel de ajuste, mostraban signos evidentes de heteroscedasticidad, de multicolinealidad moderada, y de autocorrelación espacial, siendo el término constante no significativo (Mo. 1, cuadro n.º 4). Con el fin de eliminar los problemas de heteroscedasticidad se dividieron todas las variables entre la raíz cuadrada de la población, y se volvió a estimar Mo. 1 con y sin término constante, modelos Mo. 2 y Mo. 3. Con esta transformación se eliminaron los problemas de multicolinealidad y, aparentemente, los de heteroscedasticidad. No obstante, los estadísticos de

autocorrelación espacial para una matriz de ordenación espacial construida a partir de las contigüidades de primer orden, *SPRL*, y para otra que considera que la existencia de interacción entre provincias cuyas capitales se encuentren a menos de 200 kms, *SM4*, seguían siendo muy significativos, sobre todo los LM-error (cuadro n.º 4).

Por ello, procedimos a estimar un modelo espacial que incorporase la autocorrelación espacial en el término de error, tal y como se recoge en la expresión 4.2, donde *rp* es la raíz cuadrada de la población:

$$(4.2) \quad Yrp = \alpha + \beta_1 NA_{rp} + \beta_2 EC_{rp} + \beta_3 E4_{rp} + \epsilon; \quad \epsilon = W + \eta; \quad \eta \sim N(0, \sigma^2)$$

Finalmente el modelo estimado es el siguiente:

$$(4.3) \quad Y_{rp} = 10,4 \beta_1 NArp + 15,4 \beta_2 ECrp + 20,1 \beta_3 EArp + \epsilon ; \quad \epsilon = 0,4SM4 + \eta$$

$$\quad \quad \quad (2,52) \quad \quad (2,25) \quad \quad (5,87) \quad \quad (0,17)$$

$$\quad \quad \quad \sim N(0, \sigma^2)$$

El modelo no presenta signos evidentes de heterogeneidad espacial. Aunque en el *scatterplot* de Moran, (cuadro n.º 5), se puede apreciar la existencia de algunos *clusters* provinciales que siguen patrones de autocorrelación espacial negativa, no hay una continuidad espacial completa entre ellos, al contrario de lo que ocurre con la dependencia espacial positiva. Por ello, no hay un número de observaciones suficiente para llevar a cabo la estimación mediante regímenes espaciales. Si contemplamos la heterogeneidad espacial desde el punto de vista de la heteroscedasticidad y la existencia de valores anómalos, en el mismo cuadro podremos observar como los estadísticos de heteroscedasticidad no son significativos y los valores atípicos de la variable dependiente según la I de Moran local son muy pocos¹⁶.

Este modelo, cuyos resultados aparecen resumidos en el cuadro n.º 5, alcanza un elevado nivel de ajuste y satisface el resto de condiciones exigidas en econometría espacial¹⁷.

Una vez estimado el modelo provincial, y efectuadas las transformaciones correspondientes, solo queda multiplicar los parámetros obtenidos por los indicadores municipales para obtener la renta de los municipios españoles.

5. RESULTADOS

La suma del total de las rentas municipales estimadas sólo discrepa en un 0,04 por 100 de la suma de las rentas provinciales reales, lo que podría interpretarse como un margen de error despreciable. No obstante, ese margen no refleja adecuadamente el error cometido en cada provincia. Si analizamos los errores provinciales, que se corresponden con el cometido en la regresión previa (cuadro n.º 4), podemos comprobar que, a pesar de que hay 3 provincias —un 6 por 100 del total— en las que se supera el 30 por 100 de error, en un 22 por 100 del total se está por debajo del 5 por 100, (cuadro n.º 6). En conjunto, el error cometido en un 62 por 100 de las provincias es inferior al 15 por 100. Estos porcentajes son semejantes a los que se cometen en otras estimaciones de variables municipales que han utilizado métodos similares, aunque sin tener en cuenta las características de los datos espaciales, como la de la renta familiar disponible llevada a cabo por el

¹⁶ El número de valores anómalos para las variables explicativas según la I de Moran es aún menor.

¹⁷ Los resultados completos pueden consultarse en ALANÓN (2001). Se probó un modelo espacial con término constante pero se descartó por no ser significativo. El modelo no cumple estrictamente con el orden de desigualdad de los estadísticos de Wald, LR y LM, cuadro 4.2, aunque como se señala en ANSELIN (1988, pp. 72-73) esta condición ha de interpretarse con cautela.

Cuadro n.º 4: Resumen estimaciones MCO: Mo. 1, Mo. 2 y Mo. 3

Mo 1	DEPENDENT VARIABLE	Y	OBS	50	VARS	4	DF	46
R2	0.9913	R2-adj	0.9907	LIK	-660.942	AIC		1329.88
SC	1337.53	RSS	8.87652e+11	F-test	1738.94	Prob		2.47679e-47
SIG-SQ	1.92968e+10	(138913.)	SIG-SQ(ML)	1.77530e+10	(133241.)			
Y = -32027.4 + 12.09 NA + 17.59 EC + 14.46E4 (30662) (2.66)* (1.25)* (5.7)*								
MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 17.998735								
HETEROSKEDASTICITY RANDOM COEFFICIENTS TEST DF VALUE PROB								
Breusch-Pagan test 3 7.731077 0.051909								
SPECIFICATION ROBUST TEST White 9 16.205658 0.062709								
DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE. WEIGHTS MATRIX SPRL (row-standardized weights)								
TEST MI/DF VALUE PROB								
Moran's I (error) 0.187379 2.513002 0.011971								
Lagrange Multiplier (error) 1 3.731141 0.053407								
Kelejian-Robinson (error) 4 16.323340 0.002615								
Lagrange Multiplier (lag) 1 9.789531 0.001755								
Robust LM (lag) 1 8.531671 0.003490								
Lagrange Multiplier (SARMA) 2 12.262812 0.002174								
FOR WEIGHTS MATRIX SM4 (row-standardized weights)								
Moran's I (error) 0.182264 2.594301 0.009478								
Lagrange Multiplier (error) 1 4.020339 0.044955								
Kelejian-Robinson (error) 4 24.960072 0.000051								
Lagrange Multiplier (lag) 1 4.800863 0.028445								
Robust LM (lag) 1 3.323153 0.068311								
Lagrange Multiplier (SARMA) 2 7.343492 0.025432								
Mo 2	DEPENDENT VARIABLE	YRP	OBS	50	VARS	4	DF	46
R2	0.9338	R2-adj	0.9295	LIK	-323.282	AIC		654.564
SC	662.212	RSS	1.20914e+06	F-test	216.195	Prob		4.07200e-27
SIG-SQ	26285.7	(162.129)	SIG-SQ(ML)	24182.9	(155.508)			
YRP = -46.95 +12.37 NARP +14.87 ECRP + 18.79 E4RP (71.67) (3.94)* (2.43)* (5.8)*								
MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 15.774316								
HETEROSKEDASTICITY RANDOM COEFFICIENTS TEST DF VALUE PROB								
Breusch-Pagan test 3 4.437698 0.217915								
SPECIFICATION ROBUST TEST White 9 13.234383 0.152284								
DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE. WIGHTS MATRIX SPRL (row-standardized weights)								
TEST MI/DF VALUE PROB								
Moran's I (error) 0.237306 2.887353 0.003885								
Lagrange Multiplier (error) 1 5.984347 0.014433								
Robust LM (error) 1 5.383001 0.020334								
Kelejian-Robinson (error) 3 27.811792 0.000004								
Lagrange Multiplier (SARMA) 2 7.769209 0.020556								
FOR WEIGHTS MATRIX SM4 (row-standardized weights)								
Moran's I (error) 0.219696 2.838454 0.004533								
Lagrange Multiplier (error) 1 5.841259 0.015655								
Robust LM (error) 1 5.741639 0.016567								
Kelejian-Robinson (error) 3 38.866801 0.000000								
Lagrange Multiplier (SARMA) 2 5.843591 0.053837								
Mo 3	DEPENDENT VARIABLE	YRP	OBS	50	VARS	3	DF	47
R2	0.9061	R2-adj	0.9021	LIK	-323.514	AIC		653.028
SC	658.764	RSS	1.22042e+06	F-test	895.231	Prob		1.88638e-41
SIG-SQ	25966.5	(161.141)	SIG-SQ(ML)	24408.5	(156.232)			
YRP = 10.29NARP + 15.34 ECRP + 20.45 E4RP (2.32)* (2.31)* (5.22)*								
MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 8.932838								
HETEROSKEDASTICITY RANDOM COEFFICIENTS TEST DF VALUE PROB								
Breusch-Pagan test 3 3.615376 0.306104								
SPECIFICATION ROBUST TEST 9 12.089757 0.208296								
DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE. WIGHTS MATRIX SPRL (row-standardized weights)								
TEST MI/DF VALUE PROB								
Moran's I (error) 0.215624 2.710866 0.006711								
Lagrange Multiplier (error) 1 4.940784 0.026230								
Robust LM (error) 1 3.193865 0.073915								
Kelejian-Robinson (error) 3 9.936143 0.019117								
Lagrange Multiplier (lag) 1 3.786208 0.051677								
Lagrange Multiplier (SARMA) 2 6.980073 0.030500								
FOR WEIGHTS MATRIX SM4 (row-standardized weights)								
Moran's I (error) 0.210112 2.824264 0.004739								
Lagrange Multiplier (error) 1 5.342723 0.020809								
Robust LM (error) 1 5.273991 0.021646								
Kelejian-Robinson (error) 3 15.437998 0.001478								
Lagrange Multiplier (SARMA) 2 5.398774 0.067247								
* Denota significativo al 1 por 100 SPRL Matriz de contigüidades de primer orden SM4 Matriz binaria para distancias entre capitales de provincias menores de 200 kms								

Cuadro n.º 5: Resumen de la estimación del modelo espacial

SPATIAL ERROR MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION
 DATA SET PROV SPATIAL WEIGHTS MATRIX SM4
 DEPENDENT VARIABLE YRP OBS 50 VARS 3 DF 47
 R2 0.9077 Sq. Corr. 0.9334 R2(Buse) 0.9432
 LIK -321.185 AIC 648.370 SC 654.106
 SIG-SQ 21394.9 (146.270)
 YRP = 10.39 NARP + 15.45 ECRP + 20.12 E4RP + 0.41 1
 (2.52) (2.25) (5.87) (0.16)

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY
 RANDOM COEFFICIENTS

TEST DF VALUE PROB
 Breusch-Pagan test 3 3.765820 0.287887
 Spatial B-P test 3 3.772046 0.287154

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

SPATIAL ERROR DEPENDENCE FOR WEIGHTS MATRIX SM4
 TEST DF VALUE PROB
 Likelihood Ratio Test 1 4.657864 0.030912

TEST ON COMMON FACTOR HYPOTHESIS

TEST DF VALUE PROB
 Likelihood Ratio Test 3 0.102179 0.991575
 Wald Test 3 0.102015 0.991595

LAGRANGE MULTIPLIER TEST ON SPATIAL "lag" DEPENDENCE*

WEIGHT STAND ZERO DF VALUE PROB
 SM4 yes yes 1 0.045323 0.831411

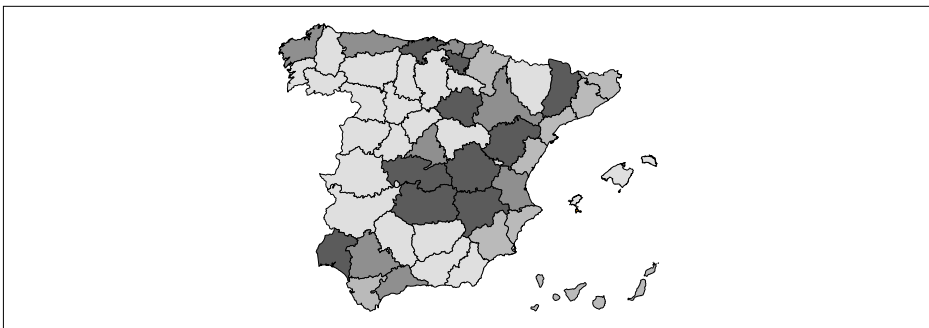
Desigualdad de los estadísticos de Wald, LR y LM en muestras finitas
 (2.4)2 4.6 5.34

Normalidad de los residuos

WALD TEST FOR NORMALITY

DATA SET: PROV
 VARIABLE TEST PROB
 R_YRP 4.006191 0.13491698

Scatterplot de Moran: Variable YRP Matriz de Ordenación Espacial SMA



Dependencia espacial positiva Dependencia espacial positiva
 ◻ Yrp grande WYrp grande 10 obs ◼ Yrp grande WYrp pequeña 9 obs
 ◻ Yrp pequeña WYrp pequeña 20 obs ◼ Yrp pequeña WYrp grande 10 obs

LOCAL MORAN SUMMARY DATA SET: PROV WEIGHTS: SM4 VARIABLE: YRP

DISTRIBUTION OF LOCAL MORAN OVER OBSERVATIONS

OUTLIERS -- TWO SIGMA RULE		OUTLIERS -- 1.5 IQD RULE:	
OBS	LOCAL MORAN	OBS	LOCAL MORAN
8	1.353966	8	1.353966
29	-2.902837	10	0.409822
OUTLIERS -- 3.0 IQD RULE		17	0.422155
OBS	LOCAL MORAN	29	-2.902837
8.	1.353966	42	0.648423
29	-2.902837	46	0.343813
42	0.648423	48	-0.365959
		49	0.621891

Cuadro n.º 6: Porcentajes de error de las estimaciones provincial y municipal, y comparación con estimaciones similares

	Est. Provincial	Suma rentas municipales	Inst. Klein (RFD)
1 Álava	11,17	11,17	-14
2 Albacete	-19,96	-19,961	19
3 Alicante	-16,52	-16,52	14
4 Almería	10,39	10,39	12
5 Oviedo	-19,47	-19,47	-4
6 Ávila	-8,16	-8,16	9
7 Badajoz	-9,90	-9,40	24
8 Barcelona	3,47	3,47	-9
9 Burgos	-12,70	-12,70	6
10 Cáceres	4,53	4,53	14
11 Cádiz	15,06	15,06	21
12 Castellón	12,80	12,80	-8
13 Ciudad Real	34,83	34,83	12
14 Córdoba	-6,41	-6,41	17
15 A Coruña	-18,52	-18,52	7
16 Cuenca	-10,98	-10,99	6
17 Gerona	10,03	10,03	-17
18 Granada	-37,20	-37,20	18
19 Las Palmas	6,22	6,22	16
20 Guadalajara	26,27	26,27	13
21 Guipúzcoa	-2,40	-2,41	-18
22 Huelva	23,36	23,36	16
23 Huesca	-13,13	-13,13	-23
24 Jaén	-4,05	-4,05	16
25 Logroño	-4,25	-4,25	-6
26 León	-25,61	-5,49	3
27 Lléida	-2,05	-2,05	-20
28 Lugo	-22,46	-22,46	10
29 Madrid	4,36	4,36	-18
30 Málaga	-13,23	-13,23	25
31 Murcia	11,70	11,70	11
32 Navarra	6,05	6,09	-25
33 Ourense	-28,27	-28,27	3
34 Palencia	-10,27	-10,22	2
35 Baleares	18,96	18,90	-15
36 Pontevedra	-9,98	-9,98	18
37 Salamanca	-35,73	-35,73	9
38 Santander	-4,21	-4,21	-3
39 Segovia	-12,11	-12,11	3
40 Sevilla	-0,48	-0,47	11
41 Soria	-27,24	-27,24	-4
42 Tarragona	29,50	29,50	-9
43 Sta. Cruz Tenerife	16,94	16,92	-6
44 Teruel	-14,16	-14,16	-17
45 Toledo	14,91	14,91	14
46 Valencia	-10,69	-10,69	1
47 Valladolid	-15,82	-15,82	-8
48 Vizcaya	4,80	4,81	-18
49 Zamora	-18,54	-18,54	7
50 Zaragoza	-3,80	-3,80	-12

Fuente: Elaboración propia y Vicens Otero y Chasco Yrigoyen (1996).

El signo - indica sobreestimación.

Instituto Klein en el *Anuario Comercial de España 1998* (cuadro n.º 6).

El modelo tiende a sobrestimar la renta de las provincias pequeñas (23 de las 30) y, en menor medida, a subestimar la de las grandes (12 de 20). También se puede constatar que el grueso de los errores se concentra en las provincias pequeñas ya que en un 30 por 100 de ellas el error es superior al 20 por 100, mientras que en el caso de las provincias grandes el porcentaje se reduce a un 5 por 100. Dado que no hay un patrón claro que explique los sesgos cometidos hemos optado por no ajustar las estimaciones.

6. CONCLUSIONES

1. Es posible realizar estimaciones de renta municipal para el conjunto de los municipios españoles mediante la aplicación de un método indirecto teniendo en cuenta las peculiaridades de los datos y de los fenómenos espaciales. De este modo, al menos se puede garantizar el tratamiento adecuado de problemas como la heterogeneidad y la dependencia espacial que pueden invalidar la aplicación de las técnicas econométricas convencionales. Para ello hay que recurrir a las técnicas de estadística y de econometría espacial.

2. El principal obstáculo a que se enfrentan las estimaciones de variables mi-

croterritoriales mediante métodos indirectos es la aceptación de validez de la extrapolación para un determinado territorio de los parámetros estimados en otro tipo de agregación territorial distinto. Se trata de los conocidos como problemas de inferencia ecológica en estadística espacial, y que en términos generales se agrupan bajo la denominación del problema de la unidad de área modificable. Como hemos visto, dichos problemas todavía no tienen una solución concluyente, por ello consideramos que para realizar estimaciones de este tipo es conveniente, además de reconocer explícitamente esta limitación, emplear modelos con un contenido teórico subyacente, al menos en la selección de indicadores.

3. Los censos de población, locales y edificios ofrecen una importante cantidad de información útil para la construcción de los modelos mencionados en el punto anterior¹⁸.

4. La agrupación de observaciones y el establecimiento de regímenes espaciales ha de estar basado en criterios teóricos y no puramente estadísticos.

5. Las estrategias para ajustar los resultados municipales *ex ante* pueden introducir sesgos en los resultados. Los ajustes *ex post* sin la identificación y modelización del patrón que explica el error cometido dificultan la realización de comparaciones interprovinciales.

¹⁸ Lamentablemente, el Instituto Nacional de Estadística no tiene previsto realizar nuevos Censos de Locales y de Edificios, de modo que la última información disponible de este tipo es la contenida en los Censos de 1990.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ADMINISTRACIÓN INSTITUCIONAL DE SERVICIOS SOCIO-PROFESIONALES (1977): *Comarcas españolas*, Servicio Nacional de Consejos Económico-Sociales, Madrid.
- ALAIÑÓN PARDO, A. (2001): *La renta regional en España: análisis y estimación de sus determinantes*, Tesis doctoral inédita, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad Complutense de Madrid, Madrid.
- ANSELIN, L. (1988): *Spatial econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic, Dordrecht.
- ANSELIN, L. (2001): «Spatial econometrics», en Baltagi (ed.): *A companion to Theoretical Econometrics*, Blackwell.
- ANSELIN, L. y BERA, A.K. (1996): «Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics», *Research Paper 9617*, Regional Research Institute, West Virginia University.
- ANSELIN, L. y FLORAX, R. (1994): «New Directions in Spatial Econometrics: Introduction», en ANSELIN, L. y FLORAX, R. (Eds): *New Directions in Spatial Econometrics*, Springer, Berlin.
- ANSELIN, L. y HUDAK, S. (1992): «Spatial econometrics in practice. A review of software options», *Regional Science and Urban Economics*, vol 22(n.º 3), pp. 509-536.
- APARICIO, M., MARTÍNEZ, C., SANZO, M. y TRIVEZ, J. (1982): «Una metodología para la estimación de la renta familiar disponible municipal», VIII Reunión de Estudios Regionales, Bilbao, noviembre 1983.
- ARAMBURU, F. (1975): *Metodología para la estimación de la renta personal disponible a nivel municipal, comarcal o metropolitano*, Instituto de Estudios de Administración Local, Madrid.
- ARBIA, G. (1989): *Spatial data configuration in statistical analysis of regional economic and related problems*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- ARCARONS, JORDI *et al.* (1992): *Estimació de la renda familiar disponible a les comarques i municipis de Catalunya, 1989*, Generalitat de Catalunya, Departament d' Economia i Finances, Direcció General de Programació Econòmica, Barcelona.
- ARCARONS, J., GARCÍA, G., y PARELLADA, M., (1991): *Estimació de la renda familiar disponible a les comarques i municipis de Catalunya*, Generalitat de Catalunya, Departament d' Economia i Finances, Direcció General de Programació Econòmica, Barcelona.
- ARCARONS i BULLICH, J.; GARCÍA i BROSA, G.; y PARELLADA i SABATA, M. (1994): *Estimació de la renda familiar disponible a les comarques i municipis de Catalunya 1991*, Generalitat de Catalunya, Departament d' Economia i Finances, Direcció General de Programació Econòmica, Barcelona.
- ARROCHA HERNÁNDEZ, A. M. y PÉREZ RODRÍGUEZ, J. V. (1992): «Estimación de la renta per cápita de la Isla de Tenerife en 1987», *Documento de trabajo n.º 35*, Universidad de la Laguna, Tenerife.
- AZNAR GRASA, A.; MUR LACAMBRA, J.; y TRIVEZ BIELSA, F.J. (1996): «Métodos econométricos en el análisis regional», ponencia presentada en la XX Reunión de la Asociación Española de Ciencia Regional.
- BANCO BILBAO VIZCAYA (antes Banco de Bilbao) (varios años): *La renta nacional y su distribución provincial*, Fundación Banco Bilbao Vizcaya, Bilbao.
- BANCO ESPAÑOL DE CRÉDITO (varios años): *Anuario del Mercado Español*, Banco Español de Crédito, Madrid.
- BECKERMAN, W. (1966): *Comparaison internationale du revenu réel*, Études du Centre de Développement de L'Organisation de Coopération et de Développement Économiques, París 1966.
- BECKERMAN, W. y BACON, R. (1966): «International Comparisons of income levels: A suggested new measure», *The Economic Journal*.
- BONO RÍOS, F. y CHÓLIZ FRUTOS, R. (1989): *Renta comarcal de Aragón 1985*, Diputación General de Aragón, Departamento de Economía, Zaragoza.
- CAJA DE AHORROS Y DE PENSIONES DE BARCELONA, SERVICIO DE ESTUDIOS (varios años): *Anuario comercial de España*, Caja de Ahorros y de Pensiones de Barcelona, Barcelona.
- CAJA DE AHORROS Y DE PENSIONES DE BARCELONA, SERVICIO DE ESTUDIOS E INSTITUTO LAWRENCE R. KLEIN (2002): *Anuario económico de España 2002*, Caja de Ahorros y de Pensiones de Barcelona, Barcelona.
- CASADO RAIGÓN, J. M.; DIOS PALOMARES, R. y VELASCO RUEDA, A. (1986): *Estructura económica y renta municipal*, Diputación de Córdoba, Córdoba.

- CASTELLS, A., GÜEL, X., y PARELLADA, M. (1989): *Estimació de la renda de les comarques i els principals municipis de Catalunya*, Diputació de Barcelona, Barcelona.
- CHECCHI i LANG, A. (1979): «Estimacions de renda comarcal del método d'indicadors: una revisió d'alguns estudis recents», *L'analisi territorial al servei de les autonomies (Ponències, Comunicacions i coloquis de la jornada d'Anàlisi Territorial)*, Associació Catalana de Ciència Regional, Servei d'Estudis del Banc Urquijo, Barcelona.
- DE LAS HERAS, A.; OLAVARRI, R. y RODRÍGUEZ-POO, J.M. (1993): «Un modelo de estimación indirecta de la RFD a nivel municipal», *Estudios Regionales*, n.º 35, pp. 153-166.
- DEL CASTILLO CUERVO-ARANGO, F. y CASADO VALERA, C. (1997): «Indicador de Renta Familiar Disponible Municipal 1994, Provisional 1995, Avance», Instituto de Estadística de la Comunidad de Madrid, Madrid.
- DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA Y PLANIFICACIÓN DE LA DIPUTACIÓN FORAL DE ÁLAVA (1994): *La renta de los municipios de Álava, 1991: estudio realizado a partir de los datos contenidos en el último censo y padrón municipal de habitantes de 1991*, Diputación Foral de Álava, Departamento de Economía y Planificación, Vitoria-Gasteiz.
- DIPUTACIÓN DE CIUDAD REAL (1993): *Estimación de los niveles de renta por habitante de los municipios de la provincia de Ciudad Real*, Diputación provincial de Ciudad Real, Servicio de Asesoramiento a las Corporaciones Locales, Ciudad Real.
- DIPUTACIÓN FORAL DE ÁLAVA (1994): *La renta en los municipios de Álava, 1991: estudio realizado a partir de los datos contenidos en el último censo y padrón municipal de habitantes de 1991*, Departamento de Economía y Planificación, Bilbao.
- DIPUTACIÓN FORAL DE VIZCAYA (1986): *Producción e ingreso por municipios del territorio histórico de Vizcaya 1982*, Diputación Foral de Vizcaya, Bilbao.
- ESECA (SOCIEDAD DE ESTUDIOS ECONÓMICOS DE ANDALUCÍA) (1986): *Estimación de la renta provincial en la Comunidad Autónoma Andaluza: años 1984 y 1985*, Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Ronda, Málaga.
- ESECA (SOCIEDAD DE ESTUDIOS ECONÓMICOS DE ANDALUCÍA) (1992): *Atlas económico de Andalucía 1992*, Unicaja, Málaga.
- ESTEBAN GARCÍA, J. y PEDREÑO MUÑOZ, A. (1986): «Renta de los municipios de la comunidad valenciana», *Cuadernos de investigación*, Caja de Ahorros de Alicante y Murcia, Alicante.
- FERNÁNDEZ JARDÓN, C. M. y MARTÍNEZ COBAS, F. X. (2002): «Un método de estimación de la renta en unidades espaciales pequeñas», *Revista Asturiana de Economía*, n.º 23.
- FERRARO GARCÍA, F. J. y BASULTO SANTOS, J. (1984): «La distribución espacial de la renta en Andalucía», *Boletín Económico de Andalucía, Estudios Económicos*, n.º 1, Consejería de Economía y Planificación, Junta de Andalucía.
- GARCÍA, J. y SOY, A. (1990): *Estimació de la renda de les comarques i els principals municipis de Catalunya, 1985*, Diputació de Barcelona, Barcelona.
- GARCÍA-HIERRO MEDINA, J. (1998): «Estimación de la renta per cápita de los principales municipios pacenses», en *XXI Reunión de Estudios Regionales, 1995: Factores de desarrollo en regiones periféricas*, Pamplona.
- GETTIS, A. (1990): «Screening for spatial dependence in regression analysis», *Papers of the Regional Science Association*, n.º 69.
- HAINING, R. (1990): *Spatial Data Analysis in Social and Environmental Sciences*, Cambridge University Press, Cambridge.
- HORTALÁ COMARCA, J. (et al.) (1966): *La comarca d'Olot: Una aproximació a la seva realitat econòmica*, Ariel, Esplugues de Llobregat.
- INSTITUTO ARAGONÉS DE ESTADÍSTICA (1996): *Estructura territorial de la economía aragonesa, año 1992, renta comarcal*, Instituto Aragonés de Estadística, Zaragoza.
- INSTITUTO CANARIO DE ESTADÍSTICA (1991): «Estimación de la Renta Insular y Municipal: Canarias», Las Palmas de Gran Canaria.
- INSTITUTO GEOGRÁFICO NACIONAL (1995): *Base de datos municipal*, (disquete), Instituto Geográfico Nacional, Madrid.
- INSTITUTO LAWRENCE R. KLEIN, (1994): *Atlas Comercial de España*, Dirección Técnica Instituto Lawrence R. Klein, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA, I.N.E. (varios años): *Contabilidad regional de España*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA, I.N.E. (1995): *Los Municipios CERCA (Censos 1989-1991)*, CD-ROM, Subdirección General de Difusión Estadística, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- INSTITUTO VASCO DE ESTUDIOS E INVESTIGACIÓN, IKEI (1990): *Estudio de la renta de los municipios de Álava*, Departamento de Economía y Planificación, Diputación Foral de Álava, Vitoria-Gasteiz.
- LLEONART, P. y SICART, F. (1979): «Una experiencia de determinación de la renta municipal: