

[Menú principal](#)

Scripta Nova

REVISTA ELECTRÓNICA DE GEOGRAFÍA Y CIENCIAS SOCIALES

Universidad de Barcelona. ISSN: 1138-9788. Depósito Legal: B. 21.741-98

Vol. XIV, núm. 333, 20 de agosto de 2010

[Nueva serie de *Geo Crítica. Cuadernos Críticos de Geografía Humana*]

LAS CONSECUENCIAS DEL *BOOM* INMOBILIARIO. CAMBIOS EN LA DENSIDAD DE LAS METRÓPOLIS ESPAÑOLAS, 2001-2007

Joan Carles Martori Cañas

Departament d'Economia i Empresa – Universitat de Vic

martori@uvic.cat

Recibido: 20 de julio de 2009. Devuelto para revisión: 15 de febrero de 2010. Aceptado: 18 de marzo de 2010.

Las consecuencias del *boom* inmobiliario. Cambios en la densidad de las metrópolis españolas, 2001-2007 (Resumen)

Después de un período de crecimiento urbanístico desorbitado es oportuno hacer un primer balance de las consecuencias que este hecho ha tenido sobre la estructura espacial de las principales urbes españolas. Un elemento básico de análisis es las variaciones que se han operado sobre la densidad de población. En el presente artículo se estudian estas transformaciones mediante modelos econométricos de densidad urbana. Las metrópolis investigadas son Madrid, Barcelona, Valencia, Sevilla, Bilbao y Zaragoza y el periodo temporal abarca desde 2001 a 2007. Los resultados indican, para las metrópolis más pobladas, cambios significativos en los parámetros, y en dos casos en la propia forma funcional de la densidad.

Palabras clave: crecimiento urbanístico, densidad de población, modelos econométricos.

The consequences of the boom of real state sector. Changes in the density in the Spanish urban areas, 2001- 2007 (Abstract)

After a period of urban growth, a first evaluation of the consequences in spatial structures on Spanish urban areas is necessary. Population density variation is a basic element of analysis. In this article, such transformations are investigated by means of econometrics models of urban population density in Madrid, Barcelona, Valencia, Sevilla, Bilbao and Zaragoza from 2001 to 2007. Significant changes are observed in the most populated areas as well as variations in the functional form in two cases.

Key words: urban growth, population density, econometric models.

"Un buen empirista no se quedará satisfecho con la teoría que ocupe el centro de la atención ni con aquellas pruebas de la teoría que pueden realizarse de forma directa"

P. K. Feyerabend, 1976.

La densidad de la población residente en las zonas urbanas es una variable esencial para el diseño de los servicios públicos de salud y educación, la planificación de las infraestructuras de transporte, tanto público como privado, y la programación de las políticas medioambientales. Según el Ministerio de Vivienda durante el periodo 2001-2007 el parque residencial en España se incremento en 3.962.742 viviendas finalizadas, mientras que las viviendas iniciadas en el mismo período fueron 4.504.910. Nunca en la historia se había alcanzado tal volumen de construcción de viviendas en un periodo tan corto de tiempo. Este hecho ha venido acompañado de una subida acelerada del precio de la vivienda que no ha facilitado el acceso a las familias mas desfavorecidas. Diversos organismos internacionales han alertado de la situación; las autoridades de la Unión Europea han calificado este fenómeno como urbanismo surrealista (Informe de Parlamento Europeo de Margrete Auken[1]), y

el relator de la ONU para la vivienda Miloon Kothariha ha hecho hincapié en los problemas de la especulación, la corrupción y el *mobbing* inmobiliario[2].

Aunque muchas de estas nuevas viviendas se han localizado en zonas costeras y/o pertenecen a la categoría de segundas residencias, las principales metrópolis del país también han experimentado los efectos de lo que se ha venido denominando *boom* inmobiliario. En las seis principales aglomeraciones (Madrid, Barcelona, Valencia, Sevilla, Bilbao y Zaragoza), en el periodo 2001-2007 el parque de viviendas ha crecido en 992.126 unidades, lo que representa el 25,03 % del total construido en España en el mismo período. Parece claro que un fenómeno de estas características ha afectado a la estructura espacial, y en concreto a la densidad de estas seis metrópolis. Esta claro, no obstante, que el boom inmobiliario no es el único factor que ha afectado a la morfología de las zonas urbanas en España en las dos últimas décadas. En este sentido también cabe señalar el cambio en el uso de las segundas residencias (Módenes y López, 2004, 2007) y la transición en el modelo demográfico (Eastaway, 1999, 2002)

Desde la economía y de forma general, la estructura espacial se define como el orden derivado de la distribución de recursos en un territorio urbano. El análisis econométrico de la estructura espacial es heredero de la Teoría de la Localización iniciada por von Thünen (1826) y seguida por la tradición germánica de análisis de la distribución de la población en el territorio (Christaller, 1933; Lösch, 1940). A partir del trabajo pionero de Colin Clark (1951), surgen desde la economía un conjunto de aproximaciones teóricas que dotaron de un marco analítico propio los estudios sobre la densidad de población en las ciudades[3]. En las décadas de los sesenta y setenta del siglo pasado, con los trabajos de la denominada Nueva Economía Urbana (Alonso, 1964; Muth, 1969, 1971; Mills, 1972) se inicia un proceso de formalización matemática de la disciplina. Es en este marco teórico donde se enmarca este artículo y donde cobra especial interés el estudio de la densidad de población urbana, por dos razones fundamentales:

1. Si estamos interesados en describir el orden de la distribución de los recursos en el espacio urbano, parece claro que hemos de describir, en primer lugar, la distribución de la población sobre el territorio urbano.
2. El estudio de la distribución de la población cobra especial relevancia si lo utilizamos para el diseño y la evaluación de políticas urbanas.

Por lo tanto, el análisis de la densidad de población, desde una perspectiva económica, tiene una doble utilización. La primera, teórica, como elemento clave en la formalización matemática de la estructura espacial, y la segunda, mucho más aplicada, como instrumento y objetivo de política económica urbana. Asimismo, cabe mencionar que la densidad urbana en sí misma ya es una medida de localización de la población en áreas urbanas.

Aunque en Europa y América del Norte el análisis econométrico de la densidad urbana tiene una larga tradición, desafortunadamente en España sólo existen tres estudios aplicando esta metodología (Martori y Suriñach, 2002, y Muñoz, García-López y Galindo, 2003, 2008), si bien presentan dos claras limitaciones. La primera, de carácter espacial, pues se circunscriben sólo al Área Metropolitana de Barcelona, perdiendo así poder comparativo con otras zonas. La segunda temporal, al utilizar como datos más recientes los del 2001, obviando los efectos que ha tenido el período de mayor crecimiento urbanístico sobre la densidad. Para salvar estas dos restricciones el presente artículo se centra en seis áreas metropolitanas: Madrid, Barcelona, Valencia, Sevilla, Bilbao y Zaragoza en el período 2001- 2007. El objetivo principal es evaluar las consecuencias que el peculiar desarrollo de la actividad constructora ha tenido sobre la densidad de población en las principales metrópolis españolas. En concreto nos interesan los cambios producidos y las diferencias entre las distintas áreas metropolitanas analizadas.

Para analizar este tipo de cuestiones, los modelos econométricos clásicos de densidad urbana son especialmente útiles, ya que permiten descubrir el cambio en los patrones de la densidad que han experimentado las principales metrópolis españolas en el periodo analizado. En concreto nos centramos en contestar las siguientes preguntas ¿Ha cambiado la relación entre la densidad de población de las diferentes zonas del área urbana y la distancia que las separa del centro? ¿Sólo en los parámetros o también en la propia forma de la relación? ¿Para qué metrópolis se explica mejor la densidad mediante la distancia? ¿Qué ha pasado con las densidades en las zonas centrales? ¿Ha habido un proceso de compactación? ¿Con qué magnitud? ¿En qué casos?

El procedimiento principal de la investigación es la estimación econométrica de diversas formas funcionales de la densidad de población utilizando la distancia al centro urbano como única variable explicativa. Los modelos que utilizan esta única variable exógena se pueden denominar clásicos debido a su larga tradición y extensa aplicación en áreas urbanas con las más diversas características tanto estrictamente geográficas como económicas. Este procedimiento, permite por una parte percibir con mayor claridad los cambios observados al poder seleccionar entre un grupo numeroso de diferentes comportamientos posibles de la densidad urbana, y por otro seguir el principio de parsimonia que debe regir cualquier estudio econométrico.

Para alcanzar el objetivo principal con el procedimiento propuesto en la siguiente sección se realiza un repaso de la abundante literatura sobre densidad urbana. Una vez realizado este repaso se abordan dos objetivos en el estudio de la densidad de población urbana: su descripción y su modelización. El primero tiene una doble finalidad, por una parte es necesario sintetizar el comportamiento de la variable objeto de estudio, y por otra es básico detectar posibles cambios en los patrones de la distribución espacial de la densidad. Para alcanzarlo en la sección tres se expone el proceso de elaboración de las variables, las unidades de observación y la metodología empleada y se describen sus principales características. En la sección cuatro se aborda la modelización que permite la selección y estimación de una forma funcional de la densidad para cada una de las seis áreas estudiadas. Este proceso permite la obtención de dos indicadores o medidas sintéticas de la densidad: el gradiente y la densidad central, que permiten observar con precisión los cambios operados en la densidad en el periodo analizado. Por último en la sección cinco se presentan las principales conclusiones y se esbozan futuras líneas de investigación en este ámbito.

Los modelos densidad de población urbana

La literatura disponible sobre modelos econométricos de densidad de población urbana es extensa, existiendo una larga tradición en la ciencia regional, la geografía, la ingeniería y la planificación del transporte, que se plasma en la producción de trabajos que se acumulan en diversas publicaciones[4]. En esta sección se ofrece un repaso extenso pero no exhaustivo de las diversas formas funcionales seleccionando aquellas que tienen la distancia al centro urbano como única variable explicativa. Esta selección es la que permite captar mejor los cambios observados, ya que admite la posibilidad de cambios no tan sólo en los parámetros de las funciones sino también en la propia forma funcional. Con esta decisión no se incluye el grupo de modelos que utilizan la distancia a diversos subcentros previamente definidos siguiendo diferentes criterios y que también incorporan elementos de autocorrelación espacial. Para una visión reciente sobre las funciones policéntricas se puede consultar Griffith y Wong (2007) y para la medida del policentrismo en Europa Riguelle et al (2007)[5].

El clásico estudio de Colin Clark (1951), seguido de las aportaciones de la economía urbana desde un enfoque microeconómico han dado lugar a una extensa literatura al respecto, con implementaciones empíricas para un gran número de ciudades y áreas metropolitanas, en diferentes países y momentos del tiempo. En esta sección analizamos dieciséis formas funcionales que tienen su origen en modelos teóricos y diversos trabajos empíricos. Algunas se han utilizado en estudios sobre la planificación del tráfico (Tanner, (1961) y Smeed (1963)), y otras en modelos teóricos sobre el mercado de viviendas (Muth, 1971). También desde la geografía cuantitativa se ha modelizado la densidad (Stewart, (1947), Newling (1969, 1971)). Una excelente síntesis del conocimiento hasta mediados de los ochenta se debe al trabajo de McDonald (1986).

La utilización de más de una forma funcional y/o la comparación de resultados para diversas metrópolis se deben a McDonald-Bowman, (1976), Kau-Lee, (1976a, 1976b), Zielinski (1979) y Anselin y Can (1986), Smith (1997), Wang y Zhou (1999), y Bunting, Filion y Priston (2002). McDonald y Bowman estiman diez formas funcionales con datos de dieciséis ciudades, y comparan los resultados con el error cuadrático medio, con el coeficiente de determinación, y con la predicción de la población total. Kau y Lee generalizan la forma funcional siguiendo la técnica de Box y Cox (1964), utilizando datos de cuarenta áreas metropolitanas. Zielinski utiliza el coeficiente de determinación para evaluar diez formas funcionales, estimadas para siete ciudades. Anselin y Can comparan cinco formas para el área metropolitana de Columbus, siguiendo el contraste de McKinnon, White y Davidson (1983). Smith hace un tratamiento del tema desde la óptica de la planificación urbana. Wang y Zhou comparan diversas formas funcionales para el area metropolitana de Beijing en el periodo 1982-90. Bunting, Filion y Priston estiman diversas formas funcionales para diferentes áreas metropolitanas canadienses en el periodo 1971-96.

Las formas funcionales

Colin Clark (1951) estableció dos hipótesis de carácter general con el objetivo de simplificar el estudio de la densidad de población en las ciudades y facilitar la comparación de los resultados en el espacio y en el tiempo:

1. En todas las ciudades, excluyendo una zona central dedicada a los negocios y el comercio existen zonas de alta densidad, la cual decrece al alejarnos del centro.
2. En la mayoría de las ciudades, con el tiempo, la densidad tiende a reducirse en las zonas centrales y crece en los suburbios, produciéndose una expansión territorial de la ciudad.

Clark sostiene que, asumiendo estas dos hipótesis, la densidad de población urbana se puede describir correctamente mediante una función exponencial negativa:

$$D(x) = Ae^{bx} \quad (2.1)$$

donde x es la distancia al centro, medida en unidades de longitud, y $D(x)$ es la densidad de población residente por unidad de superficie, siendo $A > 0$ y $b < 0$.

Su trabajo aporta evidencias de una relación de este tipo para las urbes de Brisbane, Melbourne, Sydney, Liverpool, Londres, Manchester, Dublín, Berlín, Budapest, Oslo, París, Viena, Boston, Chicago, Cleveland, Los Angeles, Nueva York, Filadelfia y San Luis, para diferentes años entre 1801 y 1950. El mantenimiento, para todas las ciudades analizadas, de la relación exponencial negativa parece compatible con ratios de descenso de la densidad muy diferentes, medidos por el coeficiente b , también denominado gradiente de densidad. Un valor alto de b , significa que la densidad decrece rápidamente con el incremento de la distancia, comportamiento que define una ciudad como compacta. Valores bajos de b significan descensos de densidad menos pronunciados que describen una ciudad más extensa en el territorio. Parece claro que el valor de b depende, entre otros factores, de los costes del transporte intraurbano, o más precisamente, de la relación entre estos costes y la renta media de los habitantes de la ciudad. El coeficiente A , es el valor de la densidad cuando la distancia es igual a cero, interpretándose como la densidad en la zona central.

La técnica que utiliza Clark consiste en calcular la densidad media a partir de círculos concéntricos dibujados alrededor del centro. Posteriormente, se representan gráficamente los puntos en un eje de coordenadas, situando en el eje de abscisas la distancia y en eje de ordenadas el logaritmo natural de la densidad. En el gráfico se dibuja una línea de regresión mediante la función:

$$\ln Y = \ln A - bx \quad (2.2)$$

Este resultado está sujeto a dos restricciones:

1. No se tiene en cuenta el espacio de la zona central, asignándole un uso no residencial.
2. Se considera que el resto del espacio urbano es de uso exclusivamente residencial.

Trabajos posteriores de Clark (1958), utilizando la misma metodología, amplían los resultados a 52 zonas urbanas de Asia, Europa, Australia, Nueva Zelanda y Estados Unidos. Una limitación de los datos utilizados en los dos trabajos de este autor es la escasez de observaciones, una media de 8 por ciudad, producto de la peculiar técnica utilizada y que será sustituida en aportaciones posteriores.

El siguiente trabajo sobre la densidad urbana se debe a los geógrafos Stewart y Wartz (1958). Su estudio muestra evidencia empírica de la relación entre el área que ocupan las ciudades y su población, relacionando el rango de la población con el logaritmo de un cociente que incluye la población y el área. En trabajos anteriores Stewart (1947) ya había sugerido una relación lineal entre densidad y distancia, del tipo:

$$D(x) = A + bx \quad (2.3)$$

Richard Muth (1971) es el primer economista que intenta relacionar los resultados de Clark con la teoría económica. Intenta articular una teoría simple para describir la estructura espacial del mercado de la vivienda. Muth es el primero en utilizar la densidad de las secciones censales sin utilizar la técnica de los círculos concéntricos. Sus resultados se basan en muestras de 25 secciones de 46 áreas metropolitanas de Estados Unidos, observando diferencias significativas según la zona del país. Tanner (1961), Smeed (1963) y Aynvarg (1968)

proponen tres nuevas formas funcionales en sus estudios sobre el tráfico en las ciudades. Sus aportaciones se basan en dos casos especiales de la función gamma cuadrática. Newling (1969) en su estudio sobre la variación espacial de la densidad urbana aporta una síntesis de los trabajos de Clark y Tanner y propone una nueva forma funcional:

$$D(x) = A e^{ax+bx^2} \quad (2.4)$$

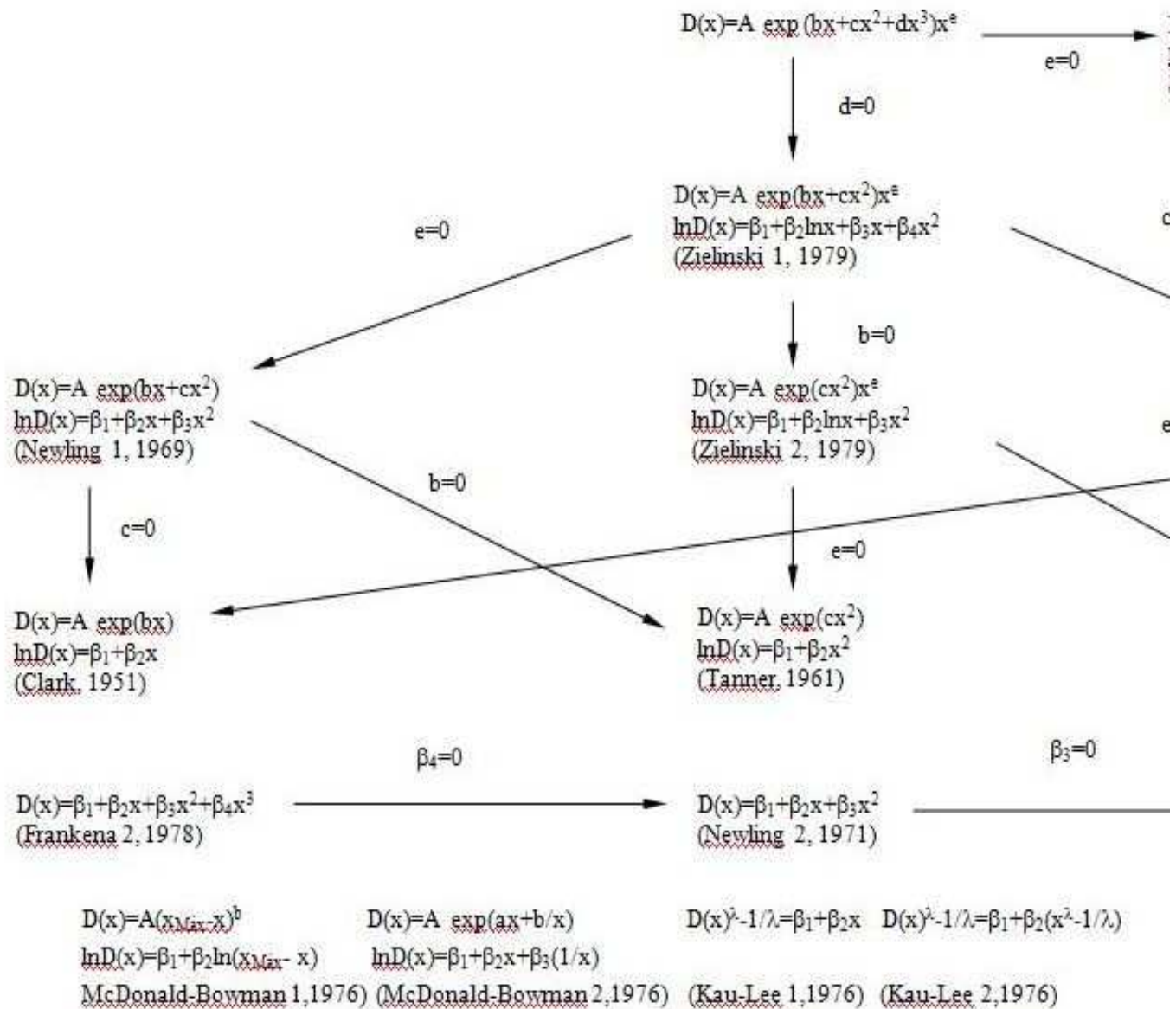
La nueva función relaja uno de los supuestos implícitos del trabajo de Clark. Las zonas más densas pueden situarse a cierta distancia del centro, reflejando el uso no residencial del centro, con baja densidad. A esta zona le sigue otra con densidad creciente hasta llegar a un punto de inflexión, a partir del cual el gradiente toma un valor negativo y la densidad decrece, hasta el límite de la zona urbana. El mismo autor, en trabajos posteriores (Newling, 1971) sugiere la posibilidad de una forma funcional intrínsecamente lineal, mediante un polinomio de grado dos.

La investigación en las dos décadas siguientes al trabajo de Clark se caracteriza por la acumulación de evidencias empíricas adicionales en favor de la función exponencial negativa y del modelo de Tanner. En esta línea podemos señalar los trabajos de Alonso (1964), Berry, Simmons y Tennant (1963), y Latham y Yates (1970). También se han estimado, posteriormente, gradientes de densidad para el empleo (Mills, 1972) y para las empresas (Kemper y Schmenner, 1974)[6]. Partiendo de la función gamma cuadrática, McDonald y Bowman (1976) y Zielinski (1979) exponen diversas formas funcionales de la relación densidad-distancia al centro urbano. Frankena (1978) generaliza aún más la relación al proponer dos modelos polinómicos de grado tres en forma lineal y exponencial. El trabajo de McDonald y Bowman es el primer intento de comparación de diferentes formas funcionales. Se incluyen los modelos Clark, Stewart, Tanner, Smeed, Aynvarg y Newling y se sugieren dos nuevas formas funcionales Basándose en los trabajos de Box y Cox (1964) y Zarembka (1968), Kau y Lee (1976b), partiendo del modelo Clark, proponen dos nuevas formas funcionales generales, empleando nuevas transformaciones de la distancia como variable explicativa.

Otro esfuerzo destacable en el intento de alcanzar una descripción funcional del comportamiento de la densidad se debe a los trabajos de Parr (1987, 1988, 1989) que introduce la función lognormal en el análisis de la distribución, tanto de la población como de la densidad, a escala regional, para los casos de Glasgow y Londres.

La selección de las unidades de observación que permitan una estimación de las funciones que hemos expuesto está, con frecuencia, restringida por la disponibilidad de los datos. La mayoría de las aproximaciones están basadas en las secciones censales utilizando la densidad bruta como variable a explicar. El área de las secciones se toma como variable *proxy* del suelo residencial. Gran parte de los trabajos se basan en el uso de todas las secciones censales de una área metropolitana. Son ejemplos de esta aproximación las estimaciones de White (1977) para cinco ciudades europeas, de Frankena (1978) para Toronto, Greene y Barnock (1978) para Baltimore, Glickman y Ogury (1978) para 71 ciudades japonesas y Alperovich (1983a, 1983b) para veinte ciudades de Israel. Otros, sin embargo, utilizan muestras de 40 a 50 observaciones, como es el caso de Kau y Lee (1976a, 1976b, 1977) y Kau, Lee y Chen (1983), (45 observaciones sobre 50 ciudades); Johnson y Kau (1980) (43 observaciones para 39 ciudades); y Anderson (1982) y Brueckner (1986) (50/70 secciones para 30 ciudades). El método de estimación de los modelos de densidad que hemos presentado es el de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) con alguna excepción. En general, los trabajos se limitan a mostrar el valor de los estimadores y los contrastes de significación individuales, pero los modelos no son validados mediante los estadísticos habituales de contraste de normalidad de los residuos y contraste de la heteroscedasticidad. Tampoco se presentan medidas de evaluación de la capacidad predictiva, ni pruebas de error de especificación. El cuadro uno ofrece un resumen de las formas funcionales clásicas propuestas, con su correspondiente modelo econométrico, estableciendo las relaciones matemáticas entre ellas.

Cuadro 1. **Formas funcionales de la densidad de población urbana**



En esta sección hemos expuesto aquellos modelos de densidad urbana más clásicos y que utilizan la distancia como única variable exógena. En las próximas páginas abordamos el análisis descriptivo de las variables que permiten la estimación econométrica de los modelos para las seis metrópolis en el período considerado.

Descripción, evolución y patrones espaciales

Antes de empezar con la descripción de la densidad en las áreas metropolitanas seleccionadas es obligada una reflexión previa. La discusión sobre qué es una área metropolitana es un debate inconcluso y de difícil solución, como mínimo con difícil solución única. Como la sociología ha expuesto, desde hace tiempo la vida cotidiana de los individuos supera ampliamente la escala municipal y sus límites administrativos, dado que la movilidad de las personas por razones de trabajo, estudio u ocio, fuera de su municipio de residencia son un hecho habitual en nuestras áreas urbanas. En el caso de la Unión Europea, su oficina estadística EUROSTAT, está realizando un proceso de homogeneización de la información que intenta encontrar un ámbito de referencia común por encima del municipio. Define un área metropolitana como la aglomeración formada por un municipio de más de 50.000 habitantes y sus unidades contiguas con una densidad de población superior a 500 habitantes por Km² (EUROSTAT, 1999). En el caso de España, el Ministerio de Fomento propone un conjunto de 68 grandes áreas urbanas, también con un mínimo de 50.000 habitantes pero con la agregación de municipios contiguos al principal, siguiendo por un lado la propuesta de las Comunidades Autónomas, y por otro la aplicación de diferentes variables como la densidad de población y la dinámica del parque de viviendas (Ministerio de Fomento, 2000). Aunque el resultado es muy heterogéneo incluso en la

denominación (región urbana, aglomeración urbana, área metropolitana) se ha utilizado esta metodología, en cualquier caso la oficial, como base en la construcción de los datos para analizar los cambios en la densidad de población[7]. Con este fin se han escogido seis de las principales áreas metropolitanas definidas por el Ministerio de Fomento, que son como ya se ha indicado, Madrid, Barcelona, Valencia, Sevilla, Bilbao y Zaragoza[8].

Como en España estas áreas metropolitanas se han definido a partir de la agregación de diferentes municipios, parece claro que una primera vía para estudiar el comportamiento de la densidad sería trabajar a este nivel territorial. Sin embargo, emplear la densidad municipal no permite, como es obvio, reflejar con detalle la estructura espacial de las metrópolis. En este sentido, un objetivo esencial del presente artículo es la observación de las variables de población y espacio a un nivel de desagregación menor. De hecho, es deseable observar estas variables al menor nivel de desagregación posible. Con esto se conseguirá una descripción más detallada de la estructura espacial de cada área metropolitana, consiguiendo además un incremento de las observaciones que favorece la utilización de los métodos cuantitativos propuestos. En España, las unidades de observación que reúnen estas características son las secciones censales. Son unidades intraurbanas y sobre ellas se pueden medir diferentes formas de distancia. Los estudios que usan secciones censales son en nuestro país una rara excepción. Si el marco teórico de referencia es los modelos de estructura espacial, y en concreto los de densidad urbana, parece claro que hemos de tratar de observar las variables sobre las secciones censales definiendo su posición en el espacio. En Ciencia Regional y Economía Urbana el término "posición en el espacio" es sinónimo, en su acepción más clásica, de distancia al centro. Obviamente, se intenta que las variables presenten un nivel elevado de homogeneidad temporal, y las variaciones contempladas mantengan unas características globales que se vean poco afectadas por las particularidades del sistema de secciones censales de cada área estudiada. Aunque, como es bien conocido, el seccionado está en constante revisión por parte de las autoridades municipales, los cambios observados en el periodo 2001-2007 son mínimos. El uso de secciones censales presenta dos claras ventajas adicionales: divide la metrópolis en áreas más pequeñas con características no homogéneas y permite apreciar las diferencias existentes entre las zonas de una misma área metropolitana.

En el cuadro 2 se exponen las principales características de las metrópolis analizadas.

Cuadro 2.
Principales características de las metrópolis analizadas

Área Metropolitana	Superficie (Km ²)	Población 2001	Población 2007	Municipios (2007)	Secciones (2007)	Superficie media (Km ²)
Madrid	2.880	5.132.792	5.373.619	52	3.690	0,13
Barcelona	3.295	4.390.954	4.728.929	164	3.475	0,21
Valencia	630	1.349.218	1.462.963	45	1.065	0,16
Sevilla	1.532	1.160.217	1.099.212	24	804	0,17
Bilbao	504	849.122	892.533	35	726	0,16
Zaragoza	2.207	647.819	676.468	14	488	0,11

Fuente: Instituto Nacional de Estadística. Para el cálculo de la superficie media de las secciones se excluyen aquellas con densidad inferior a 500 Hab/Km².

Como se puede observar existe una gran disparidad en las variables. Tanto en cuanto al número de secciones censales, con Madrid y Barcelona alrededor de las 3.500, ó Zaragoza con tan sólo 488, como en el mismo nivel de población, superando el área metropolitana de Madrid los cinco millones y Zaragoza no llegando a los 700.000 habitantes. Donde la relación no es tan clara es en la superficie ya que aquí el caso de Barcelona supera al resto, en parte debido a la delimitación autonómica como región (resultado de dividir, a efectos e planificación la comunidad autónoma en siete regiones), y por lo tanto más extensa que el resto. También el caso de las áreas de Sevilla, y especialmente Zaragoza rompen la relación entre población y superficie, superando ampliamente los casos de Valencia y Bilbao con una extensión mucho más reducida. Hay otro aspecto a señalar, el caso de la estructura espacial de Madrid y Barcelona, cabe esperarse bien distinta a las otras cuatro analizadas, dado su extensión y población. En cuanto a la superficie media de las secciones, si obviamos la densidad inferior a 500 Hab/Km², las diferencias se reducen, destacando el caso de Barcelona muy por encima del resto. En resumen, las áreas metropolitanas que nos proponemos analizar no son, ni

mucho menos, homogéneas, ni por construcción, ni por sus propias características, y por lo tanto los modelos de densidad de población deberían reflejar este hecho, tanto en la forma funcional como en el valor de los parámetros. Esta heterogeneidad se refleja claramente si representamos en un mapa de puntos la población de cada área metropolitana, como bien puede observarse en la figura 1.

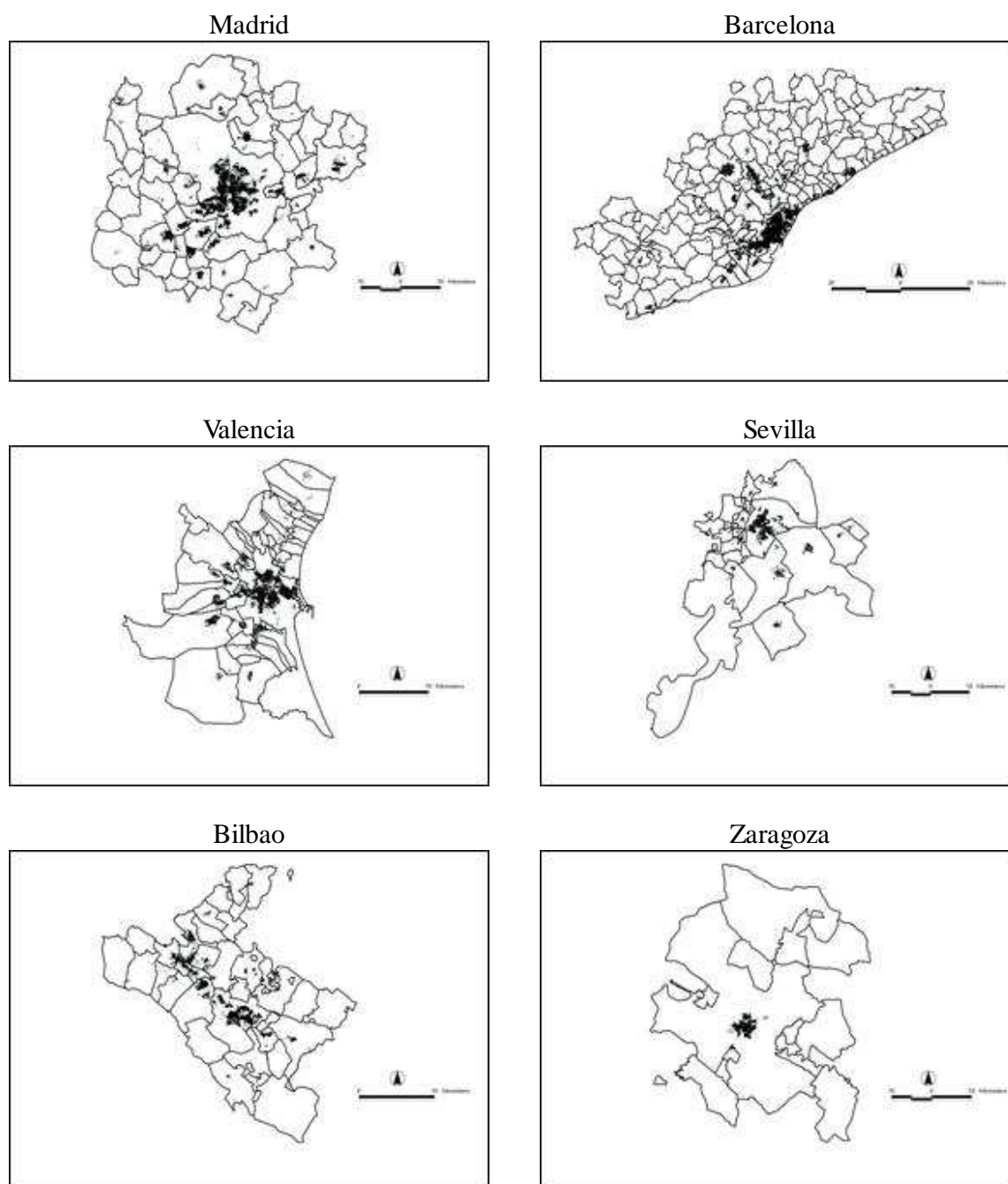


Figura 1. La diferente configuración de las áreas metropolitanas (2007).

Nota: cada punto representa 10.000 habitantes normalizados por la unidad de superficie. Los contornos corresponden a los términos municipales.

Centrémonos ahora en la evolución de la densidad residencial población en el periodo 2001-2007, los principales resultados se ofrecen en el cuadro 3.

Cuadro 3.
Densidad, densidad media por sección censal y viviendas 2001-2007

	2001	2007	Cambio	
			Absoluto	Porcentual
Madrid				
Densidad	1.782	1.865	+83	+4,65
Densidad Media	32.665	34.033	+1.368	+4,18
Viviendas	2.482.885	2.841.352	+358.467	+14,4
Barcelona				
Densidad	1.332	1.435	+103	+7,73
Densidad Media	31.775	33.392	+1.617	+5,08
Viviendas	2.280.334	2.547.546	+267.212	+11,72
Valencia				
Densidad	2.141	2.322	+191	+8,92
Densidad Media	26.446	28.771	+2.325	+8,79
Viviendas	1.221.074	1.384.001	+162.927	+13,34
Sevilla				
Densidad	757	717	+40	+5,28
Densidad Media	21.257	19.710	-1.547	-7,27
Viviendas	734.843	849.083	+114.240	+15,55
Bilbao				
Densidad	1.774	1.771	-3	-0,017
Densidad Media	35.068	34.234	+834	+2,38
Viviendas	470.595	511.443	+40.848	+8,68
Zaragoza				
Densidad	293	306	+13	+4,43
Densidad Media	34.094	34.726	+632	+1,85
Viviendas	432.612	511.443	+48.432	+11,20

Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Ministerio de la Vivienda. Las viviendas se refieren al total provincial. Se han omitido del cálculo las secciones con densidades inferiores a 500 hab/km².

En primer lugar, se destaca la diferencia entre la densidad, medida como el cociente entre la población total y la superficie del área metropolitana, y la densidad como media de la observada en todas las secciones censales del área. Tanto los valores como la ordenación que podemos hacer con estas dos variables son bien diferentes. Parece claro que la densidad de población de la sección nos acerca más a la realidad de la distribución de la población en las metrópolis, y por este motivo es la que en la siguiente sección utilizaremos como variable endógena de los modelos de densidad propuestos. En segundo lugar, fijémonos que al estudiar la densidad por sección las grandes diferencias observadas en la densidad total desaparecen, consiguiendo así una homogeneización de la variable suprimiendo, en parte, los efectos derivados del distinto diseño de las áreas metropolitanas.

En cuanto a la evolución de la densidad media en el periodo 2001-2007, es evidente un crecimiento en todos los casos, excepto para el caso de Sevilla. Las áreas metropolitanas de Zaragoza y Bilbao ocupan el primer y segundo lugar, tanto al inicio del periodo como al final, intercambiándose la posición. Cabe señalar también el fuerte aumento del valor de la variable para Valencia, cercano al 9%, que se corresponde también con un incremento muy elevado del número de viviendas, aunque no olvidemos que la relación no es exacta ya que el número de viviendas presentado hace referencia al total provincial. En cualquier caso, el periodo analizado supone para Valencia un fuerte incremento de la densidad, tanto en el total del área como en la media de sus secciones censales. Mención aparte merecen el caso de Madrid y Barcelona, que también se intercambian la tercera y cuarta posición entre el 2001 y el 2007, ahora bien el incremento del parque de viviendas ha sido mayor en el caso de la capital, tanto en términos absolutos como porcentuales, lo que se ha traducido, en cambio, en un menor incremento de la densidad media de las secciones que en el caso de Barcelona. Por lo tanto podemos apuntar a dos procesos distintos, una desdensificación en Madrid, y una clara densificación en Barcelona. Una pregunta que deberíamos abordar respecto a este último hecho es la siguiente ¿Las secciones censales con densidad similar tienden a agruparse o dispersarse?. O por el contrario ¿Es el patrón de la densidad aleatorio? Para contestar hace falta examinar la autocorrelación espacial, que será positiva si hay agrupación y negativa si hay dispersión.

Tsai (2005) utiliza el estadístico I de Moran (Moran, 1948) para medir el fenómeno agrupación - dispersión en diferentes simulaciones sobre la distribución de la población en áreas metropolitanas. Para el análisis que realizamos se escoge como medida de la autocorrelación un estadístico alternativo, la c de Geary (Geary, 1954), ya que a diferencia de la I de Moran, la c tiene un rango constante, y por tanto facilita la comparación de los patrones espaciales entre diferentes áreas metropolitanas. El estadístico se mueve entre cero y dos. Cuanto más clusterizado (secciones vecinas con densidades similares), más se aproxima c a cero, y cuanto más disperso es el patrón de la densidad, más se aproxima a dos. Un valor de uno indica una ordenación completamente aleatoria de la densidad, por lo tanto ausencia de autocorrelación. Los resultados para las seis metrópolis en los años 2001, 2004, 2005, se presentan en el cuadro 4.

Cuadro 4.
Coefficientes c de Geary[9]

	2001	2004	2007
Madrid	0,5509	0,5475	0,5463
Barcelona	0,4304	0,4270	0,4270
Valencia	0,5911	0,6365	0,6236
Sevilla	0,6046	0,6141	0,6404
Bilbao	0,5429	0,5451	0,5443
Zaragoza	0,5499	0,5453	0,5398

Nota: todos los coeficientes son significativos al 0,001, bajo hipótesis de no normalidad de la densidad.

Observando los valores, se pueden distinguir dos patrones. Por un lado Madrid, Zaragoza y Barcelona por este orden, tienden a la clusterización de la densidad, aunque en el caso de Barcelona no se observa cambio entre el 2004 y 2007. Por otro lado, Sevilla y Valencia tienden a la dispersión, más acentuado en el caso de Sevilla. El caso de Bilbao es menos indicativo, aunque se observa una leve tendencia al agrupamiento entre el 2001 y el 2007. En ningún caso se observa distribución aleatoria y por lo tanto podemos afirmar que hay una tendencia a que las secciones vecinas de las áreas metropolitanas analizadas tengan densidades similares.

Dado que los modelos econométricos de densidad urbana utilizan como variable explicativa la distancia de cada sección al centro de la metrópolis, y también es una variable fundamental en la estructura espacial, ha sido necesario construir también esta variable para las secciones analizadas. El procedimiento utilizado es el habitual en este tipo de trabajos, por ejemplo Kau y Lee (1976b) o Alperovich (1982a). A partir de la cartografía digitalizada, y con un *script* del Sistema de Información Geográfica utilizado (*ArcView*) construido a propósito con este fin, medir la distancia euclídea desde el centroide de cada sección censal al centro urbano, la unidad utilizada es el Km. La identificación del centro urbano no es un problema de fácil resolución y hemos optado por identificar centro urbano con aquella sección censal donde está ubicado el Ayuntamiento de la ciudad central de cada área metropolitana[10].

Con objeto de completar la descripción del comportamiento de la densidad, como último paso previo a su modelización, se ha analizado su patrón por cuartiles de la distancia. Se ha dividido pues, el recorrido de la variable distancia en cuatro partes, con igual número de secciones censales. Este proceso se ha llevado a cabo para cada área metropolitana, los resultados se presentan en el cuadro cinco.

Cuadro 5.
Densidad media por cuartiles de la distancia (2007)

Area Metropolitana	Cuartil 1	Cuartil 2	Cuartil 3	Cuartil 4
Madrid	39.789	34.201	32.869	23.804
Barcelona	44.237	43.079	27.851	12.013
Valencia	31.327	34.186	23.994	16.302
Sevilla	26.867	29.765	18.581	9.769
Bilbao	38.912	41.905	34.545	24.958
Zaragoza	37.848	47.559	37.618	13.275

Este tipo de análisis nos permite ver comportamientos claramente diferenciado. Para Madrid y Barcelona el patrón es claramente descendiente, más acentuado en el caso de Barcelona, con un descenso brusco a partir de la mediana (cuartil 2), en cambio en Madrid el salto importante se produce en las secciones más alejadas del centro. En el resto se produce un incremento del primer al segundo cuartil, para descender de forma intensa a partir de la mediana, una disminución con dos patrones distintos, por un lado mayor en el caso de Zaragoza y Sevilla, y por otro menos acentuado en los casos de Valencia y Bilbao.

Una vez analizados de forma descriptiva la densidad de las áreas metropolitanas, y los cambios producidos en la misma en el periodo de máxima fiebre inmobiliaria, pasemos ahora a intentar responder con detalle a las cuestiones planteadas en la introducción. Para ello, en la siguiente sección abordamos la estimación econométrica de los modelos presentados en la sección dos.

Estimación de los modelos de densidad urbana

Tal y como se ha presentado en la sección dos, la modelización econométrica de la densidad urbana se ha basado de forma casi exclusiva en los modelos clásicos. Cuando denominamos clásicos a un conjunto de modelos lo hacemos con una visión histórica de la literatura, tratándose de aquellos modelos que se remiten al trabajo original de Colin Clark (1951). Lo que distingue formalmente a estos modelos del resto de los intentos de modelización de la densidad urbana es la inclusión en la forma funcional de una única variable (la distancia) como explicativa. Se propone como variable a explicar la densidad de las diferentes zonas de una misma metrópolis. El proceso de búsqueda de una relación entre estas dos variables, densidad y distancia, ha dado lugar, como hemos visto, a una abundante literatura, donde básicamente se han probado múltiples formas funcionales para definir esta relación. Estos trabajos tienen en común la ausencia de algún tipo de validación econométrica. Los resultados que se han realizado hasta el momento se reducen a presentar el valor de los estimadores y su significación, y algunos, una minoría, también suministran algunos estadísticos elementales de ajuste.

Los problemas econométricos que suscita la estimación de este tipo de modelos son varios. En ocasiones el estudio del problema ha desembocado en el diseño de una nueva estrategia de modelización que ha introducido algún tipo de variación en los modelos clásicos. Estas variaciones afectan tanto a las variables como a los datos utilizados y no pueden ser abordados aquí por una cuestión de espacio. Recordemos no obstante, que los principales problemas que han dado lugar a estas variaciones son de tres tipos: la presencia de inestabilidad estructural, los derivados de la naturaleza de los datos, y aquellos provocados por la autocorrelación espacial. Los modelos que se proponen para solucionar el problema de la inestabilidad estructural han recibido un fuerte impulso con los modelos de parámetros aleatorios (Kau *et al* 1977, 1983), el modelo de regresión segmentada (Anderson 1982, 1985; Alperovich 1995) y los modelos regresión localmente ponderada (McMillen, 1997, 2003, 2004, 2010; Redfearn, 2007, 2009). En cuanto al problema de la naturaleza de los datos y la posible agregación de observaciones de distintas ciudades en una sola estimación como solución, Edmonston y Davies (1976) ya habían intentado esta metodología para señalar las diferencias geográficas en el comportamiento de la densidad urbana. Pero es a partir de la detección del problema de no aleatoriedad, sugerido por Frankena (1978), cuando surgen nuevas aplicaciones empíricas que utilizan la agregación de los datos de diferentes ciudades. Este enfoque está presente en los trabajos de Mills y Price (1984) y Edmonston, Goldberg y Mecer (1985)[11]. En cuanto al tratamiento de la autocorrelación espacial en modelos monocéntricos con la distancia como única variable explicativa, la aportación más relevante se debe a Anselin y Can (1986).

Los problemas econométricos de los modelos clásicos que abordaremos en esta sección se centran en dos aspectos: la selección de una forma funcional y la heteroscedasticidad. En una investigación econométrica de esta naturaleza, que persigue la obtención de un modelo para cada área metropolitana estudiada, para lo cual disponemos de dieciséis posibles formas funcionales y de la información necesaria para su estimación, es necesario seguir una estrategia de selección. Esta estrategia ha de permitir la elección de un único modelo clásico para cada una de las metrópolis. Siguiendo trabajos anteriores (Martori y Suriñach, 2002) el proceso se basa en los tres tipos de modelos que se pueden distinguir en el Cuadro 1; lineales anidados (Frankena 2, Newling 2 y Stewart), logarítmicos anidados (Frankena 1, Zielinski 1 y 2, Newling 1, Aynvarg, Clark, Tanner y Smeed) y no anidados (McDinald-Bowman 1 y 2, Kau-Lee 1 y 2 y Parr)[12]. En los modelos anidados la estrategia es usar contrastes F para seleccionar la función más apropiada en cada caso. Se parte de la especificación más general y cuando el contraste lo indica seguimos descendiendo en el número de parámetros. Una vez obtenido el mejor

modelo en la forma lineal y el mejor en la forma logarítmica, se lleva a cabo un contraste de Davidson, MacKinnon y White (1983) para seleccionar la forma lineal o la forma logarítmica. El modelo seleccionado es comparado con los modelos no anidados usando el contraste J de Davidson y MacKinnon (1981). En cualquier caso este proceso de contrastes puede dar lugar a más de un modelo válido para una misma metrópolis; si este es el caso se utiliza el estadístico de selección AIC de Akaike (1973)[13].

En cuanto al problema de la heteroscedasticidad, las referencias de la literatura sobre densidad urbana incluye, en la mayoría de los casos estimación por Mínimos Cuadrados Generalizados (MCG). El proceso se inicia con el contraste Breusch-Pagan (1979) para detectar la heteroscedasticidad, y se continúa con la estimación por MCG suponiendo una estructura de varianza del tipo $V(u_i)=s^2x_i$, considerando pues, que la varianza del término de perturbación del modelo está relacionada de forma directa con la distancia[14].

El proceso se ha iniciado con la estimación por MCO de las dieciséis formas funcionales posibles para cada una de las seis metrópolis en los dos años de referencia (192 modelos). En una segunda fase se ha seleccionado, siguiendo el método descrito más arriba, un modelo para cada período y área metropolitana. En la tercera fase, se ha contrastado la heteroscedasticidad en el modelo seleccionado, que se ha revelado presente en todos los casos. En la cuarta fase, se ha estimado los modelos por MCG. Los resultados se exponen en el cuadro 6, junto con los parámetros y su significación se ofrece la desviación residual (S), el coeficiente de determinación ajustado (\bar{R}^2) que permite la comparación de modelos y el estadístico de selección AIC (recordemos que cuanto más bajo es su valor mejor es el modelo). En primer lugar, cabe destacar que en todos los casos los modelos seleccionados son logarítmicos, los parámetros son altamente significativos y los modelos también son significativos en bloque.

Cuadro 6.
Resultados de los modelos seleccionados

	Año	Modelo	β_1	β_2	β_3	β_4	S	\bar{R}^2	AIC
Madrid	2001	Zielinski 1	10,51***	0,240**	-0,128***	0,001*	0,68	0,136	11383,2
	2007	Parr	10,49***	0,266***	-0,227***	--	0,68	0,139	11354,3
Barcelona	2001	Parr	9,95***	1,158***	-0,500***	--	0,66	0,340	10998,3
	2007	Parr	10,21***	0,951***	-0,452***	--	0,65	0,338	10908,2
Valencia	2001	Newling 1	10,35***	-0,076**	-0,006**	--	0,77	0,191	3184,2
	2007	McDonald 1	6,29***	1,375***	--	--	0,78	0,158	3214,3
Sevilla	2001	Newling 1	10,26***	-0,178***	0,003***	--	0,81	0,172	2520,7
	2007	Newling 1	10,14***	-0,174***	0,003***	--	0,82	0,144	2556,9
Bilbao	2001	Newling 1	9,96***	0,173**	-0,030***	--	1,02	0,157	2645,2
	2007	Newling 1	10,01***	0,150**	-0,029***	--	1,00	0,161	2617,2
Zaragoza	2001	Zielinski 1	11,43***	1,089***	-0,970***	0,019***	0,84	0,511	1418,3
	2007	Zielinski 1	11,43***	1,033***	-0,938***	0,019***	0,84	0,501	1421,7

Nota:*** significativo al 0,001, ** significativo al 0,01, * significativo al 0,05.

En segundo lugar, las densidades centrales estimadas (β_1) tienen el máximo en el caso de Zaragoza y el mínimo en el caso de Valencia, aunque en este último caso cabe tener en cuenta la naturaleza del modelo seleccionado para el 2007 con una transformación de la variable explicativa diferente del resto. En tercer lugar, los coeficientes de determinación son altos para los casos de Barcelona y Zaragoza, para el resto de metrópolis son bajos en términos absolutos pero no difieren en gran manera de otros observados en la literatura internacional consultada. Por otro lado el estadístico de selección mejora de forma inversa con la población, lo que podría sugerir una mejor adaptación de las funciones propuestas a urbes con menor población y menor grado de policentrismo, como en los casos de Bilbao y Sevilla, como se puede apreciar en la figura 1.

Respecto a las preguntas que se han planteado al principio del artículo, es evidente que ha habido cambios en la relación densidad distancia ya que ha habido variaciones en los parámetros, y en los casos de Madrid y Valencia la variación del patrón de densidad ha sido tal que ha comportado el cambio en la propia forma funcional de la relación densidad - distancia. Con ayuda de la figura 2 veamos con detalle como ha cambiado la densidad en el periodo 2001-2007 en cada caso:

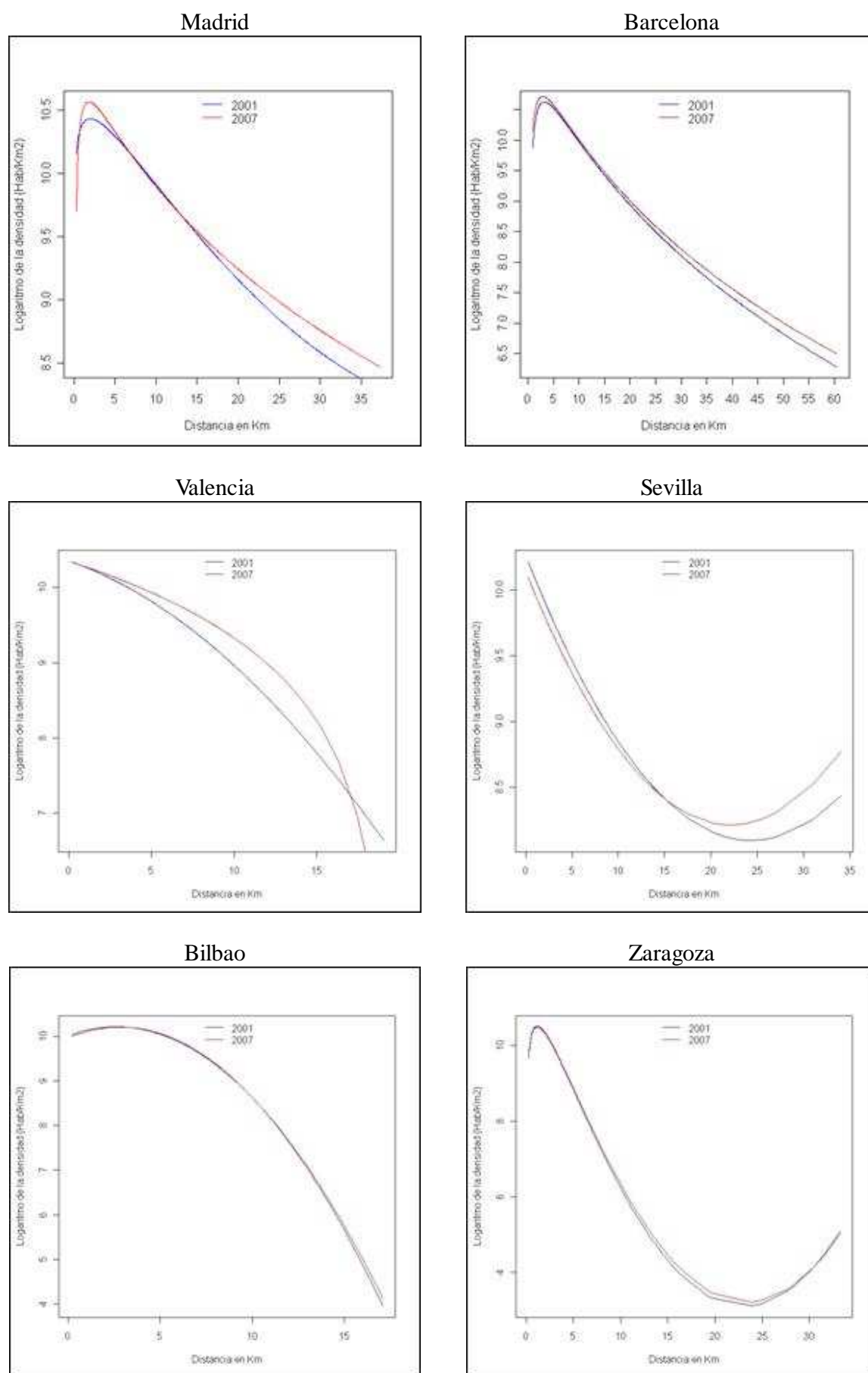


Figura 2. Representación gráfica de los modelos seleccionados 2001-2007.

- En Madrid, se observa una ligera disminución de la densidad central y un incremento en el valor del

gradiente de densidad. Observando la representación de las funciones estimadas, se aprecia este incremento de la densidad para el 2007 en las zonas más cercanas al centro, seguido de un mantenimiento de los valores del 2001 en las áreas situadas entre 7 y 15 kilómetros. A partir de esta distancia se observa un mayor incremento que eleva el valor de la densidad a medida que se incrementa la distancia.

- En Barcelona, también hay un aumento en la densidad central pero en cambio un ligero decremento en el gradiente, lo que se traduce en un aplanamiento de la función. Existe, no obstante y en contraposición al caso anterior, un crecimiento de la densidad en todas las zonas, aunque también cabe señalar que este es mayor en las distancias pequeñas (5 - 10 Km) y creciente a partir de los 20 Km. En el caso de Barcelona se acostumbra a hablar de coronas para separar los municipios situados a diferente distancia, y utilizando esta terminología podríamos resumir la situación como mayor incremento de la densidad en la primera y tercera corona, y ligero incremento en la segunda.
- El caso de Valencia es particular, en el sentido que ha habido un cambio radical en la forma funcional, presentando en el 2007 una gran concavidad. En este caso pues se puede afirmar que ha habido un fuerte crecimiento de la densidad entre aproximadamente 4 y 16 kilómetros del centro, para a partir de esta distancia se observar un decremento del valor estimado de la densidad.
- En Sevilla, se experimenta un descenso de la densidad central, así como en las zonas más cercanas al núcleo urbano, en distancias menores a 15 kilómetros. A partir de esta distancia la función estimada recoge un fuerte incremento de la densidad que se hace mayor de forma directa con la variable explicativa.
- El caso de Bilbao presenta mínimas variaciones, con ligeros incrementos en la densidad central y en distancias superiores a los 12 kilómetros.
- En Zaragoza las variaciones son aún más reducidas, pero se observan pequeños cambios en el intervalo que se sitúa entre los 10 y 25 kilómetros.

Resumen y conclusiones

En primer lugar cabe señalar, que efectivamente, ha habido cambios en la densidad de población en el periodo 2001 - 2007, atendiendo a los cambios experimentados se pueden clasificar las áreas metropolitanas analizadas en tres grandes grupos:

- Madrid y Valencia; se observan cambios en los parámetros y en la forma funcional, más acentuado en el caso de Valencia. En cualquier caso, hay pérdida de compacidad en las dos metrópolis, en distancias superiores en el caso de Madrid, dada su mayor extensión.
- Barcelona y Sevilla; aunque difieren en sus formas funcionales, en ambas se aprecian incrementos en la densidad a partir de los 15 kilómetros, más importantes en el caso de Sevilla. Otra diferencia entre ambas es en la densidad central, aumento en el caso de Barcelona y decremento en el de Sevilla.
- Los casos de Bilbao y Zaragoza son similares debido a sus mínimas variaciones. En Bilbao se detecta una pequeña variación en la densidad central y en zonas situadas en el límite del área metropolitana. En cambio en Zaragoza no se observa variación alguna en la densidad central y sí en cambio en las zonas intermedias del área.

En términos generales se puede afirmar que el *boom* inmobiliario ha dado lugar a un proceso de suburbanización más acusado, por este orden, en los casos de Madrid, Valencia, Barcelona y Sevilla. Este proceso se ha detectado en menor nivel en Bilbao y Zaragoza. Este tipo de procesos, como es bien sabido, es común en las áreas urbanas de las sociedades postindustriales y está abundantemente estudiado, con el término *sprawl*, en la literatura anglosajona. El hecho diferencial español se debe buscar en el corto periodo de tiempo en el que se ha desarrollado el fenómeno, comparado con otros países de nuestro entorno, como consecuencia de diversos factores, entre ellos cabe destacar la Ley 6/1998, de 13 de abril, sobre régimen del suelo y valoraciones que ha estado vigente hasta el 1 de julio de 2007. Se deberá estar atento a las consecuencias sobre la densidad de población del brusco ajuste del sector inmobiliario a partir de 2007.

En lo que se refiere al proceso de especificación y estimación de los modelos econométricos de densidad de población urbana son varias las líneas de investigación que convendrá explorar para adaptarse a la nueva realidad territorial. En primer lugar, se debe explorar la especificación de modelos policéntricos, lo que abre un nuevo debate sobre la detección de los subcentros, sobre este particular existe ya abundante literatura (por ejemplo, McMillen 2004). Otra vía, más inexplorada, la constituye la introducción de los efectos espaciales en los modelos clásicos de densidad, sea con un término de retardo espacial de la endógena, sea con la introducción del algùn esquema de la autocorrelación espacial en el término de perturbación.

Notas

* El autor agradece los comentarios y referencias aportadas por uno de los evaluadores anónimos.

[1] Informe 2008/2248 (INI) disponible en la página http://www.europarl.europa.eu/meetdocs/2004_2009/documents/pr/755/755463/755463es.pdf del Parlamento Europeo. [15 de Mayo de 2009]

[2] Informe A/HRC/7/16/Add.2, disponible en la página <http://www2.ohchr.org/english/issues/housing/visits.htm> de la Oficina del Alto Comisionado para los Derechos Humanos de Naciones Unidas. [15 de Mayo de 2009]

[3] Colin Clark (1905-1989), ha sido uno de los pioneros en la estimación de la renta nacional aportando innovaciones metodológicas importantes. Ha sido considerado coautor, junto a Kuznets, de la revolución estadística que acompañó a la de la macroeconomía en la década de los años treinta. A Clark se debe la división de la economía en tres sectores. Su obra principal es *The conditions of economic progress*, editada en 1940. Esta obra supuso la vuelta del interés de los economistas por el crecimiento y desarrollo económico, y además proporcionó la primera evidencia estadística del abismo entre los niveles de vida de los países ricos y pobres.

[4] En geografía se han publicado artículos en *Geographical Analysis*, *Geographical Review*, *Demography*, y *Urban Geography*. En ciencia regional en *Journal of Regional Science*, *Journal of Urban Economics*, *Journal of Economic Literature*, *Land Economics*, *Urban Studies* y *Papers of the Regional Science Association*. En ingeniería y planificación del transporte en *Operations Research*, *Journal of Planning Literature*, *Environment and Planning* y *Transportation Research*.

[5] En España, el caso de la región metropolitana de Barcelona como posible ejemplo de región policéntrica ha estado profusamente estudiado (García-López, 2007, 2008; Roca 2009). Creemos que en este caso no se puede hablar de paradigma, en este sentido es muy útil consultar los trabajos de Parr (2004, 2005, 2007).

[6] Algunas discusiones con un matiz más teórico se pueden encontrar en Ashenfelter (1976), White (1977) y Reddy (1978).

[7] Una reciente aportación al debate, y excelente síntesis del estado de la cuestión se debe a Feria (2004).

[8] También se podría recurrir a delimitaciones funcionales en vez de administrativas. Muy interesante en este sentido es el trabajo de Roca et al (2005).

[9] Tanto este estadístico como la estimación de los modelos econométricos del apartado 4 han sido generados con R. Los autores del programa piden que la cita del recurso en artículos científicos sea: R Development Core Team (2006). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.

[10] Una discusión sobre la localización del centro de la ciudad y las consecuencias de la elección sobre los modelos econométricos de densidad urbana se puede encontrar en Alperovich (1982a). Un tratamiento sociológico del tema se debe a Castells (1992). Una discusión sobre el tema desde la geografía se puede consultar en Capel (1990).

[11] Aunque de hecho el problema de la no aleatoriedad no tiene porque desaparecer con la agregación de las observaciones, los autores citados justifican este procedimiento por la utilización de datos de diferentes ciudades. Lo que supone pasar de observaciones intraurbanas, que son la causa del problema, a observaciones interurbanas.

[12] Si de dos modelos que pretenden explicar la misma endógena, uno contiene las mismas variables que otro y alguna más, estos dos modelos reciben el calificativo de anidados.

[13] La utilización de criterios estadísticos de selección de modelos basados en medidas de información y no sólo en términos de bondad del ajuste es un debate no cerrado. Frente al AIC de Akaike (1973) podemos utilizar el criterio BIC de Sawa (1978) o el criterio PC de Amemiya (1980). La utilización en este contexto del AIC se justifica en su generalidad y en una mayor utilización en investigaciones empíricas basadas en esta metodología, por ejemplo Raymond y Uriel (1987) o Uriel y Gea (1997).

[14] Éste es el mismo esquema de varianza que el utilizado en Kau, Lee y Sirmans (1986) en su contraste de heteroscedasticidad de la forma funcional. Aunque estos autores detectan el problema, no reestiman el modelo por MCG. Esta solución no es única y por ejemplo Anselin y Can (1986) siguen la estrategia de White (1980) que permite no hacer ninguna hipótesis acerca del esquema de la varianza de las perturbaciones.

Bibliografía

AKAIKE, H. Information Theory and the Extension of the Maximum Likelihood Principle. In PETROV, B.N., CSAKI, F. *2nd International Symposium on Information Theory*. Budapest: Akailseoniai-Kiudo, 1973, p. 267-281.

- ALONSO, W. *Location and land use*. Cambridge (MA): Harvard University Press, 1964.
- ALPEROVICH, G. Neighborhood amenities and their impact on density gradients. *Annals of Regional Science*, 1980a, vol. 14, p. 51-64.
- ALPEROVICH, G. Determinants of population density gradients in Tel-Aviv metropolitan area. *Urban Studies*, 1980b, vol. 17, p. 185-192.
- ALPEROVICH, G. The effectiveness of spline urban density functions: an empirical investigation. *Urban Studies*, 1995, vol. 9, p. 1.537-1.548.
- AMEMIYA, T. Selection of Regressors. *International Economic Review*, 1980, vol. 21, p. 331-354.
- ANDERSON, J.E. Cubic-Spline urban density functions. *Journal of Urban Economics*, 1982, vol. 12, p. 155-167.
- ANDERSON, J.E. Estimating generalized urban density functions. *Journal of Urban Economics*, 1985, vol. 18, p. 1-10.
- ANSELIN, L. y CAN, A. Model comparison and model validation issues in empirical work on urban density functions. *Geographical Analysis*, 1986, vol. 3, p. 179-197.
- ASHENFELTER, O. On the interpretation of urban density functions. *Journal of Urban Economics*, 1976, vol. 3, p. 82-87.
- AYNVARG, Y. Zones of influence of middle-sized cities, their boundaries and passenger flows. *Soviet Geography*, 1968, vol.10, p. 549-558.
- BERRY, B. SIMMONS, J. y TENNANT, R. Urban population densities: structure and change. *Geographical Review*, 1963, vol. 12, p. 389-405.
- BOX, G.E.P. y COX, D.R. An analysis of transformations. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 1964, vol. 26, p. 211-232.
- BREUSCH, T., PAGAN, A. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variations. *Econometrica*, 1979, vol. 47, p. 1.287-1.294.
- BRUECKNER, J.K. A switching regression analysis of urban population densities. *Journal of Urban Economics*, 1986, vol. 19, p. 174-189.
- BUNTING, T., FILION P., PRISTON, H. Density gradients in Canadian metropolitan regions, 1971-96: differential patterns of central area and suburban growth and change. *Urban Studies*, 2002, vol. 39, p. 2.531-2.552.
- CAPEL, H. *Capitalismo y morfología urbana en España*. Barcelona: Círculo de Lectores, 1990.
- CASTELLS, M. *Problemas de investigación en sociología urbana*. Madrid: Siglo Veintiuno Editores, 1992.
- CHRISTALLER, W. *Die Zentrale Orte in Suddeutschland*. Jena: Gustav Fischer Verlag, 1933. Traducción inglesa: *The central places of Southern Germany*. Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 1966.
- CLARK, C. Urban population densities. *Journal of the Royal Statistical Society*, 1951, vol. 114, p. 490-496.
- CLARK, C. Urban population densities. *Bulletin of International Statistical Institution*, 1958, vol. 36, p. 60-90.
- DAVIDSON, R., MACKINNON, J.G. Several tests for model specification in the presence of alternative hypotheses. *Econometrica*, 1981, vol. 49, p. 781-793.
- EDMONSTON, B., GOLDBERG, M. y MECER, J. Urban form in Canada and United States: an examination of

urban density gradients. *Urban Studies*, 1985, vol. 22, p. 209-217.

EASTAWAY, M. P.; and SAN MARTIN, I. General Trends in Financing Social Housing in Spain. *Urban Studies*, 1999, vol. 36, p. 699.

EASTAWAY, P. The Tenure Imbalance in Spain: The Need for Social Housing Policy. *Urban Studies*, 2002, vol. 39, p. 283.

EUROSTAT. Les zones densément peuplées dans l'Union Européenne. Essai de délimitation et caractérisation des agglomérations urbaines. *Statistiques en bref*, 1999, vol. 2, p. 1-7.

FERIA, J.M. Problemas de definición de las áreas metropolitanas en España. *Boletín de la A.G.E.*, 2004, vol. 38, p. 85-99.

FEYERABEND, P.K. *Cómo ser un buen empirista*. Valencia: Cuadernos Teorema, 1976.

FRANKENA, M. A bias in estimating urban population density functions. *Journal of Urban Economics*, 1978, vol. 5, p. 35-45.

GARCÍA-LÓPEZ, M. Á. Quince años de suburbanización en la Barcelona metropolitana ¿Se está dispersando la población? *Investigaciones Económicas*, 2008, vol. 32, p. 53-86.

GARCIA-LOPEZ, M.A. Policentrismo o dispersion? Una aproximacion desde la nueva economia urbana. *Investigaciones Regionales*, 2007, nº 11, p. 25.

GRIFFITH, D.A., WONG, D.W. Modeling population density across major US cities: a polycentric spatial regression approach. *Journal of Geographical Systems*, 2007, vol. 9, p. 53-75.

FRANKENA, M. A bias in estimating urban population density functions. *Journal of Urban Economics*, 1978, vol. 5, p. 35-45.

GEARY, R. The contiguity ratio and statistical mapping. *The incorporated Statistician*, 1954, vol. 5, p. 115-145.

GLICKMAN, N. y OGURI, Y. Modeling the urban land market: the case of Japan. *Journal of Urban Economics*, 1978, vol. 5, p. 505-525.

GREENE, D. y BARNBROCK, J. A note on problems in estimating exponential density models. *Journal of Urban Economics*, 1978, vol. 5, p. 285-290.

JOHNSON, S.R. y KAU, J.B. Urban spatial structure: an analysis with a varying coefficient model. *Journal of Urban Economics*, 1980, vol. 7, p. 141-154.

KAU, J.B. y LEE, C.F. Capital-land substitution and urban land use. *Journal of Regional Science*, 1976a, vol. 16, p.83-92.

KAU, J.B. y LEE, C.F. The functional form in estimating the density gradient: An empirical investigation. *Journal of the American Statistical Association*, 1976b, vol.71, p. 326-327.

KAU, J.B. y LEE, C.F. A random coefficient model to estimate a stochastic density gradient. *Regional Science and Urban Economics*, 1977, vol.7, p. 169-177.

KAU, J.B., LEE, C.F. y CHEN, R.C. Structural shifts in urban population density gradients: an empirical investigation. *Journal of Urban Economics*, 1983, vol. 13, p. 364-377.

KAU, J.B., LEE, C.F. y SIRMANS, C.F. *Urban Econometrics. Model developments and empirical results*. Londres: JAI Press, 1986.

KEMPER, P. y SCHMENNER, R. The density gradient for manufacturing industry. *Journal of Urban Economics*, 1974, vol. 4, p. 410-427.

- LATHAM, R.F. y YEATES, M.H. Population density growth on metropolitan Toronto. *Geographical Analysis*, 1970, vol. 2, p. 177-185.
- LÖSCH, A. *Die Räumliche ordnung der wirtschafft*. Jena: Gustav Fischer Verlag, 1940. Traducción inglesa: *The economics of location*. New Haven: Yale University Press, 1954.
- MARTORI, J.C., SURIÑACH, J. Classical models of urban population density. The case of the Barcelona Metropolitan Area. *Netherlands Geographical Studies*, 2002, vol. 303, p. 109-124.
- MCDONALD, J.F., BOWMAN, H.W. Some tests of alternative urban population density functions. *Journal of Urban Economics*, 1976, vol. 6, p. 242-252.
- MCDONALD, J.F. Econometric studies of urban population density: a survey. *Journal of Urban Economics*, 1989, vol. 26, p. 361-385.
- MACKINNON, J.G., WHITE, H. y DAVIDSON, R. Tests for model specification in the presence of alternative hypotheses. *Journal of Econometrics*, 1983, vol. 21, p. 53-70.
- MCMILLEN, D. P. A Nonparametric Analysis of Employment Density in a Polycentric City. *Journal of Regional Science*, 1997, vol. 37, p. 591.
- MCMILLEN, D. P. Identifying Sub-Centres using Contiguity Matrices. *Urban Studies*, 2003, vol. 40, p. 57.
- MCMILLEN, D. P. Employment densities, spatial autocorrelation, and subcenters in large metropolitan areas. *Journal of Regional Science*, 2004, vol. 44, p. 225-243.
- MCMILLEN, D. P. Issues in Spatial Data Analysis. *Journal of Regional Science*, 2010, vol. 50, nº 1, p. 119.
- MILLS, E.S. *Studies in the Structure of the Urban Economy*. Baltimore: The John Hopkins University Press, 1972.
- MILLS, E.S., PRICE, R. Metropolitan Suburbanization and Central City problems. *Journal of Urban Economics*, 1984, vol. 15, p. 1-17.
- MINISTERIO DE FOMENTO. *Atlas Estadístico de las áreas urbanas españolas*. Madrid: Centro de Publicaciones del Ministerio de Fomento, 2002.
- MÓDENES, J. A., LÓPEZ-COLAS, J. Movilidad residencial, trabajo y vivienda en Europa. *Scripta Nova. Revista electrónica de geografía y ciencias sociales*. [En línea]. Barcelona: Universidad de Barcelona, 15 de febrero de 2004, vol. VIII, nº 159. <<http://www.ub.es/geocrit/sn/sn-159.htm>>.
- MÓDENES, J. A., LOPEZ-COLAS, J. Second Homes and Compact Cities in Spain: Two Elements of the Same System? *Tijdschrift Voor Economische En Sociale Geografie*, 2007, vol. 98, p. 325.
- MORAN, P. The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 1948, vol. 10, p. 243-251.
- MUÑIZ, I., GALINDO, A., GARCIA-LOPEZ, M.A. Cubic spline population density functions and satellite city delimitation: the case of Barcelona. *Urban Studies*, 2003, vol. 40, p. 1.303-1.321.
- MUÑIZ, I., GARCIA-LOPEZ, M.A., GALINDO, A. The effect of Employment sub-centres on population density in Barcelona. *Urban Studies*, 2008, vol. 45, p. 627-649.
- MILLS, E.S. *Studies in the Structure of the Urban Economy*. Baltimore: The John Hopkins University Press, 1972.
- MUTH, R. *Cities and Housing*. Chicago: University of Chicago Press, 1969.
- MUTH, R. The derived demand for urban residential land. *Urban Studies*, 1971, vol. 8, p. 243-254.

- NEWLING, B. The spatial variation of urban population densities. *Geographical Review*, 1969, vol. 59, p. 242-252.
- NEWLING, B. The spatial variation of urban population densities. In BOURNE, L.S. *Internal Structure of the City*. New York: Oxford University Press, 1971.
- PARR, J.B. The Development of Spatial Structure and Regional Economic Growth. *Land Economics*, 1987, vol. 63, p. 113-127.
- PARR, J.B., O'NEILL, G.J., NAIRN, A.G.M. Metropolitan Density Functions. A Further Exploration. *Regional Science and Urban Economics*, 1988, vol. 18, p. 463-478.
- PARR, J.B., O'NEILL, G.J., Aspects of the lognormal function in the analysis of regional population distribution. *Environment and Planning A*, 1989, vol. 21, p. 961-973.
- PARR, J. B. The Polycentric Urban Region: A Closer Inspection. *Regional Studies*, 2004, vol. 38, p. 231.
- PARR, J. B. Perspectives on the City-Region. *Regional Studies*, 2005, vol. 39, p. 555.
- PARR, J. B. Spatial Definitions of the City: Four Perspectives. *Urban Studies*, 2007, vol. 44, p. 381.
- RAYMOND, J.L. y URIEL, E. *Investigación econométrica aplicada: un caso de estudio*. Madrid: AC, 1987.
- REDFEARN, C.L. How Informative are Average Effects? Hedonic Regression and Amenity Capitalization in Complex Urban Housing Markets. *Regional Science and Urban Economics*, 2009, vol. 39, p. 297.
- REDFEARN, C. L. The Topography of Metropolitan Employment: Identifying Centers of Employment in a Polycentric Urban Area. *Journal of Urban Economics*, 2007, vol. 61, p. 519.
- REDDY, A.R. A note on the interpretation of urban density functions. *Journal of Urban Economics*, 1978, vol. 5, p. 409-410.
- RIGUELLE, F.; THOMAS, I. VERHETSEL, A. Measuring Urban Polycentrism: A European Case Study and its Implications. *Journal of Economic Geography*, 2007, vol. 7, p. 193.
- ROCA, J.R. The Interaction Value: Its Scope and Limits as an Instrument for Delimiting Urban Systems. *Regional Studies*, 2005, vol. 39, p. 357.
- ROCA, J. R., MARMOLEJO, C.R., MOIX, M. Urban Structure and Polycentrism: Towards a Redefinition of the Sub-Centre Concept. *Urban Studies*, 2009, vol. 46, p. 2.841-2.868.
- SAWA, T. Information criteria for discriminating among alternative regression models. *Econometrica*, 1978, vol. 46, p. 1.273-1.291.
- SMEED, R.J. The effect of some kinds of routing systems on the amount of traffic in central areas of towns. *Journal of the Institution of Highway Engineers*, 1963, vol. 10, p. 5-26.
- SMITH, B. A review of monocentric urban density analysis. *Journal of Planning Literature*, 1997, vol. 12, p. 115-136.
- STEWART, J.Q. Empirical mathematical rules concerning the distribution and equilibrium of population. *Geographical Review*, 1947, vol. 24, p. 461-485.
- STEWART, J.Q., WARNTZ, W. Physics of population distribution. *Journal of Regional Science*, 1958, vol. 1, p. 99-123.
- TANNER, J.C. Factors effecting the amount of travel. *Road Research Technical Papers*, 1961, vol. 51, p. 46-73.
- TSAI Y-H. Quantifying urban form: compactness versus "sprawl". *Urban Studies*, 2005, vol. 42, p.141-161.

URIEL, E., GEA, I. *Econometría aplicada*. Madrid: AC, 1997.

VON THÜNEN, J.H. *Der isoherte staat in beziehung and landwirtschaft un Nationalökonomie*. Hamburg: Perthes, 1826. Traducción inglesa: *The Isolated State*. Oxford: Pergammom Press, 1996.

WANG, F., ZHOU, Y. Modelling urban population densities in Beijing (1982-1990): suburbanisation and its causes. *Urban Studies*, 1999, vol. 36, p. 271-288.

WHITE, M.J. On cumulative urban growth and urban density functions. *Journal of Urban Economics*, 1977, vol. 4, p. 104-112.

WHITE, H. A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heterocedasticity. *Econometrica*, 1980, vol. 48, p. 817-838.

ZAREMBKA, P. Functional form in the demand for money. *Journal of the Royal Statistical Society*, 1968, vol. 63, p. 348-368.

ZIELINSKI, K. Experimental analysis of eleven models of urban population density. *Environment and Planning A*, 1979, vol. 11, p. 629-641.

© Copyright Joan Carles Martori Cañas, 2010.

© Copyright *Scripta Nova*, 2010.

[Edición electrónica del texto realizada por [Gerard Jori](#)]

Ficha bibliográfica:

MARTORI CAÑAS, Joan Carles. Las consecuencias del boom inmobiliario. Cambios en la densidad de las metrópolis españolas, 2001-2007. *Scripta Nova. Revista Electrónica de Geografía y Ciencias Sociales*. [En línea]. Barcelona: Universidad de Barcelona, 20 de agosto de 2010, vol. XIV, nº 333. <<http://www.ub.es/geocrit/sn/sn-333.htm>>. [ISSN: 1138-9788].



[Índice de *Scripta Nova*](#)

[Menú principal](#)