

DETERMINACIÓN DE LA ESCALA MÍNIMA EFICIENTE EN LA PROVISIÓN DE BIENES PÚBLICOS LOCALES*

MIRIAM HORTAS-RICO

Universidad Complutense de Madrid

PAULA SALINAS

Universidad de Barcelona

El minifundismo municipal en España ha sido frecuentemente considerado como una de las principales causas de la supuesta falta de eficiencia en la provisión de bienes y servicios públicos a nivel local, así como de los problemas financieros de los municipios. El presente trabajo analiza la relación entre el tamaño poblacional de los municipios y los costes de provisión de los bienes y servicios públicos. El análisis se basa en una muestra de 6.169 municipios para los años 2007 y 2008. Se incluyen una serie de variables que permiten tener en cuenta determinados factores de coste y de demanda de los servicios públicos locales, así como las posibles interacciones entre municipios vecinos. Según los resultados obtenidos, un aumento del tamaño municipal solamente supondría una disminución de costes corrientes en las funciones de Servicios Generales (hasta los 20.000 habitantes) y Seguridad Ciudadana (hasta los 500 habitantes). Para el resto de funciones analizadas, esto es, Servicios Sociales, Limpieza y Aguas, el aumento del tamaño municipal no iría acompañado de disminuciones de costes sino que, por el contrario, éstos se verían incluso incrementados en determinados tramos de población.

Palabras clave: escala mínima eficiente, gasto público local, asociación de municipios, econometría espacial.

Clasificación JEL: H1, H4, H72, C11, C21.

En un contexto de crisis económica como el actual, cualquier mecanismo orientado a la racionalización y mejora de la eficiencia en el gasto público local adquiere especial relevancia. En este sentido, el minifundismo municipal que caracteriza a España es visto como una de las principales causas de la supuesta falta de eficiencia en la provisión de bienes y servicios pú-

(*) Este trabajo ha recibido financiación del Instituto de Estudios Fiscales (044-2012). Las autoras agradecen los comentarios recibidos por parte de dos evaluadores anónimos, así como de los participantes en el XXI Encuentro de Economía Pública.

blicos a nivel local. Desde distintos ámbitos se ha abogado por la reducción del número de municipios y la intensificación de la cooperación intermunicipal como vías más operativas para el aprovechamiento de las economías de escala en la prestación de bienes y servicios públicos locales. Estas reformas irían en la línea de las aplicadas en otros países, como Dinamarca o Finlandia, donde se ha reducido de manera importante el número de municipios, o Francia, donde se han potenciado las asociaciones supramunicipales para la provisión de servicios [IEB (2011)]. De hecho, la reforma de la administración local planteada en la Ley 27/2013 de Racionalización y Sostenibilidad de la Administración Local también va encaminada en este sentido, pues establece medidas para fomentar la fusión voluntaria de municipios y la atribución de ciertas competencias de los municipios de menos de 20.000 habitantes a las Diputaciones.

Sin embargo, la evidencia empírica sobre los efectos de dichas reformas en el gasto público local es escasa y, en ocasiones, incluso lleva a conclusiones contradictorias entre sí. Por lo tanto, el presente estudio pretende aportar luz a este debate, cuantificando la escala mínima eficiente en la provisión de bienes y servicios públicos locales. Más concretamente, se pretende determinar para qué niveles de población existen economías de escala en la provisión, de manera que un aumento del tamaño poblacional podría llevar a una disminución del coste de funcionamiento del servicio por habitante; y para qué niveles de población las economías de escala son inexistentes, o incluso existen deseconomías de escala. Dicho análisis se lleva a cabo para el conjunto de los bienes y servicios públicos que se proveen a nivel municipal, y para algunas de las principales funciones de gasto, como son los *servicios generales, seguridad, servicios sociales, limpieza y aguas*.

En su conjunto, las funciones analizadas representan prácticamente el 60% del presupuesto de gasto corriente de los municipios. Entre el resto de funciones no analizadas, destacarían por su peso en el presupuesto las funciones de urbanismo e infraestructuras y cultura¹, mientras que el peso correspondiente a otras funciones de gasto, como sanidad o educación, es relativamente modesto. En general, los servicios prestados a nivel local en España no son equiparables a los servicios municipales prestados en países como Suecia, Finlandia o Dinamarca. En estos países, servicios como la sanidad o la educación, con un peso elevado dentro del gasto público total, son prestados a nivel local, ya sea municipal o supramunicipal, mientras que en España este tipo de servicios se prestan a nivel regional, siendo muy limitado el papel de las entidades locales en su prestación. Teniendo en cuenta que la escala mínima eficiente en la provisión de bienes y servicios dependerá, precisamente, del tipo de servicio, el tamaño de jurisdicción óptimo en España a nivel local diferirá del tamaño óptimo en dichos países.

(1) Sin embargo, estas funciones no se han tenido en cuenta en el análisis por dos motivos. En primer lugar, porque se trata de funciones que abarcan servicios de muy diversa índole, con distintos tipos de economías de escala cada uno, lo que dificultaría la interpretación de los resultados. Para analizar las economías de escala en este tipo de funciones sería necesario disponer de datos más detallados de la composición del gasto, actualmente no disponibles. En segundo lugar, porque este trabajo analiza los gastos corrientes y estas funciones tienen un componente importante de gasto de capital, especialmente urbanismo e infraestructuras y educación física y deportes dentro de la función cultura.

Pese a su manifiesta importancia, la cuantificación de los costes de provisión de los bienes y servicios públicos locales ha sido siempre controvertida, pues presenta numerosas complicaciones tanto a nivel teórico como a nivel práctico. Este trabajo emplea una metodología inspirada en los modelos tradicionalmente utilizados en la literatura sobre gasto público local que permite solventar los principales problemas. En concreto, se basa en los trabajos seminales de Borcheding y Deacon (1972) y Bergstrom y Goodman (1973), donde los autores desarrollan un modelo teórico de comportamiento de los ayuntamientos y ciudadanos que permite obtener una función de gasto de los municipios cuyas variables son mesurables y, por tanto, puede ser estimada empíricamente. A partir de dicha función de gasto es posible derivar una función de costes, que es la que nos permitirá determinar la existencia o no de economías de escala.

Con el fin de determinar la existencia de economías de escala para distintos niveles de población, se incluye en la ecuación de costes una función lineal por tramos de la variable población, lo cual permite estimar el impacto diferencial que una variación en la población tiene sobre el coste local en función del tamaño poblacional del municipio. La elección del resto de factores que se considera que influyen sobre el gasto público local se rige fundamentalmente por los resultados obtenidos en trabajos anteriores relacionados con este tema [a nivel internacional, Borcheding y Deacon (1972), Bergstrom y Goodman (1973), Ladd (1992); y para el caso español, Bosch y Solé-Ollé (2005), Bastida *et al.* (2013), Hortas-Rico y Solé-Ollé (2010), López Laborda y Salas (2002), De Mello y Lago-Peñas (2012), Ramajo *et al.* (2007), o Vallés y Zárte (2011), entre otros].

La estimación de las funciones de gasto y de coste se lleva a cabo mediante técnicas de econometría espacial, para tener en cuenta las posibles interacciones que se deriven de los posibles comportamientos estratégicos entre municipios, las externalidades de tipo *spillover* o efectos desbordamiento, u otros aspectos como su localización geográfica o shocks externos que afecten del mismo modo a municipios vecinos. También se tendrán en cuenta los potenciales usuarios no residentes de los servicios públicos locales de un municipio, para determinar el efecto que las externalidades *commuter* tienen sobre el coste de provisión de los bienes y servicios públicos locales, así como la presencia de economías de densidad o aglomeración.

Finalmente, cabe destacar que el análisis empírico se lleva a cabo para 6.169 de los 7.589 municipios de régimen común en España, en base a los datos de las Liquidaciones de los Presupuestos de las Entidades Locales para los años 2007 y 2008. Esto permite analizar con precisión los factores que determinan el coste en la provisión de los bienes y servicios públicos locales en España y determinar el tamaño de población que minimiza el coste por habitante. Los resultados obtenidos muestran la presencia de economías de escala en la función de *servicios generales* hasta los 20.000 habitantes y en *seguridad ciudadana*, hasta los 500 habitantes. Sin embargo, para el resto de funciones analizadas el coste por habitante de provisión del servicio aumentaría con la población, hasta los 1.000 habitantes en el caso de los *servicios sociales*, los 20.000 habitantes en el caso de la *limpieza*, y los 5.000 habitantes en el caso de las funciones de *aguas*. A partir de tales límites de población, un aumento del tamaño del municipio no iría acompañado de cambios significativos en los costes de provisión. En consecuencia, para el conjunto de bienes y servicios públicos locales, solamente se observan economías de escala hasta alcanzar los 500 habitantes.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. La sección 1 realiza una revisión de la literatura sobre el tamaño óptimo de los gobiernos locales y sus determinantes. En la Sección 2 se presenta el marco teórico. En la sección 3 se describe la especificación econométrica a estimar, la definición de variables y las fuentes de datos, y el método de estimación. En la Sección 4 se presentan los principales resultados obtenidos. Finalmente, en la Sección 5, se concluye.

1. REVISIÓN DE LITERATURA

De acuerdo con lo que establece la Teoría del Federalismo Fiscal, la descentralización de las políticas y servicios públicos hacia los gobiernos subcentrales permite, en ausencia de externalidades y de economías de escala, una mejor adaptación de las políticas públicas a las preferencias y necesidades locales [Oates (1972)]. Por un lado, los gobiernos subcentrales están mejor informados que el gobierno central en relación a las preferencias y necesidades locales. Por otro lado, el control democrático y el proceso de rendición de cuentas también mejoran bajo un sistema descentralizado [Seabright (1996), Oates (2005), Hindriks y Lockwood (2005)]. No obstante, a estos efectos positivos se contraponen también algunos efectos negativos derivados de la descentralización. Concretamente, a medida que disminuye el tamaño de las jurisdicciones, disminuye el aprovechamiento de las economías de escala y aumenta la probabilidad de aparición de efectos externos en la provisión de bienes y servicios, lo que supondría un empeoramiento en términos de eficiencia.

En este contexto, el análisis del tamaño óptimo de las jurisdicciones resulta especialmente importante, como demuestra el interés que ha suscitado en la literatura desde la aparición de los trabajos seminales de Oates (1972), Mirrlees (1972) y Dixit (1973). En efecto, la determinación de la unidad geográfica adecuada para la provisión de bienes y servicios es clave para garantizar la eficiencia en la provisión pública, o dicho de otra manera, para minimizar el coste de provisión por habitante de los bienes y servicios públicos. De acuerdo con lo establecido por la Teoría del Federalismo Fiscal dicho coste dependerá, fundamentalmente, de la existencia de economías de escala y de la presencia de efectos externos. A estos dos factores determinantes del coste se añaden también las economías de aglomeración.

La existencia de economías de escala puede derivarse de la existencia de economías de escala en la producción, que dependerán de la existencia de costes fijos y de la tecnología; o en el consumo, que dependerán del grado de publicidad y de los costes de congestión de los bienes y servicios [Buchanan (1965), Allen *et al.* (1974), Olson (1986)]. En el caso de bienes públicos puros [Samuelson (1954)], en que no existe rivalidad en el consumo, un aumento del número de usuarios manteniendo constante el nivel de producción permitirá reducir el coste por habitante o por unidad de consumo. En cambio, si el bien público es parcialmente rival en el consumo, el beneficio derivado de repartir el coste de provisión entre un mayor número de usuarios se verá limitado por la existencia de costes de congestión.

En este sentido, y siguiendo los trabajos seminales de Borcheding y Deacon (1972) y Bergstrom y Goodman (1973), un buen número de trabajos han investigado los efectos del tamaño de población sobre los costes de provisión de los servicios públicos locales, sin obtener resultados concluyentes al respecto [véase, por ejemplo,

Bel (2012)]. La evidencia empírica para el caso español es relativamente escasa y en la mayoría de casos hace referencia a servicios públicos muy concretos, como el transporte urbano o la recogida de basura [Bel y Fageda (2010)]. Bosch y Solé-Ollé (2005), quienes analizan la relación entre el tamaño poblacional y el coste de provisión de bienes y servicios públicos en su conjunto, concluyen que el nivel de población que minimizaría el coste de provisión del servicio son los 5.000 habitantes. A partir de los 5.000 habitantes el gasto por habitante iría aumentando a medida que aumenta la población hasta los 50.000 habitantes, punto a partir del cual se mantendría constante.

Asimismo, un creciente número de trabajos ha analizado la ineficiencia productiva de los gobiernos locales (según desviaciones de la frontera de eficiencia) y sus determinantes [véase, por ejemplo, Arcelus *et al.* (2013), Bosch *et al.* (2012), Benito *et al.* (2007), o Balaguer *et al.* (2007)]. En general, la conclusión de estos trabajos es que existen mayores ineficiencias en municipios pequeños, en tanto que estos municipios poseen una escala ineficiente para proveer bienes y servicios de forma descentralizada con un nivel de calidad comparable al de municipios con mayor tamaño poblacional [Zafra-Gómez *et al.* (2010)].

Los costes de provisión de bienes y servicios públicos locales también pueden depender de la existencia de externalidades interjurisdiccionales, ya sean de tipo *spillover*, que se producen cuando los beneficios (o perjuicios) de la provisión de bienes y servicios sobrepasan los límites jurisdiccionales [Brainard y Dolbear (1967), Pauly (1970), Gordon (1983)]; o externalidades *commuter*, que se derivan del aprovechamiento de los bienes y servicios provistos por un ayuntamiento por parte de usuarios no residentes, no debido al efecto desbordamiento, sino al desplazamiento de estos usuarios al municipio que se encarga de la provisión del bien o servicio. Otro tipo de interacción entre municipios que afectaría al coste de provisión de los bienes y servicios públicos es el que se produce cuando los ciudadanos de un municipio demandan bienes y servicios en función de los bienes y servicios provistos por los municipios vecinos [Salmon (1987)].

La presencia de estas interdependencias en el coste de provisión entre jurisdicciones vecinas puede analizarse mediante la inclusión de efectos espaciales en la estimación de las ecuaciones de gasto [Anselin (1988)]. Existe una extensa, aunque no concluyente, evidencia empírica al respecto. A nivel internacional, los trabajos de Case *et al.* (1993), Figlio *et al.* (1999), Baicker (2005), Revelli (2002), Redoano (2007) o Foucault *et al.* (2008) son ejemplos de evidencia empírica a favor de la interacción positiva entre el gasto de un municipio y el de las jurisdicciones vecinas. Para el caso español pueden citarse, entre otros, los trabajos de Solé-Ollé (2006), quien encuentra evidencia de interdependencias negativas en el nivel de gasto, y Bastida *et al.* (2013), quien llega a la conclusión contraria.

La existencia de economías de aglomeración o densidad también influyen sobre los costes de provisión de bienes y servicios, pues suponen una disminución del coste por usuario a medida que aumenta la densidad de población. Así pues, una mayor dispersión de la población en el territorio reduce el aprovechamiento de las economías de densidad asociadas a la provisión, incrementando de forma ineficiente los costes [Carruthers y Ulfarsson (2003), Hortas-Rico y Solé-Ollé (2010)], mientras que una mayor densidad de población reduciría los costes de producción de estos servicios, ya sea porque disminuye el número de centros necesarios para prestar un de-

terminado nivel de servicio, disminuyen los costes de transporte asociados al mismo o porque disminuye la distancia media a la que están situados los usuarios potenciales respecto al centro de prestación del servicio (especialmente los basados en redes). Sin embargo, también existen factores que, a mayores densidades de población, hacen necesario incrementar el nivel de output necesario para obtener un mismo nivel de resultados en determinadas áreas de gasto, como podría ser la seguridad ciudadana o la limpieza de las calles [Ladd (1992)].

Por tanto, la existencia de economías de escala o de densidad y los efectos externos en la provisión de determinados bienes y servicios públicos puede generar que, cuando éstos se prestan a nivel local, el tamaño de la jurisdicción no sea óptimo y no se minimice el coste de provisión. No obstante, la centralización de la provisión de servicios también puede generar mayores costes de coordinación y disminuir el grado de rendición de cuentas del gobierno y de adaptación de la provisión a las necesidades y preferencias locales. Así pues, el tamaño óptimo de provisión de bienes y servicios dependerá tanto de su naturaleza como del contexto político-social. En Dinamarca, por ejemplo, se estableció que los municipios debían tener un tamaño de, al menos, 4.000 ó 5.000 habitantes para poder prestar los servicios educativos de manera eficiente. Sin embargo, tal como se ha comentado anteriormente, los municipios en España prestan servicios de distinta naturaleza a los de otros países, por lo que su escala óptima de provisión también será distinta².

2. MODELO TEÓRICO

La escala mínima eficiente en la provisión de bienes y servicios públicos se puede definir como aquel nivel de provisión que minimiza los costes por habitante, por lo que para su estimación es necesario determinar previamente la función de costes correspondiente. El principal inconveniente práctico es que la estimación empírica de la función de costes requiere disponer de datos sobre el nivel de provisión, lo que resulta altamente costoso. Para solventar este problema, en este trabajo se supone que la provisión de bienes y servicios públicos en un municipio coincide con el nivel de provisión demandado por los ciudadanos. De esta manera, combinando en un modelo teórico el proceso de toma de decisiones de ayuntamientos y ciudadanos, resulta posible llevar a cabo una estimación de la función de gasto del sector público local sin necesidad de disponer de datos sobre el nivel de provisión [Borcheding y Deacon (1972)]. A partir de la función de gasto estimada, se pueden identificar los parámetros correspondientes a la función de costes [Downes y Pogue (1994)].

(2) De acuerdo con la Ley 27/2013 de Racionalización y Sostenibilidad de la Administración Local, son de prestación obligatoria los servicios de alumbrado público, cementerio, recogida de residuos, limpieza viaria, abastecimiento domiciliario de agua potable, alcantarillado, acceso a los núcleos de población y pavimentación de las vías públicas. Los municipios con más de 5.000 habitantes deben prestar, además, parques, bibliotecas públicas y tratamiento de residuos; los de más de 20.000 habitantes, protección civil, servicios sociales, prevención y extinción de incendios e instalaciones deportivas de uso público; y, finalmente, los de más de 50.000 habitantes, transporte público y protección del medio ambiente. Además, los municipios destinaban hasta este momento un elevado porcentaje de su presupuesto a la provisión de servicios no obligatorios, entre ellos servicios sociales y seguridad [Mas *et al.* (2011)].

En dicho modelo se supone que existen dos factores de producción, capital (K) y trabajo (L), cuya oferta es perfectamente elástica en cada municipio, y que la función de producción es idéntica entre municipios y de tipo Cobb-Douglas:

$$o_i = f(L_i, K_i) = aL_i^\alpha K_i^\beta \quad [1]$$

donde a es un parámetro que mide la tecnología; y α y β son los parámetros que determinan los rendimientos a escala en la producción³. Dados estos supuestos, se puede obtener la función de costes a partir de la resolución del problema de minimización de costes para cada municipio i :

$$\begin{aligned} & \text{Min } w_i L_i + r_i K_i \\ \text{s.a. } & o_i = f_i(L_i, K_i) \end{aligned} \quad [2]$$

donde w_i representa el salario o precio del factor trabajo, y r_i el precio del factor capital en cada municipio i . La resolución del problema de minimización de costes anterior permite obtener la siguiente función de costes:

$$C_i(w_i, o_i) = F \cdot w_i^{\beta/\alpha+\beta} \cdot r_i^{\alpha/\alpha+\beta} \cdot o_i^{1/\alpha+\beta} \quad [3]$$

donde F es una constante, y el resto de parámetros y variables ya han sido definidos. Esta función mide los costes mínimos necesarios para producir o_i unidades de output cuando los precios de los factores son w_i y r_i . Sin embargo, el interés no radica en medir los costes necesarios para producir o_i , sino para producir un determinado nivel de resultados o de calidad del servicio público (q_i). Por tanto, debe establecerse la relación mediante la cual el output producido (o_i) se transforma en un determinado nivel de resultados (q_i).

Además, cabe tener en cuenta que, dado un nivel de provisión de un bien o servicio público, sus resultados no dependerán solamente del grado de congestión del bien o servicio, sino también de una serie de factores demográficos, sociales y económicos del municipio que, además, quedan fuera del control de los gobiernos locales. Para tener en cuenta estos factores, en este trabajo se supone que la calidad del servicio o nivel de resultados (q_i) depende del nivel de output (o_i), de la población (N_i), que mide el número de usuarios de los bienes y servicios del municipio, y de un conjunto de factores de coste exógenos (z_i), entre los que se incluirían tanto factores demográficos, sociales, como económicos. Esta relación se puede expresar como:

$$q_i = \frac{o_i}{f(N_i) \cdot h(z_i)} \quad [4]$$

donde $f(\cdot)$ y $h(\cdot)$ representan dos funciones genéricas, que determinan cómo el output producido se transforma en un determinado nivel de resultados⁴. De este modo,

(3) Si $\alpha + \beta$ es igual a la unidad, los rendimientos son constantes a escala; si es inferior a la unidad, los rendimientos son decrecientes a escala; y si es superior a la unidad los rendimientos serán crecientes a escala.

(4) Véase Edwards (1990) para especificaciones alternativas.

la calidad del servicio aumenta si aumenta el output, y puede disminuir cuando aumenta la población o los factores exógenos del entorno (suponiendo $f' > 0$ y $h' > 0$, respectivamente). Aislado de la expresión [4] y sustituyendo en [3], se puede transformar la función de costes del nivel de provisión ($C_i(w_i, r_i, o_i)$) en una función de costes del nivel de resultados del servicio ($C_i(w_i, r_i, q_i, N_i, z_i)$):

$$C_i = F \cdot w_i^{\beta/\alpha+\beta} \cdot r_i^{\alpha/\alpha+\beta} \cdot [q_i \cdot f(N_i) \cdot h(z_i)]^{1/\alpha+\beta} \quad [5]$$

La estimación empírica de esta función de costes requiere disponer de datos sobre el nivel de provisión, q_i , y sobre el nivel de costes, C_i . Dada la dificultad de disponer de tales datos, se supone que el nivel de resultados de bienes y servicios que se va a proveer en cada municipio, q_i , viene determinado por la cantidad demandada por el votante representativo. La función de demanda del bien público por parte del consumidor representativo, que supondremos que es de tipo Cobb-Douglas, la podemos expresar como:

$$q_i^r = A \cdot p_i^\eta \cdot y_i^\delta \quad [6]$$

donde q_i^r representa la cantidad demandada de bien público por el ciudadano representativo en el municipio i , p_i^r representa el *tax-price* o precio del bien público, y_i^r representa su renta disponible, A es un parámetro que recoge las preferencias del individuo por el bien público, y η y δ representan la elasticidad precio y elasticidad renta, respectivamente. De la expresión [6] se desprende que el nivel de calidad o de resultados del servicio demandado por parte del votante representativo depende del precio del bien público en el municipio i , p_i , y de la renta disponible, y_i . De acuerdo con la literatura existente, el *tax-price* se puede calcular a partir del porcentaje de gasto (por unidad de servicio) que paga el consumidor representativo, o *tax-share* (t_i^r). Concretamente, en el modelo se supone que:

$$p_i^r = t_i^r \cdot (C_i / q_i^r) \quad [7]$$

Suponiendo que cada municipio provee la cantidad de servicio demandada por el ciudadano representativo, se puede obtener la función de gasto público local por habitante (g_i) sustituyendo la función de demanda q_i^r en la función de costes totales:

$$g_i = F' \cdot w_i^{(\beta+\eta)/(\alpha+\beta)} \cdot r_i^{(\alpha+\eta)/(\alpha+\beta)} \cdot t_i^{\eta/\alpha+\beta} \cdot y_i^{\delta/\alpha+\beta} [f(N_i) \cdot h(z_i)]^{(1+\eta)/(\alpha+\beta)} \quad [8]$$

Por lo tanto, el gasto por habitante en el que incurre un municipio i (g_i) vendría explicado, por un lado, por los *factores de coste*, que incluirían el precio de los factores de producción (w_i y r_i), la población del municipio (N_i) y una serie de variables socio-económicas (z_i); y, por otro lado, por los *factores de demanda*, que determinan el nivel de provisión demandado por los ciudadanos, y que incluyen el *tax-share* (t_i) y la renta disponible de los ciudadanos (y_i). Esta función de gasto municipal se puede estimar sin necesidad de disponer de datos sobre el nivel de provisión de bienes y servicios [Borcheding y Deacon (1972)] ni sobre el nivel de costes. No obstante, dada la dificultad de medir el precio del factor capital, éste no se incluye en el modelo em-

pórico, lo que equivale a suponer que éste es el mismo en todos los municipios como consecuencia de la movilidad perfecta de dicho factor. El precio del factor salario se mide a nivel provincial, lo que a nivel teórico equivaldría a suponer que la movilidad de trabajo es perfecta sólo entre los municipios de una misma provincia.

Finalmente, cabe tener en cuenta que los coeficientes de la ecuación de gasto no pueden interpretarse directamente como parámetros de la función de costes [Downes y Pogue (1994), Ladd y Yinger (1989)]. Con el fin de poder identificar los parámetros de la función de coste a partir de los parámetros estimados de la función de gasto, es necesario suponer que $\alpha + \beta$ es igual a la unidad. De esta manera, los parámetros de la función de costes correspondientes a los factores de coste se obtienen dividiendo los parámetros estimados de la función de gasto entre $(1 + \eta)$.

3. ANÁLISIS EMPÍRICO

3.1. Especificación econométrica

El tratamiento de datos municipales puede dar lugar a efectos espaciales, bien sea debido a la existencia de heterogeneidad espacial o a la presencia de patrones de dependencia o autocorrelación espacial. Por un lado, tal como se ha visto anteriormente, existen distintos argumentos teóricos que apuntan a una cierta dependencia espacial en el gasto realizado por los municipios. Esta dependencia espacial podría venir determinada por la presencia de externalidades en el gasto, ya sean de tipo *spillover*, que implican que el gasto realizado por parte de un municipio afecte positivamente a los ciudadanos de los municipios vecinos, afectando así a su nivel de gasto [Gordon (1983)]; o derivadas de la interacción espacial entre municipios por el proceso según el cual los ciudadanos de un municipio utilizan la información de los municipios vecinos para determinar su demanda de bienes y servicios de acuerdo con los impuestos que soportan [Salmon (1987)], obligando así a la autoridad local de su municipio a tomar sus decisiones de gasto en función de las decisiones de gasto adoptadas en las jurisdicciones vecinas [Revelli (2002)]. La consideración de estas cuestiones requiere incluir en el análisis el retardo espacial de la variable endógena.

Por otro lado, los gobiernos locales localizados en una misma área geográfica podrían verse afectados por los mismos shocks externos, o por las mismas políticas económicas de gobiernos de nivel superior, lo que también podría determinar la existencia de dependencia espacial en el término de error. Finalmente, factores exógenos al comportamiento de los propios municipios, como por ejemplo la existencia de límites jurisdiccionales definidos *ad-hoc*, así como la omisión de variables correlacionadas espacialmente también contribuirían a los esquemas de autocorrelación entre jurisdicciones vecinas. Por lo tanto, suponiendo que la función de gasto de los gobiernos locales es de tipo log-lineal, la ecuación a estimar viene dada por la siguiente expresión⁵:

(5) Nótese que la especificación del modelo de dependencia espacial correcto es fundamental para obtener estimaciones insesgadas y consistentes de los parámetros [Case *et al.* (1993)]. Por un lado, si no se tiene en cuenta la presencia del retardo espacial en la variable endógena, los parámetros estimados serán sesgados e inconsistentes, aun cuando el término de error no esté correlacionado

$$\ln g_{ik} = \alpha_{0k} + \alpha_{1n} f_n(\ln N_i) + \sum_l \alpha_{2lk} \ln z_{li} + \alpha_{3k} \ln w_i + \alpha_{4k} \ln t_i^r + \alpha_{5k} \ln y_i^r + \rho_k W_1 \ln g_{jk} + u_{ik} \quad [9]$$

donde g_{ik} representa el gasto por habitante realizado por el municipio i en la función de gasto k ; α_{jk} representa los coeficientes de los distintos factores de la función de gasto⁶, concretamente, los *factores de coste*, que incluyen la función de la variable población residente en el municipio i , $f_n(\ln N_i)$, que supondremos que es una *función lineal por tramos* (n representa el tramo); los factores de coste exógenos incluidos en z_i , que incluyen variables demográficas, sociales y económicas; y el salario medio provincial, w_i . Y los *factores de demanda*, que incluyen el *tax-share*, t_i^r , y la *renta* del ciudadano representativo, y_i^r . Finalmente, W_1 representa la matriz de pesos utilizada para calcular el retardo espacial de la variable endógena, ρ_k es el parámetro asociado a esa dependencia espacial; y u_{ik} representa el término de error, espacialmente autocorrelacionado ($u = \lambda W_2 u + \varepsilon$; $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 V)$)⁷.

3.2. Función lineal por tramos

Tradicionalmente la relación funcional entre la variable población y el gasto público local y, por ende, el grado de publicidad de los bienes y servicios públicos locales, se ha modelizado bajo determinados supuestos⁸. No obstante, dado que no se conoce exactamente la forma funcional que relaciona a ambas variables, en el presente trabajo se ha optado por una aproximación mucho más flexible, consistente en dejar que sean los propios datos los que la determinen. Mediante la técnica de *regresión lineal por tramos*, la relación entre la población y el gasto por habitante se estima como una serie de segmentos lineales conectados (véase gráfico 1).

Los coeficientes estimados, β_1 a β_4 en el gráfico, indicarán la pendiente de cada segmento. Si su signo es negativo, indica que el nivel de gasto por habitante disminuye a medida que aumenta la población, de manera que se puede interpretar como muestra de que existen economías de escala en la provisión, mientras que lo contrario ocurre si su signo es positivo. Con una muestra suficientemente grande, esta técnica permite una aproximación a la verdadera relación funcional [Ladd (1992)].

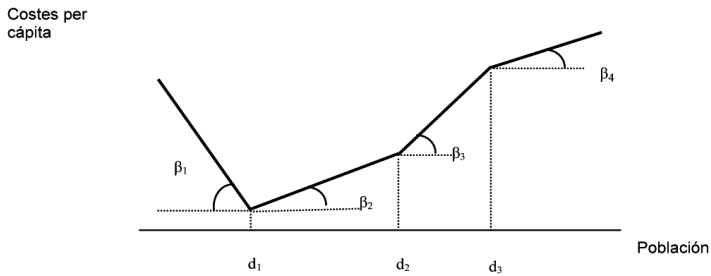
espacialmente. Por otro lado, si se ignora la dependencia en el término de error los parámetros estimados no estarán sesgados, pero sí serán ineficientes, de manera que la inferencia basada en los contrastes de significación estará sesgada.

(6) Al estar la ecuación expresada en logaritmos, los coeficientes de cada variable se interpretarán en términos de elasticidades.

(7) El criterio utilizado para la definición de las matrices de ponderación espacial es el de contigüidad, basado en los triángulos de Delaunay, dado que se considera que las interdependencias se producen entre las jurisdicciones más próximas. Según este criterio, se definen triángulos a partir de los centroides de cada unidad espacial o jurisdicción, de manera que $w_{ij} = 1$ si los municipios i y j están conectados mediante un borde del triángulo, y $w_{ij} = 0$ en caso contrario. Asimismo, esta matriz ha sido estandarizada. Como análisis de robustez, se han considerado dos matrices de dependencia espacial alternativas, basada en los criterios de contigüidad de primer y segundo orden, obteniéndose resultados muy similares.

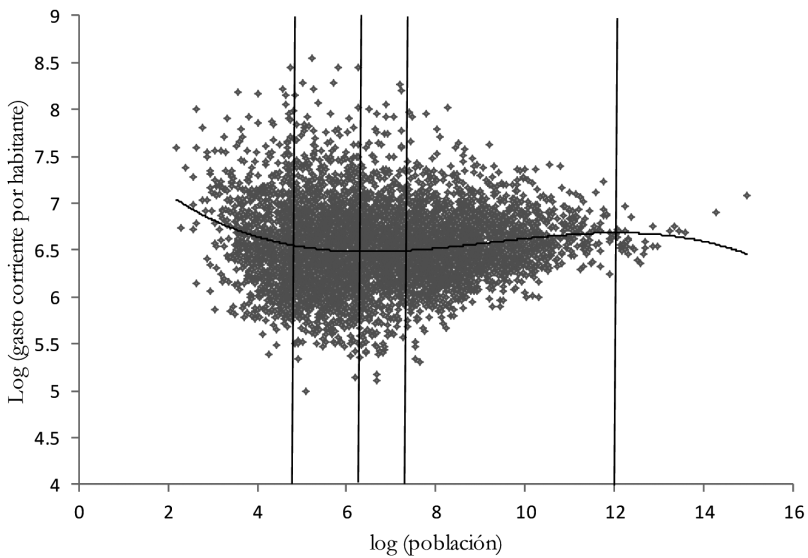
(8) Así, por ejemplo, en Borcheding y Deacon (1972) se asume una función de tipo $f(N) = N^\alpha$, donde $\alpha = 1$ indica que el bien es privado y $\alpha = 0$ que se trata de un bien público puro.

Gráfico 1: FUNCIÓN LINEAL POR TRAMOS



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 2: GASTO CORRIENTE POR HABITANTE Y POBLACIÓN



Fuente: Elaboración propia.

Para determinar la longitud de cada segmento, esto es, los puntos d_1 a d_3 en el gráfico 1, se parte del gráfico que relaciona la población y el gasto corriente local por habitante, ambas variables expresadas en logaritmos. Tal como puede observarse en el gráfico 2, existe una clara relación no lineal entre ambas variables (gráfico 2). A partir de este gráfico se puede determinar la longitud de cada segmento de población a partir de los puntos donde cambia la pendiente de la curva de ajuste (se-

ñalados por las líneas verticales). En base a este criterio, inicialmente se divide la variable población en cinco tramos: menos de 100 habitantes, entre 100 y 500 habitantes, entre 500 y 1.000 habitantes, entre 1.000 y 75.000 habitantes, y más de 75.000 habitantes. En segundo lugar, se ha subdividido el intervalo correspondiente a los municipios de entre 1.000 y 75.000 habitantes, atendiendo a los tramos de población que determinan el nivel competencial de los municipios según la Ley Reguladora de las Bases del Régimen Local de 1985, obteniendo cuatro tramos adicionales (entre 1.000 y 5.000 habitantes, entre 5.000 y 20.000 habitantes, entre 20.000 y 50.000 habitantes, entre 50.000 y 75.000 habitantes).

3.3. Variables y fuentes de datos

Los datos utilizados para definir el gasto público municipal han sido obtenidos de las Liquidaciones del Presupuesto de los Entes Locales del Ministerio de Hacienda y Administraciones Públicas, correspondientes a los ejercicios 2007 y 2008. Para definir el gasto corriente total y por funciones se ha calculado la media correspondiente a estos dos ejercicios para evitar que, por ejemplo, un gasto excepcional muy elevado en algún municipio en un año determinado afecte a los resultados obtenidos. Así pues, la muestra se compone de 6.159 municipios de los 7.589 municipios de Régimen Común, cifra que se traduce en el 81,2% del total de municipios.

La medida de gasto utilizada corresponde al gasto corriente por habitante (capítulos I a IV de la clasificación económica). Las funciones de gasto concretas para las cuales también se analiza la presencia de economías de escala y el nivel óptimo de provisión son *servicios generales*, *seguridad*, *promoción social*, *limpieza*, y *aguas*⁹. A pesar de ser competencias con un marcado carácter local, y con un peso elevado en los presupuestos municipales, hay que tener en cuenta que ni la seguridad ni la promoción social son competencias obligatorias para todos los municipios [Mas *et al.* (2011)].

En relación a los *factores de coste*, las variables demográficas incluyen el peso que representan distintos grupos de población, considerados usuarios potenciales con necesidades especiales [Solé-Ollé (2001)]; concretamente, la población menor de 5 años (*% pobl(< 5)*), población entre 5 y 19 años (*% pobl(5-19)*), y la población mayor de 65 años (*% pobl(> 65)*), todas ellas expresadas en porcentaje sobre la población total de cada municipio; y el porcentaje de residentes inmigrantes (*% inmigrantes*), que aproximan tanto el número de residentes con necesidades especiales [Ladd y Yinger (1989)] como las condiciones adversas que pueden afectar al nivel de provisión necesario para mantener un determinado nivel de resultados del servicio.

(9) *Servicios generales* incluye los grupos de función 0 (deuda pública), 1 (servicios de carácter general), el capítulo 1 de la función 3.1 (de seguridad y protección social) donde se incluyen los gastos de seguridad social de los ayuntamientos; y la función 6.1 (regulación económica) donde los ayuntamientos incluyen los gastos de recaudación de impuestos; *seguridad* incluye el gasto correspondiente al grupo de función 2, de protección civil y seguridad ciudadana; *promoción social* incluye el gasto correspondiente a la función 3.1 (exceptuando el capítulo 1), que comprende los servicios sociales de base realizados por el ayuntamiento, y el gasto correspondiente a la función 3.2., de promoción social; *limpieza* incluye la subfunción 4.4.2 de recogida de basuras y limpieza viaria; y, finalmente, *aguas* incluye las subfunciones 4.4.1 de saneamiento, abastecimiento y distribución de aguas, y 5.1.2 de recursos hidráulicos. Estas funciones representan un 29,5%, 10,5%, 6,8%, 9,1% y 2,3% del gasto corriente total, respectivamente.

Entre los *factores de coste* también se incluyen variables que recogen las pautas de localización de la población en el territorio, concretamente, la dispersión urbana o superficie construida por habitante (*supcons_hab*), el número de núcleos del municipio (*núcleos*) y el porcentaje de población diseminada (*% diseminada*), que permiten aproximar la dimensión espacial de la distribución de la población [Carrruthers y Ulfarsson (2003), Hortas-Rico y Solé-Ollé (2010)]; una serie de variables que recogen el posible efecto sobre el gasto de los usuarios no residentes de cada municipio, esto es, la variable *ciudad principal* (definida como una variable dicotómica que toma valor 1 si el municipio es ciudad principal y 0 en caso contrario), la variable *área metropolitana* (definida de tal manera que para los municipios que pertenecen a un área metropolitana según los criterios establecidos en Boix *et al.* (2012) toma como valor el ratio entre la población del área y la población del municipio, (*pobl. área* – *pobl. municipio*) / *pobl. municipio*), y para el resto de municipios toma valor 0) y la variable *turístico* (definida como una variable dicotómica que toma valor 1 si el municipio es turístico, y 0 en otro caso, según la definición presente en la Encuesta de Ocupación Hotelera del Instituto Nacional de Estadística).

Otras variables incluidas en el modelo para medir los factores de coste son una serie de variables dicotómicas que indican si el municipio en cuestión tiene o no mancomunada la prestación de determinados bienes o servicios públicos (*mancomunado*); el *nivel competencial* del municipio, en base a la regulación establecida en la Ley 7/1985 Reguladora de las Bases de Régimen Local¹⁰, vigente en el período analizado; y la *comunidad autónoma* a la que pertenece el municipio. El *salario* se ha calculado como el ratio entre la remuneración percibida por los asalariados y el número de asalariados en el sector servicios a nivel provincial. Si bien estos datos hacen referencia al sector privado, cuanto mayor sea el salario en este sector mayor será el salario que el sector público deba pagar para incentivar a los trabajadores a trabajar en él [Ladd (1992)].

En relación a los *factores de demanda*, el *tax-share* mide la participación impositiva del ciudadano representativo, y se define como el cociente entre la factura impositiva del ciudadano con una renta media y los ingresos impositivos de cada municipio. En la factura impositiva de este residente medio se incluyen los dos impuestos municipales más importantes en España: el impuesto sobre bienes inmuebles (IBI) y el impuesto de vehículos (IVTM)¹¹. Se calcula, por un lado, la recaudación del impuesto de bienes inmuebles por unidad urbana y se multiplica por el número medio de unidades urbanas residenciales per cápita de la muestra; por otro lado, se calcula

(10) La ley establece una serie de servicios que deben ser prestados de forma obligatoria por todos los municipios. Asimismo, determinados servicios son de prestación obligatoria según si la población del municipio es superior a 5.000, 20.000 ó 50.000 habitantes. Por tanto, se considera que el gasto local per cápita será mayor en los municipios con más competencias asumidas. Para tener en cuenta este efecto, y evitar que la variable población recoja tanto el efecto sobre el coste como el efecto sobre las diferencias en el nivel competencial, se introducen en el modelo tres variables ficticias que recogen los diferentes niveles competenciales, tomando valor 1 si la población del municipio es superior a 5.000, 20.000 y 50.000 habitantes, respectivamente.

(11) El principal inconveniente en el cálculo de la factura impositiva del residente medio en cada municipio es que, mientras en algunos municipios la tasa por recogida de basuras está integrada dentro del IBI, en otros municipios no.

la recaudación del impuesto sobre vehículos por vehículo y se multiplica por el número medio de vehículos per cápita de la muestra. Finalmente, la suma de ambas recaudaciones medias per cápita se divide entre los ingresos impositivos per cápita del municipio. Se espera que el coeficiente que acompaña a esta variable sea negativo, dado que cuanto mayor sea la factura impositiva a pagar por el residente con una renta media menor será su demanda de bienes y servicios públicos y, por lo tanto, menor será también el nivel de gasto del municipio.

La renta disponible del ciudadano representativo incluye la *renta media* por habitante de cada municipio; las *transferencias por habitante* que recibe cada municipio (corrientes y de capital); y el nivel de ingresos por habitante que obtiene el municipio en concepto de *tasas*. En general, el impacto esperado de estas variables es positivo, en tanto que cuanto mayor sea la renta del ciudadano representativo mayor será la cantidad demandada de bienes y servicios, y mayor será el nivel de gasto.

Los datos para calcular las variables explicativas han sido obtenidos principalmente de tres fuentes estadísticas: Dirección General del Catastro (Catastro Inmobiliario Urbano. Estadísticas Básicas por Municipios, y Estadísticas de Parcelas Urbanas), Instituto Nacional de Estadística (Padrón Municipal, Censo de Población y Viviendas 2001, Nomenclátor y Encuesta de Ocupación Hotelera) y Ministerio de Economía y Hacienda (Liquidación de Presupuestos de las Entidades Locales). Todos los datos hacen referencia al año 2007. Los estadísticos descriptivos de todas las variables incluidas en el modelo se presentan en el cuadro A.1 del Anexo.

4. RESULTADOS

4.1. *Análisis de la dependencia espacial*

Siguiendo la estrategia propuesta por Florax y Folmer (1992) y Elhorst (2010) se estima, en primer lugar, la función de gasto (9) por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) sin tener en cuenta los retardos espaciales de la variable endógena y del término de error. A partir de los resultados obtenidos en dicha estimación, que se presentan en la columna (1) del cuadro 2, se calculan diversos estadísticos espaciales que permiten contrastar qué tipo de estructura espacial es la más adecuada para nuestro análisis¹². En el cuadro 1 se muestran los resultados del test de la I de Moran, que permite contrastar la hipótesis nula de no autocorrelación espacial residual, y de los Multiplicadores de Lagrange (LM), que son los más comúnmente utilizados para determinar el tipo de dependencia espacial existente [Anselin (1988), Anselin *et al.* (1996)].

(12) La estrategia aquí planteada (que parte de un modelo específico, sin efectos espaciales, hacia uno más general, donde se modelizan las distintas fuentes de dependencia espacial) es una de las alternativas posibles para el análisis de la dependencia espacial. Otra alternativa [LeSage y Pace (2009)] consistiría en partir del modelo más general posible (aquel que incluye el retardo espacial de la variable dependiente, del término de error y de las variables explicativas) e ir testando restricciones sobre los distintos modelos anidados hasta obtener el modelo final [para más detalles, véase Elhorst (2010)]. Dada la falta de consenso acerca del procedimiento a seguir [Halleck y Elhorst (2013)], la teoría y el contexto específico para la aplicación empírica han guiado la estrategia para la selección del modelo. No obstante, la segunda aproximación también ha sido estudiada, dando lugar a conclusiones similares.

Tal como se puede observar, tanto la I de Moran de los residuos de la estimación por MCO como los contrastes LM-ERR y LM-LAG, rechazan las respectivas hipótesis nulas de ausencia de dependencia espacial. Además, se observa cómo el valor del contraste LM-LAG es mayor que el LM-ERR, lo que sugiere que debería reespecificarse el modelo incluyendo un retardo espacial de la variable dependiente [Florax y Folmer (1992)]. No obstante, también se rechaza la hipótesis nula de ausencia de dependencia espacial en la variable dependiente y en el término de error, de manera que no se descarta la posibilidad de un modelo que incluya ambos tipos de dependencia espacial para explicar el gasto corriente por habitante de los municipios.

Un simple análisis de normalidad del término de error de la estimación por MCO (test Keifer-Salmon) permite concluir que su distribución presenta un exceso de kurtosis, invalidando la hipótesis de normalidad. Asimismo, el contraste de Koenker-Bassett realizado indica la existencia de heteroscedasticidad, derivada de la utilización de datos de unidades espaciales muy distintas entre sí¹³. Dado el resultado obtenido en ambos contrastes, la estimación de la función de gasto se llevará a cabo mediante la aplicación de la aproximación de Geweke (1993) a los métodos bayesianos, propuesta por LeSage y Pace (2009) en presencia de heteroscedasticidad y un término de error leptokúrtico.

Cuadro 1: CONTRASTES DE DEPENDENCIA ESPACIAL

Test	Estadístico	Prob
I-Moran	26,06	(0,000)
LM-ERR	646,72	(0,000)
LM-ERR (robust)	19,58	(0,000)
LM-LAG	759,71	(0,000)
LM-LAG (robust)	132,57	(0,000)
LM-ERR-LAG	779,29	(0,000)

Notas: estadísticos obtenidos a partir de la estimación de la ecuación [9] por Mínimos Cuadrados Ordinarios. La hipótesis nula del test LM-ERR es ausencia de dependencia espacial en el término de error del modelo, la hipótesis nula del test LM-LAG es ausencia de dependencia espacial en la variable dependiente del modelo y la hipótesis nula del test LM-ERR-LAG es ausencia de dependencia espacial en la variable dependiente y en el término de error.

Fuente: Elaboración propia.

4.2. Estimación de la función de gasto corriente total

4.2.1. Parámetros estimados del modelo

Los resultados obtenidos en la estimación de la función de gasto corriente por habitante se muestran en el cuadro 2. En columna (1), como ya se ha comentado, se

(13) Esta heterogeneidad espacial queda reflejada en la modelización del término de error en la expresión [9], cuya matriz $V = \text{diag}(v_1, \dots, v_n)$ presenta una varianza que no será constante.

Cuadro 2: ESTIMACIÓN BAYESIANA DE LA FUNCIÓN DE GASTO CORRIENTE E IMPACTO SOBRE LOS COSTES DE PROVISIÓN DE LOS SERVICIOS PÚBLICOS

	Función de gasto (MCO)		Función de gasto (Retardo espacial + error espacial)		Impacto sobre el coste
		Coef. Estimados	Efectos directos medios	Efectos indirectos medios	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(i) Variables de coste:					
Población:					
Pob. 0-100 hab.	-0,226*** (0,023)	-0,216*** (0,081)	-0,220*** (0,081)	-0,085*** (0,081)	-0,228*** (0,092)
Pob. 101-500 hab.	-0,100*** (0,014)	-0,073* (0,046)	-0,074* (0,046)	-0,028* (0,046)	-0,078* (0,050)
Pob. 501-1.000 hab.	-0,099*** (0,025)	-0,090 (0,077)	-0,094 (0,077)	-0,036 (0,077)	-0,097 (0,084)
Pob. 1.001-5.000 hab.	-0,052*** (0,016)	-0,030 (0,051)	-0,030 (0,051)	-0,011 (0,051)	-0,033 (0,054)
Pob. 5.001-20.000 hab.	-0,014 (0,026)	-0,014 (0,077)	-0,016 (0,077)	-0,006 (0,077)	-0,017 (0,083)
Pob. 20.001-50.000 hab.	-0,035 (0,079)	0,029 (0,215)	0,022 (0,215)	0,009 (0,215)	0,025 (0,226)
Pob. 50.001-75.000 hab.	-0,377 (0,256)	-0,296 (0,704)	-0,285 (0,704)	-0,110 (0,704)	-0,329 (0,744)
Pob. >75.000 hab.	-0,063 (0,044)	-0,060 (0,123)	-0,061 (0,123)	-0,024 (0,123)	-0,065 (0,132)
Estructura poblacional:					
Población 0-5a	0,002* (0,001)	0,001 (0,004)	0,001 (0,004)	0,000 (0,004)	0,001 (0,004)
Población 5-19a	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,007)	-0,002 (0,007)	-0,001 (0,007)	-0,003 (0,007)
Población >65a	-0,029*** (0,009)	-0,031 (0,038)	-0,030 (0,038)	-0,012 (0,038)	-0,033 (0,042)
Población Inmigrante	0,002** (0,001)	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	0,001 (0,003)	0,002 (0,003)
Pautas localización:					
Superficie por hab.	0,098*** (0,007)	0,088*** (0,022)	0,089*** (0,022)	0,034*** (0,022)	0,092*** (0,021)
Pob. Disem.	-0,000 (0,001)	-0,000 (0,002)	-0,000 (0,002)	-0,000 (0,002)	-0,000 (0,002)
Núcleos	0,008* (0,004)	0,004 (0,014)	0,004 (0,014)	0,001 (0,014)	0,004 (0,015)

Cuadro 2: ESTIMACIÓN BAYESIANA DE LA FUNCIÓN DE GASTO CORRIENTE E IMPACTO SOBRE LOS COSTES DE PROVISIÓN DE LOS SERVICIOS PÚBLICOS (continuación)

	Función de gasto (MCO)		Función de gasto (Retardo espacial + error espacial)		Impacto sobre el coste
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Externalidades:					
Ciudad principal	0,059	0,065	0,063	0,025	0,063
Área urbana	0,037	0,011	0,013	0,005	0,007
Área urbana pond.	-0,003	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
Otras variables:					
Salario	0,189***	0,059	0,057	0,021	0,053
Turístico	0,114***	0,064***	0,065*	0,025*	0,066***
Mancomunado	-0,001	0,005	0,005	0,002	0,004
(ii) Variables de demanda:					
<i>Tax-share</i>	-0,053***	-0,049**	-0,050*	-0,019*	—
Renta	0,297***	0,223***	0,227***	0,087***	—
Transfer. corr.	0,236***	0,306***	0,310***	0,120***	—
Transfer. cap.	0,002***	0,003*	0,003	0,001	—
Tasas	0,116***	0,136***	0,139***	0,053***	—
(iii) Dependencia espacial:					
rho	—	0,287***	—	—	—
lambda	—	0,063**	—	—	—
Observaciones	6.159	6.159	—	—	—
R ²	0,449	0,562	—	—	—

Notas: (i) los tres modelos estimados incluyen término constante, variables dicotómicas de competencias y de Comunidad Autónoma; (ii) estimaciones bayesianas (columnas 2 a 4) mediante simulación de Monte Carlo de cadenas de Markov (7.000 iteraciones, y omitiendo las 100 primeras); los test de convergencia realizados muestran convergencia de los parámetros estimados; (iv) ***, ** y * denotan significación estadística al 99, 95 y 90 por ciento, respectivamente; (v) no puede obtenerse el error estándar para los efectos directos e indirectos medios; no obstante, la estimación bayesiana permite obtener la distribución posterior con el intervalo de confianza; (vi) identificación del impacto sobre el coste a partir de los coeficientes estimados de la Columna (2); (vii) los errores estándar del impacto sobre el coste (entre paréntesis) se han calculado mediante *bootstrap* paramétrico y 5.000 réplicas.

Fuente: Elaboración propia.

presentan los resultados correspondientes a la estimación de la función de gasto por MCO. En la columna (2) se presentan los resultados correspondientes a la estimación por métodos bayesianos del modelo que incluye tanto la variable dependiente retardada como la autocorrelación espacial del error, el modelo más adecuado según el análisis realizado en el apartado anterior. Tal como se puede observar, los parámetros que recogen la dependencia espacial son positivos y estadísticamente significativos, confirmando así que la especificación más adecuada para modelizar la dependencia espacial en el gasto corriente por habitante es la que viene dada por la expresión [9], que se corresponde con el modelo denominado Kelejian-Prucha [Elhorst (2010)] o SAC [LeSage y Pace (2009)].

Este resultado permite formular dos conclusiones. Por un lado, existe correlación espacial en el gasto público local (variable dependiente), indicando que el gasto realizado por un municipio está afectado positivamente por el gasto realizado en municipios vecinos. En concreto, un incremento de un 1% en el gasto corriente por habitante de los municipios vecinos incrementa el gasto corriente por habitante del municipio en un 0,29%. Este resultado está en línea con los resultados obtenidos en trabajos previos [véase, por ejemplo, Foucault *et al.* (2008), para el caso francés o Bastida *et al.* (2013), para el caso español]. Por otro lado, la existencia de límites jurisdiccionales definidos *ad-hoc* así como la omisión de variables correlacionadas espacialmente (por ejemplo, gobiernos locales que se encuentren localizados en una misma área geográfica podrían verse afectados por los mismos shocks externos, o por las mismas políticas económicas de gobiernos de nivel superior) explicarían la dependencia espacial encontrada en el término de error. No obstante, cabe destacar que la magnitud del coeficiente de la dependencia espacial en el término de error es muy inferior a la del coeficiente del retardo espacial del gasto por habitante, siendo el gasto por habitante realizado en municipios vecinos un factor explicativo mucho más relevante del gasto realizado por un municipio.

Respecto a los coeficientes estimados de las variables del modelo, se observa cómo la magnitud de los mismos es muy similar en el modelo estimado por MCO (columna 1) y en el modelo que incluye la dependencia espacial (columna 2). No obstante, la mayoría de coeficientes asociados a los factores de coste dejan de ser significativos en la columna (2). Este resultado se debe a que la no consideración de la dependencia espacial provoca que la inferencia basada en los test de significación esté sesgada, lo que llevaría a conclusiones erróneas sobre la significación de los parámetros. Así, entre las variables de coste solamente conservan su significación estadística determinados tramos de la función lineal por tramos de la variable población; la variable de superficie por habitante, que mide la dispersión urbana del municipio; y la variable dicotómica que indica si el municipio es turístico o no. Concretamente, se observa cómo el gasto por habitante disminuye a medida que aumenta la población hasta alcanzar los 500 habitantes, punto a partir del cual el parámetro de la población deja de ser significativo. En cuanto a la dispersión urbana, se observa cómo un aumento de la misma lleva a un aumento en el gasto público local por habitante, tal como cabía esperar. Finalmente, el hecho de ser municipio turístico también tiene un efecto positivo sobre el gasto por habitante.

Las variables de demanda, en cambio, sí que mantienen su significación estadística. Así se observa cómo el gasto corriente por habitante de un municipio me-

dio es mayor cuanto más rico sea el municipio, más transferencias corrientes reciba y, lógicamente, más recaude en concepto de tasas por la prestación de determinados bienes y servicios¹⁴. El coeficiente que recoge la participación del residente medio en la financiación de los servicios públicos (es decir, la factura impositiva que paga el residente representativo en concepto de IBI e IVTM), es de -0,05, similar al obtenido en otros estudios [Downes y Pogue (1994)]. Esto indica que cuanto mayor sea la factura impositiva que debe pagar el consumidor, o más impuestos deba pagar, menor será su demanda de bienes y servicios públicos y, por tanto, menor será también el nivel de gasto del municipio.

4.2.2. Efectos directos e indirectos

En los modelos no espaciales (e.g. MCO), el efecto directo de una variable explicativa sobre la variable dependiente se define por su derivada parcial y se identifica a través de los parámetros estimados del modelo de regresión. Lo mismo ocurre si el modelo se aumenta con la inclusión de la dependencia espacial en el término de error. No obstante, en los modelos con retardo espacial, la información sobre el impacto de un cambio en una variable explicativa sobre la variable dependiente no viene recogida únicamente por los parámetros estimados del modelo. Esto es así porque, en este contexto, si la variable explicativa de una determinada unidad espacial cambia, cambiará no sólo la variable dependiente en esa unidad espacial sino también en las unidades espaciales vecinas¹⁵. El primer efecto se corresponde con el denominado efecto directo, mientras que el segundo se denomina efecto indirecto. Estos efectos se presentan en las columnas (3) y (4) del cuadro 2. Tal como puede observarse, en este caso, los efectos directos medios no difieren sustancialmente de los parámetros estimados del modelo. Las diferencias observadas entre los coeficientes se deben a los denominados efectos de retroalimentación de los impactos entre jurisdicciones vecinas pero, dada su reducida magnitud, puede interpretarse como una escasa relevancia de estos efectos de retroalimentación. Los efectos indirectos medios, que pueden identificarse como efectos secundarios de arrastre o desbordamiento espacial, son, por tanto, de reducida magnitud, si bien estadísticamente significativos en el caso de la dispersión urbana, la condición de municipio turístico y para las variables de demanda.

4.3. Estimación de la función de costes corrientes totales

Tal como se ha explicado en el apartado 2 (Modelo teórico), los coeficientes obtenidos a partir de la estimación directa de la función de gasto municipal, presentados en el apartado anterior, no pueden ser directamente interpretados como los parámetros de la función de coste. Para obtener los parámetros de la función de coste

(14) Si comparamos el efecto producido sobre el gasto por las transferencias recibidas con el efecto producido por la renta de los ciudadanos, se observa cómo el impacto sobre la demanda de bienes públicos de un aumento en una unidad de subvención es superior al de una unidad de renta, evidenciando así el problema asociado a la ilusión fiscal [Turnbull (1998)]. Además, diversos estudios muestran que las transferencias no sólo incrementan el gasto sino también la ineficiencia productiva asociada al mismo [véase, por ejemplo, Arcelus *et al.* (2013), Bosch *et al.* (2012), o Balaguer *et al.* (2007)].

(15) Para una explicación más detallada, véase LeSage y Pace (2009) y Elhorst (2010).

es necesario dividir los parámetros de la función de gasto entre uno más el coeficiente estimado de la variable *tax-share*. Los resultados se muestran en la columna (5) del cuadro 2. Nótese que, dada la reducida magnitud del coeficiente del *tax-share*, el impacto sobre el coste de provisión de los servicios públicos locales no difiere sustancialmente de su impacto sobre el gasto.

Tal como muestran los parámetros correspondientes a la función lineal por tramos de la variable población, el coste por habitante de la provisión de bienes y servicios disminuye a medida que aumenta la población hasta llegar a los 500 habitantes, punto a partir del cual se estabiliza. La disminución más brusca en el coste unitario se produce entre los 0 y 100 habitantes, cuando un incremento de un 1% en la población municipal reduciría los costes de provisión de los servicios públicos en torno a un 0,23%. Para municipios cuya población se encuentra entre los 100 y los 500 habitantes, la disminución del coste asociada a un incremento de un 1% en la población sería del 0,08%. Esta disminución en el coste por habitante asociado a un aumento de población en municipios pequeños se debe, probablemente, a la existencia de costes fijos.

En cuanto a la dispersión urbana del municipio, medida como la inversa de la densidad de población (*superficie por habitante*), se observa cómo mantiene su significación estadística, corroborando los resultados obtenidos en trabajos previos [Hortas-Rico y Solé-Ollé (2010)]. Así, un incremento de un 1% en la dispersión urbana del municipio se traduce en un impacto medio sobre los costes de provisión de bienes y servicios públicos de un 0,09%. Es decir, el coste de proveer bienes y servicios es menor si la población se encuentra más concentrada que si se encuentra más dispersa en el territorio, corroborando la presencia de economías de aglomeración. Destaca también el papel que juega en la determinación del coste la condición de municipio turístico. Así, los municipios catalogados como turísticos soportan un coste por habitante un 6,6% mayor que los no turísticos¹⁶.

4.4. Estimación de la función de costes por funciones

Los resultados obtenidos en el apartado anterior muestran cómo el coste de provisión de los bienes y servicios públicos municipales en su conjunto disminuye hasta alcanzar los 500 habitantes, punto a partir del cual se mantiene constante. No obstante, esta pauta de comportamiento de los costes es muy distinta en función del tipo de servicio que se esté analizando. Este hecho se pone de relieve en el cuadro 3, donde se presenta el coeficiente estimado de la función lineal por tramos correspondiente a la función de costes para cada una de las áreas de gasto definidas anteriormente, así como el coeficiente correspondiente a la variable que indica si el municipio tiene mancomunado el servicio en cuestión¹⁷.

(16) Nótese que, para las variable dicotómicas, pasar de categoría 0 a categoría 1 (lo que, en el caso de este estudio implica pasar de ser municipio no turístico a ser turístico) se traduce en un impacto sobre la variable dependiente del 100%.

(17) Los resultados detallados para las variables de control están disponibles bajo petición a los autores. El detalle de los efectos directos e indirectos medios se presenta en el Anexo A.2. Nótese que dichos efectos no están presentes en las estimaciones para las funciones de limpieza y agua, puesto que los modelos seleccionados no incluyen el retardo de la variable dependiente y, en consecuencia, pueden interpretarse directamente los coeficientes estimados obtenidos.

Tal como puede observarse, en el caso de los *servicios generales*, que incluyen el gasto correspondiente a los órganos de gobierno y la administración general del municipio, el coste de provisión disminuye a medida que aumenta la población hasta los 20.000 habitantes. Es decir, en los municipios de menos de 20.000 habitantes, un aumento del nivel de población al que se provee este tipo de servicio implicaría una reducción significativa en el coste de provisión. Este resultado pone de relieve que buena parte de los costes asociados a servicios generales de los ayuntamientos serían fijos, en tanto que no dependen del nivel de población del municipio.

En relación a los servicios de *seguridad*, se observa cómo el coste por habitante disminuye entre los 100 y los 500 habitantes, si bien a partir de este punto aumenta de manera muy significativa hasta los 5.000 habitantes, punto a partir del cual se mantiene constante. Este resultado parece lógico si se tiene en cuenta que en los municipios más pequeños el gasto en seguridad suele limitarse al gasto en el alguacil del municipio, mientras que a partir de un cierto nivel de población, que de acuerdo con los resultados obtenidos serían los 500 habitantes, serían necesarios gastos adicionales para mantener la seguridad en el municipio.

En relación al resto de funciones de gasto, el coste se va incrementando al aumentar la población del municipio, hasta alcanzar un nivel de población a partir del cual se mantiene estable. Concretamente, en *servicios sociales y de promoción social*, intensivos en factor trabajo, el coste por habitante aumenta al aumentar la población para municipios entre 0 y 5.000 habitantes; en el servicio de *limpieza* (que incluye recogida de basuras y limpieza viaria), el coste por habitante iría aumentando hasta llegar a los 20.000 habitantes, si bien se observa cómo la mancomunación de este tipo de servicio iría asociada a un menor coste por habitante; finalmente, en el servicio de abastecimiento, saneamiento y distribución de *aguas*, el coste por habitante iría aumentando entre los 100 y los 5.000 habitantes, a la vez que su mancomunación implicaría un aumento de costes.

A la hora de interpretar estos resultados es necesario tener en cuenta que en este estudio se están solamente analizando los costes corrientes o de explotación. Por lo tanto, los ahorros de costes que puedan ir asociados a los gastos de mantenimiento o inversión en instalaciones y maquinaria no quedarían recogidos en el análisis. Así, si bien de acuerdo con la evidencia empírica existente cabría esperar que existan ahorros en los costes totales cuando se mancomuna el servicio de aguas en determinados territorios [Arcelus *et al.* (2013)], ello no implica que deban existir ahorros de costes corrientes o de explotación. Por un lado, la mancomunación del servicio podría ir asociada a mayores costes de coordinación, tal como parece que ha sucedido en Francia [IEB (2011)]; o, por otro lado, el mayor coste observado asociado a la mancomunación del servicio podría mostrar variaciones en la calidad del servicio, como por ejemplo el tratamiento de aguas residuales, que sería un servicio no obligatorio [Mas *et al.* (2011)].

Cuadro 3: IMPACTO SOBRE EL COSTE DE PROVISIÓN DE BIENES Y SERVICIOS PÚBLICOS POR FUNCIONES

Variables	Servicios Generales	Seguridad	Promoción Social	Limpieza	Aguas
Población:					
Pob. 0-100 hab.	-0,292*** (0,091)	-0,154 (0,258)	3,853*** (0,612)	1,254** (0,380)	0,705 (0,587)
Pob. 101-500 hab.	-0,136*** (0,049)	-0,251* (0,163)	2,648*** (0,338)	1,343*** (0,076)	0,497* (0,338)
Pob. 501-1.000 hab.	-0,190** (0,086)	0,597*** (0,361)	1,695*** (0,503)	0,895*** (0,439)	1,657*** (0,581)
Pob. 1.001-5.000 hab.	-0,260*** (0,058)	14,941*** (0,240)	0,527** (0,321)	1,515*** (0,050)	0,905*** (0,369)
Pob. 5.001-20.000 hab.	-0,149** (0,083)	0,339 (0,284)	0,446 (0,451)	1,910*** (0,158)	0,289 (0,589)
Pob. 20.001-50.000 hab.	-0,205 (0,246)	0,362 (0,811)	-0,040 (1,233)	0,857 (1,469)	-1,772 (1,774)
Pob. 50.001-75.000 hab.	-0,477 (0,780)	-0,792 (2,598)	-0,434 (4,049)	2,345 (4,808)	-5,921 (6,641)
Pob. >75.000 hab.	-0,171 (0,139)	-0,267 (0,458)	-0,695 (0,707)	-0,506 (1,245)	-1,095 (1,217)
Mancomunado:	-0,032 (0,062)	0,045 (0,203)	-0,222 (0,243)	-1,371*** (0,643)	0,529* (0,358)

Notas: (i) identificación de los coeficientes a partir de la estimación de la ecuación de gasto para las distintas funciones, dividiendo los coeficientes entre uno más el coeficiente del *tax-share*; (ii) estimaciones bayesianas mediante simulación de Monte Carlo de cadenas de Markov (7.000 iteraciones, y omitiendo las 100 primeras); (iii) para cada función de gasto se ha analizado qué estructura es más adecuada para especificar la dependencia espacial de los datos: modelo general (también denominado Kelejian-Prucha o SAC), que incluye dependencia espacial en la variable dependiente y en el término de error (ecuación 9) para las funciones de gasto en servicios generales y en seguridad; el modelo *spatial lag*, que incluye solamente el retardo espacial de la variable endógena, para la estimación de la función de gasto en promoción social; y el modelo *spatial error*, que incluye solamente una estructura autorregresiva espacial en el término de error, para la estimación de las funciones de gasto en limpieza y aguas; (iv) los errores estándar (entre paréntesis) se han calculado mediante *bootstrap* paramétrico y 5.000 réplicas.

Fuente: Elaboración propia.

5. CONCLUSIONES

En los últimos años, desde distintos ámbitos se ha abogado por la necesidad de reducción del número de municipios en España, con el fin de aumentar su tamaño y poder así aprovechar las economías de escala en la provisión de bienes y servicios. Con este pretexto, se ha aprobado recientemente la Ley 27/2013 de Racionalización y Sostenibilidad de la Administración Local, que establece incentivos a la fusión voluntaria de municipios y la coordinación y prestación por parte de las Diputaciones de determinados servicios en los municipios de menos de 20.000 habitantes. En este trabajo se pretenden analizar las economías de escala en la provisión de *servicios generales, seguridad, servicios sociales, limpieza y aguas*, así como para el conjunto de servicios provistos a nivel municipal. La existencia de las mismas justificaría tanto el incremento del tamaño de las jurisdicciones como el traspaso de competencias a unidades de gobierno superiores para su mejor aprovechamiento.

La evidencia empírica ofrecida en este estudio complementa los resultados ofrecidos en análisis previos [véase, por ejemplo, Bosch y Solé-Ollé (2005)]. Dado que el tema del impacto del nivel de población municipal sobre el gasto público local es una cuestión sobre la cual se sigue debatiendo actualmente, se ha considerado oportuno llevar a cabo un análisis con datos más recientes, enfocado especialmente al análisis de la presencia de economías de escala para distintas funciones de gasto municipal. Esta metodología se basa en un modelo teórico de comportamiento de los ayuntamientos y ciudadanos [Borcheding y Deacon (1972), Bergstrom y Goodman (1973)] que permite obtener una función de gasto de los municipios cuyas variables son mesurables y, por tanto, puede ser estimada empíricamente. Asimismo, la metodología implementada permite derivar no sólo el impacto de las distintas variables sobre el nivel de gasto sino también los parámetros de la correspondiente función de costes, con el fin de determinar el nivel de población o usuarios para el cual se minimiza el coste de provisión de cada uno de los bienes y servicios analizado.

En el modelo se han incluido un conjunto de factores de coste (de tipo demográfico, social y económico) y de demanda (que aproximan tanto preferencias de los ciudadanos como el nivel de recursos disponible –renta, participación impositiva, transferencias recibidas–) que se considera que influyen sobre el nivel de gasto realizado por los ayuntamientos. Dado que el objetivo del trabajo es determinar el tamaño óptimo de los municipios para la provisión de bienes y servicios, la atención se ha centrado en la variable explicativa población. En concreto, siguiendo la metodología propuesta por Ladd (1992), recientemente aplicada por Bosch y Solé-Ollé (2005) al caso español, se ha relajado el supuesto de linealidad en la relación causal entre esta variable y el gasto local, de manera que se ha podido obtener el impacto diferencial que los distintos tamaños poblacionales tienen sobre el gasto público local, así como evaluar la presencia de economías de escala en la provisión de los bienes y servicios públicos analizados. Asimismo, se ha evaluado la presencia de economías de densidad o aglomeración, se han tenido en cuenta las posibles interacciones entre municipios vecinos que puedan afectar a sus niveles de gasto público mediante la utilización de técnicas de econometría espacial (externalidades de tipo *spillover* y competencia por comparación), y la posible utilización de los servicios municipales por parte de no residentes (externalidades de tipo *commuter*).

Los resultados de las estimaciones, realizadas para una muestra representativa de municipios españoles para el año 2007, permiten extraer interesantes conclusiones. En primer lugar, los resultados para el gasto corriente indican que el coste de provisión de los servicios públicos locales disminuye a medida que aumenta la población hasta los 500 habitantes, punto a partir del cual se estabiliza. No obstante, los resultados obtenidos en las estimaciones por funciones de gasto indican que esta pauta de comportamiento de los costes es muy distinta en función del tipo de servicio que se esté analizando. Los resultados indican que el aumento del tamaño poblacional de los municipios solamente produciría un ahorro claro de costes por habitante en lo referente a los *servicios generales*, con un límite de 20.000 habitantes, y en el caso de la seguridad, con el límite de 500 habitantes (punto a partir del cual el coste por habitante iría aumentando hasta los 5.000 habitantes). En cambio, en el resto de servicios analizados, esto es, *servicios sociales*, *limpieza y aguas*, un incremento de la población iría asociado a un incremento del coste por habitante para determinados tramos de población, mientras que para el resto de tramos de población éste se mantendría constante. En cuanto a la variación de costes asociada a la mancomunación de servicios, se observa cómo el coste por habitante disminuye solamente en el caso de los servicios de *limpieza*, mientras que aumenta en el caso de los servicios de *aguas*.

Estos resultados deberían interpretarse con cautela, puesto que éstos no cuantifican cómo variaría el coste de provisión de bienes y servicios ante una fusión de municipios o una centralización de servicios. No obstante, sí que aportan información sobre si los costes corrientes de explotación son más elevados o más reducidos en un municipio en función de su nivel de población, manteniendo constantes el resto de variables relevantes, y permiten intuir en qué sentido podrían verse afectados los costes en casos de fusión o asociación de municipios. En base a los resultados obtenidos, se puede concluir que las economías de escala en base a las cuales se defiende la fusión de municipios o la centralización en la provisión de bienes y servicios son inexistentes para la mayoría de servicios públicos locales analizados, estando presentes solamente en el caso de *servicios generales y seguridad*.

Por lo tanto, dejando a un lado los costes que podrían derivarse de una fusión de municipios en términos de costes de información y coordinación y del empeoramiento en el proceso de rendición de cuentas, los resultados muestran que un aumento del tamaño municipal podría implicar una disminución significativa en los costes asociados a la provisión de *servicios generales*. No obstante, el modo en que se plantea la fusión de municipios en la Ley 27/2013 genera ciertas dudas acerca de sus resultados en términos de costes, especialmente por el hecho de que la ley prevé que el órgano de gobierno resultante de la fusión esté constituido transitoriamente por la suma de concejales en cada uno de los municipios fusionados, y porque la mayor parte de trabajadores que han permanecido en la administración local a lo largo de la crisis es personal funcionario. Además, está previsto que la fusión de municipios vaya acompañada de un aumento en el nivel de financiación de los mismos, lo cual parece contraintuitivo si lo que se pretende es ahorrar recursos.

En cuanto al resto de servicios municipales analizados, los resultados muestran cómo un aumento del tamaño de población iría asociado a un aumento en los costes de provisión. En el caso de los servicios de *limpieza y aguas* este resultado indicaría que el ahorro en costes derivado de la fusión de municipios pequeños parece

improbable, al tratarse de servicios públicos de redes, en los que es la dispersión de la población la que determina en mayor medida su coste y, por tanto, donde una mera agregación de unidades administrativas no lograría abaratar su provisión. En este contexto, además, parece evidente que la coordinación o provisión de los mismos por parte de las Diputaciones en los términos previstos en la Ley 27/2013 no responde a criterios de eficiencia. Por un lado, la implantación de fórmulas de gestión compartida previstas en la nueva ley podría incrementar sustancialmente los costes de coordinación en la provisión de dichos servicios, un aumento que no se vería compensado por reducciones en costes derivados del mayor aprovechamiento de economías de escala, más allá de los ahorros ya conseguidos actualmente a través de la mancomunación de servicios. Por otro lado, la prestación directa de los mismos por parte de la Diputación, y la imputación del coste correspondiente a los municipios, produciría un empeoramiento en el sistema de incentivos y en el proceso de rendición de cuentas, que a largo plazo podría implicar también un aumento de los costes de provisión, además de una menor adaptación a las preferencias y necesidades de la población de cada municipio.

ANEXO

Cuadro A.1.: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

	Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo
VARIABLES DEPENDIENTES:				
Gasto Corriente por hab.	753,68	374,12	148,31	5.123,72
Gasto Servicios Generales por hab.	350,03	249,80	27,41	4.371,52
Gasto Seguridad por hab.	19,01	38,53	0,00	644,06
Gasto Promoción Social por hab.	30,52	69,41	0,00	2.953,57
Gasto Limpieza por hab.	31,65	41,49	0,00	718,14
Gasto Aguas por hab.	21,00	33,42	0,00	731,14
VARIABLES EXPLICATIVAS:				
(i) Variables de coste				
Población	6.673,97	52.068,31	9,00	3.132.463,00
Estructura poblacional:				
% Población 0-5a	3,25	2,06	0,00	12,33
% Población 5-19a	11,35	4,72	0,00	46,91
% Población >65a	27,04	11,72	0,00	74,55
% Población Immigrante	6,00	7,44	0,00	75,89
Pautas localización:				
Superficie constr. por hab.	340,35	566,95	4,90	34.788,66
% Pobl. Diseminada	0,00	0,01	0,00	0,11
Núcleos población por hab.	6,20	13,74	0,00	100,00
Externalidades:				
Ciudad principal	0,01	0,10	0,00	1,00
Área urbana	0,48	0,50	0,00	1,00
Área urbana ponderada	0,03	0,34	0,00	15,97
Otras variables:				
Salario	22.808,08	2.569,61	18.446,16	29.706,13
Turístico	0,18	0,38	0,00	1,00
Mancomunado	0,75	0,43	0,00	1,00
(ii) Variables de demanda				
Renta por hab.	11.759,41	2.450,54	6.112,94	31.465,09
<i>Tax-share</i>	0,00	0,01	0,00	0,10
Transfer. Corrientes por hab.	345,95	250,98	0,00	4.816,85
Transfer. Capital por hab.	366,98	638,83	-11,70	15.237,74
Tasas por hab.	190,71	305,17	-20,23	11.357,06

Fuente: Elaboración propia.

**Cuadro A.2.: EFECTOS DIRECTOS E INDIRECTOS PARA LAS DISTINTAS
FUNCIONES DE GASTO CORRIENTE**

(i) Función de Servicios Generales		
	Efectos directos medios	Efectos indirectos medios
	(1)	(2)
Población:		
Pob. 0-100 hab.	-0,277***	-0,028**
Pob. 101-500 hab.	-0,129*	-0,013**
Pob. 501-1.000 hab.	-0,182**	-0,018**
Pob. 1.001-5.000 hab.	-0,248***	-0,025**
Pob. 5.001-20.000 hab.	-0,141	-0,014
Pob. 20.001-50.000 hab.	-0,195	-0,020
Pob. 50.001-75.000 hab.	-0,441	-0,044
Pob. >75.000 hab.	-0,162	-0,016
(ii) Función de Seguridad Ciudadana		
	Efectos directos medios	Efectos indirectos medios
	(1)	(2)
Población:		
Pob. 0-100 hab.	-0,154	-0,013
Pob. 101-500 hab.	-0,251	-0,021
Pob. 501-1.000 hab.	0,598	0,052
Pob. 1.001-5.000 hab.	14,958***	1,297***
Pob. 5.001-20.000 hab.	0,339	0,029
Pob. 20.001-50.000 hab.	0,362	0,031
Pob. 50.001-75.000 hab.	-0,793	-0,069
Pob. >75.000 hab.	-0,267	-0,023

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A.2.: EFECTOS DIRECTOS E INDIRECTOS PARA LAS DISTINTAS
FUNCIONES DE GASTO CORRIENTE (continuación)

(iii) Función de Promoción Social		
	Efectos directos medios	Efectos indirectos medios
	(1)	(2)
Población:		
Pob. 0-100 hab.	4,137***	4,630***
Pob. 101-500 hab.	2,842***	3,183***
Pob. 501-1.000 hab.	1,821***	2,041***
Pob. 1.001-5.000 hab.	0,565	0,633
Pob. 5.001-20.000 hab.	0,479	0,536
Pob. 20.001-50.000 hab.	-0,043	-0,047
Pob. 50.001-75.000 hab.	-0,466	-0,516
Pob. >75.000 hab.	-0,745	-0,834

Notas: (i) efectos obtenidos a partir de la estimación bayesiana; (ii) nivel de significación obtenido a partir de las distribuciones de probabilidad simuladas obtenidas; (iii) *** y ** denotan significación al 99 y 95 por ciento, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Allen, L., Amacher, R. y Tollison, R. (1974): “The economic theory of clubs: a geometric exposition”, *Public Finance*, nº 3-4, págs. 386-391.

Anselin, L. (1988): *Spatial econometrics: methods and models*. Dordrecht: Kluwer.

Anselin, L., Bera, A.K., Florax, R. y Yoon, M.J. (1996): “Simple diagnostic tests for spatial dependence”, *Regional Science and Urban Economics*, nº 27, págs. 77-104.

Arcelus, F.J., Arocena, P., Cabasés, F. y Pascual, P. (2013): “On the cost-efficiency delivery in small municipalities”, *Regional Studies*, DOI 10.1080/00343404.2013.837872.

Baicker, K. (2005): “The spillover effects of state spending”, *Journal of Public Economics*, nº 89, págs. 529-544.

Balaguer-Coll, M.T., Prior, D. y Tortosa-Ausina, E. (2007): “On the determinants of local government performance: a two-stage nonparametric approach”, *European Economic Review*, nº 51, vol. 2, págs. 425-451.

Bastida, F., Guillamón, M. y Benito, B. (2013): “Municipal spending in Spain: a spatial approach”, *Journal of Urban Planning Development*, nº 139, vol. 2, págs. 79-93.

Bel, G. y Fageda, X. (2010): “Empirical analysis of solid management waste costs: some evidence from Galicia, Spain”, *Resources, Conservation and Recycling*, nº 54, págs. 187-193.

- Bel, G. (2012): "Local government size and efficiency in capital intensive services: What evidence is there of economies of scale, density and scope?", *International Center for Public Policy Working Paper 12-15*, Andrew Young School of Policy Studies, Georgia State University.
- Benito, B., Bastida, F. y García, J. (2007): "The determinants of efficiency in municipal governments", *Applied Economics*, nº 4, págs. 1-14.
- Bergstrom, T.C. y Goodman R.P. (1973): "Private demand for public goods", *American Economic Review*, nº 63, págs. 280-96.
- Boix, R., Veneri P. y Almenar V. (2012): "Polycentric metropolitan areas in Europe: towards a unified proposal of delimitation", en *Rethinking the economic region: new possibilities of regional analysis from data at small scale*, F. Rubiera y E. Fernandez, Springer-Verlag (en prensa).
- Borcheding, T.E. y Deacon, R.T. (1972): "The demand for the services of non-federal governments", *American Economic Review*, nº 62, págs. 891-906.
- Bosch, N., Espasa, M. y Mora, T. (2012): "Citizen control and the efficiency of local public services", *Environment and Planning C*, nº 30, págs. 248-266.
- Bosch, N. y Solé-Ollé, A. (2005): "On the Relationship between Authority Size and the Costs of Providing Local Services: Lessons for the Design of Intergovernmental Transfers in Spain", *Public Finance Review*, nº 33, págs. 343-84.
- Brainard, W. y Dolbear, F.T. (1967): "The possibility of oversupply of local 'public' goods, a critical note", *Journal of Political Economy*, nº 75, págs. 86-90.
- Buchanan, J.M. (1965): "An economic theory of clubs", *Economica*, nº 32, págs. 1-14.
- Carruthers, J.I. y Ulfarsson, G.F. (2003): "Urban sprawl and the cost of public services", *Environment and Planning B: Planning and Design*, nº 30, págs. 503-522.
- Case, A.C., Rosen, H.S. y Hines, J.R. (1993): "Budget spillovers and fiscal policy interdependence: evidence from the states", *Journal of Public Economics*, nº 52, págs. 285-307.
- De Mello, L. y Lago-Peñas, S. (2012): "Local government cooperation for joint provision: the experiences of Brazil and Spain with inter-municipal consortia", *International Center for Public Policy Working Paper 12-18*, Andrew Young School of Policy Studies, Georgia State University.
- Dixit, A. (1973): "The optimum factory town", *Bell Journal of Economics and Management Science*, nº 4, vol. 2, págs. 637-651.
- Downes, T.A. y Pogue, T.F. (1994): "Adjusting school aid formulas for the higher cost of educating disadvantaged students", *National Tax Journal*, nº 47, págs. 89-110.
- Edwards, J.H.Y. (1990): "Congestion function specification and the 'publicness' of local public goods", *Journal of Urban Economics*, nº 27, págs. 80-96.
- Elhorst, J.P. (2010): "Applied spatial econometrics: raising the bar", *Spatial Economic Analysis*, nº 5, vol. 1, págs. 9-28.
- Figlio, D.N., Kolpin, V.W. y Reid, W.E. (1999): "Do States play welfare games?", *Journal of Urban Economics*, nº 46, págs. 437-454.
- Florax, R. y Folmer, H. (1992): "Specification and estimation of spatial linear regression models: Monte Carlo evaluation of pre-test estimators", *Regional Science and Urban Economics*, nº 22, págs. 405-432.

- Foucault, M., Madies, T. y Paty, S. (2008): "Public spending interactions and local politics. Empirical evidence from French municipalities", *Public Choice*, nº 137, págs. 57-80.
- Geweke, J. (1993): "Bayesian Treatment of the Independent Student- t Linear Model", *Journal of Applied Econometrics*, nº 8, págs. 19-40.
- Gordon, R.H. (1983): "An optimal taxation approach to fiscal federalism", *Quarterly Journal of Economics*, nº 98, págs. 567-586.
- Halleck Vega, S. y Elhorst, J.P. (2013): "On spatial econometric models, spillover effects and" W. Papel presentado en el 53 Congreso de la Asociación Europea de Ciencia Regional (ERSA), Palermo, Italia.
- Hindriks, J. y Lockwood, B. (2005): "Centralization and Political Accountability", CEPR Discussion Paper 5125.
- Hortas-Rico, M. y Solé-Ollé, A. (2010): "Does urban sprawl increase the costs of providing local public services? Evidence from Spanish municipalities", *Urban Studies*, nº 47, págs. 1513-1540.
- IEB (2011): *Informe IEB sobre Federalismo Fiscal'11*, Institut d'Economia de Barcelona, Barcelona.
- Ladd, H.F. (1992): "Population Growth, Density and the Costs of Providing Public Services", *Urban Studies*, nº 29, págs. 273-95.
- Ladd, H. y Yinger, J. (1989): *America's ailing cities: fiscal health and the design of urban policy*, The Johns Hopkins University Press, Baltimore & London.
- LeSage, J.P. y Pace, R.K. (2009): *Introduction to spatial econometrics*, Boca Raton, Taylor & Francis.
- López Laborda, J. y Salas, V. (2002): "Financiación de servicios públicos en territorios con desigual densidad de demanda", *Revista de Economía Aplicada*, vol. 10, nº 28, págs. 121-150.
- Mas, D., Salinas, P. y Vilalta, M. (2011): *Informe sobre el gasto no obligatorio de los municipios españoles. Ejercicios 2004-2007*, Fundación Democracia y Gobierno Local.
- Mirrlees, J.A. (1972): "The optimum town", *Swedish Journal of Economics*, nº 74, vol. 1, págs. 114-135.
- Oates, W.E. (1972): *Fiscal Federalism*, Harcourt Brace Jovanovich, New York.
- Oates, W.E. (2005): "Toward a second-generation theory of fiscal federalism", *International Tax and Public Finance*, nº 12, págs. 349-373.
- Olson, M. (1986): "Toward a more general theory of government structure", *American Economic Review*, nº 76, vol. 2, págs. 120-125.
- Pauly, M. (1970): "Optimality, 'public' goods and local governments, a general theoretical analysis", *Journal of Political Economy*, nº 78, págs. 572-585.
- Ramajo, J., Márquez, M., Pedraja, F. y Salinas, J. (2007): "Competition in the allocation of public spending: a new model to analyze the interaction between expenditure categories", *Economics Bulletin*, nº 8, vol. 4, págs. 1-7.
- Redoano, M. (2007): "Fiscal intections among European countries. Does the EU matter?", CESIFO Working Paper 1952.

- Revelli, F. (2002): "Testing the tax-mimicking versus expenditure spillover hypothesis using English data", *Applied Economics*, nº 14, págs. 1723-1731.
- Salmon, P. (1987): "Decentralization as an incentive scheme", *Oxford Review of Economic Policy*, nº 3, págs. 24-43.
- Samuelson, P.A. (1954): "The Pure Theory of Public Expenditure", *The Review of Economics and Statistics*, nº 36, vol. 4, págs. 387-389.
- Seabright, P. (1996): "Accountability and decentralisation in government: An incomplete contracts model", *European Economic Review* nº 40, págs. 61-89.
- Solé-Ollé, A. (2001): "Determinantes del gasto público local: ¿necesidades de gasto o capacidad fiscal?", *Revista de Economía Aplicada*, nº 25, págs. 115-56.
- Solé-Ollé, A. (2006): Expenditure Spillovers and Fiscal Interactions: Empirical Evidence from Local Governments in Spain, *Journal of Urban Economics*, nº 59, págs. 32-53.
- Turnbull, G. (1998): "The overspending and flypaper effects of fiscal illusion: theory and empirical evidence", *Journal of Urban Economics*, nº 44, págs. 1-26.
- Vallés Giménez, J. y Zárate Marco, A. (2011): "Municipios de montaña y disparidades en las necesidades de financiación de los servicios públicos locales", *Journal of Depopulation and Rural Development Studies*, nº 14, págs. 7-34.
- Zafra-Gómez, J., Antonio, M. y Pérez, M. (2010): "Overcoming cost-inefficiencies within small municipalities: improve financial condition or reduce the quality of public services?", *Environment and Planning C: Government and Policy*, nº 28, vol. 4, págs. 609-629.

Fecha de recepción del original: julio, 2013

Versión final: abril, 2014

ABSTRACT

The highly fragmented Spanish municipal map has been blamed for the lack of efficiency of the public services it provides. This paper explores the relationship between municipalities' population size and the costs of providing local public goods and services. The analysis is undertaken using a dataset of 6,169 municipalities for the years 2007 and 2008. A set of variables accounting for cost and demand factors for public services, as well as the spatial interactions among neighboring municipalities, are also included. The regression findings show, on the one hand, that an increase in population size will only reduce provision costs in two expenditure functions: General Administration (up to 20,000 inhabitants) and Local Police (up to 500 inhabitants). On the other hand, no saving costs were found for Social Services, Street Cleaning and Water Services functions.

Key words: efficient public good provision, local public spending, municipal amalgamation, spatial econometrics.

JEL Classification: H1, H4, H72, C11, C21.

