

Determinación de la escala mínima eficiente en la provisión de bienes públicos locales. Evidencia para los municipios españoles¹.

Miriam Hortas-Rico (UCM)

Paula Salinas-Peña (UB&IEB)

Versión preliminar enero 2014

Resumen. El minifundismo municipal que caracteriza a España se considera una de las principales causas de la falta de eficiencia en la provisión de bienes y servicios públicos a nivel local. El presente trabajo analiza la existencia de economías de escala en la provisión de los principales servicios públicos locales y cuantifica la escala óptima de provisión de los mismos a partir de la estimación de las respectivas funciones de coste. El análisis se basa en los datos de las Liquidaciones del Presupuesto de 6.169 municipios para los años 2007 y 2008, así como en una serie de variables que permiten tener en cuenta la presencia de externalidades y economías de aglomeración. 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, revelando la presencia de economías de escala. No obstante, los resultados obtenidos por funciones de gasto indican que la pauta de comportamiento de los costes es muy distinta en función del tipo de servicio que se esté analizando.

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

Códigos JEL: H1, H4, H72, C11, C21

Contacto: miriamhortas@ccee.ucm.es, paulasalinas@ub.edu

¹ Este trabajo ha recibido financiación del Instituto de Estudios Fiscales (044-2012).

1. Introducción

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 falta de eficiencia en la provisión de bienes y servicios públicos a nivel local. Desde distintos ámbitos se ha abogado por la reducción del número de municipios, la intensificación de la cooperación intermunicipal y la centralización de competencias como vías más operativas para el aprovechamiento de las economías de escala en la prestación de bienes y servicios públicos locales. De hecho, la reforma de la administración local planteada en la Ley de Racionalización y Sostenibilidad de la Administración Local iría 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 óptima de provisión de bienes y servicios públicos locales. Es decir, se pretende determinar para qué niveles de población existen economías de escala, de manera que un aumento del tamaño poblacional podría llevar a una mejora de la eficiencia, y para qué niveles de población las economías de escala son inexistentes, o incluso existen deseconomías de escala.

De este modo, los resultados que se desprendan de este estudio permitirán avanzar los posibles efectos que la actual reforma local implicaría para las finanzas municipales. Para ello, el punto de partida del estudio radica en la determinación de una ecuación de gasto para los gobiernos locales, a partir de la cuál sea posible derivar su función de costes, que es la que nos permitirá determinar la existencia o no de economías de escala. La elección de los factores que se considera que influyen sobre el gasto público local se rige fundamentalmente por los resultados obtenidos en trabajos anteriores sobre este tema (Borcheding y Deacon, 1972; Bergstrom y Goodman, 1973, Ladd, 1992, 1994, a nivel internacional; Bosch y Solé-Ollé, 2005, Mello y Lago-Peñas, 2012, Hortas-Rico y Solé-Ollé, 2012, o Bastida et al, 2013, para el caso español). No obstante, dado que el objetivo del trabajo es determinar el tamaño de población óptimo para la provisión de bienes y servicios, el trabajo se centrará fundamentalmente en la variable población. En concreto, el efecto de esta variable se determinará mediante una función lineal por tramos, que permitirá relajar el supuesto de linealidad en la relación causal entre esta variable y el coste local. De esta manera, es posible obtener el impacto diferencial que una variación en la población tiene sobre el coste local en función del tamaño poblacional, y evaluar así la

presencia de economías de escala en la provisión de los bienes y servicios públicos analizados.

También se evaluará la presencia de economías de densidad o aglomeración, y se tendrán en cuenta las posibles interacciones entre municipios vecinos que puedan afectar a sus niveles de gasto público. Por un lado, se considerará a los potenciales usuarios no residentes de los servicios públicos locales de un municipio, con tal de determinar el efecto que las externalidades *commuter* tienen sobre el coste de provisión de los bienes y servicios públicos locales. Por otro lado, se analizará e incluirá en la estimación la dependencia espacial del gasto público local entre municipios vecinos, derivada 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.

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 estos 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 medibles y, por tanto, puede ser estimada empíricamente.

Finalmente, cabe destacar que el análisis empírico se lleva a cabo para 6.169 de los 7.589 municipios de régimen común en España. Esto nos permitirá analizar con precisión los factores que determinan el coste en la provisión de los bienes y servicios públicos locales. Las estimaciones se realizarán tanto para el gasto corriente total como para distintas funciones de gasto (servicios generales, seguridad ciudadana, promoción social, limpieza y aguas), en base a las Liquidaciones de los Presupuestos de las Entidades Locales para los años 2007 y 2008. De este modo se podrá determinar el tamaño de población que minimiza el coste por habitante tanto para el conjunto de bienes y servicios públicos provistos por los municipios como para la provisión de cada uno por separado.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. La sección 2 realiza una revisión de la literatura sobre el tamaño óptimo de los gobiernos locales y sus determinantes. En la Sección 3 se presenta el marco teórico. En la sección 4 se describe la especificación econométrica a estimar, la definición de variables y fuentes de datos, y el método de estimación. En la Sección 5 se presentan los principales resultados obtenidos. Finalmente, en la Sección 6, se concluye.

2. Revisión de literatura

De acuerdo con lo que establece la primera generación de 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 se verían mejorados bajo un sistema descentralizado (Seabright, 1996; 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, que se describen a continuación.

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 sobre el grado de publicidad de los bienes públicos locales. La evidencia empírica para el caso español es relativamente escasa (Bosch

y Solé-Ollé, 2005²; Bastida et al, 2013), y en la mayoría de casos hace referencia a servicios públicos muy concretos, como el transporte urbano o la recogida de basura (véase, por ejemplo, Bel, 2012).

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 determinado 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, 1994).

Finalmente, 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 y Bera, 1998). 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), 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

² Bosch y Solé-Ollé (2005) concluyen que el nivel de población que minimiza el coste de provisión del servicio son los 5.000 habitantes. Así, por debajo de 5.000 habitantes existen importantes economías de escala, de manera que el aumento de población disminuye el gasto medio por habitante. A partir de los 5.000 habitantes, en cambio, el gasto per cápita aumenta a medida que aumenta la población hasta los 50.000 habitantes, punto a partir del cual se mantiene constante.

las jurisdicciones vecinas. Para el caso español encontramos los trabajos de Solé-Ollé (2006), quién encuentra evidencia de interdependencias negativas en el nivel de gasto, y Bastida et al. (2013), quién llega a la conclusión contraria.

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 estos se prestan a nivel local, el tamaño de la jurisdicción no sea óptimo y no se minimice el coste de provisión. No obstante, ello dependerá de la naturaleza de cada uno de los bienes y servicios públicos que sean prestados a nivel local. En Dinamarca, por ejemplo, donde los gobiernos locales prestan los servicios educativos, se estableció que los municipios debían tener un tamaño de al menos 4.000 o 5.000 habitantes. En el caso español, los municipios prestan servicios de muy diversa índole, por lo que su escala óptima de provisión puede ser muy distinta.

Son varias las soluciones propuestas a estos problemas, todas ellas basadas en una reorganización de los gobiernos locales con el objetivo de lograr una escala geográfica óptima (Olson, 1969). Una primera solución sería el incremento del tamaño poblacional a través de la fusión de municipios, en línea con las reformas realizadas en algunos países nórdicos con fuerte presencia del nivel de gobierno local en la provisión de bienes y servicios (como, por ejemplo, Dinamarca o Finlandia) o en algunos estados de Australia. Los que abogan por esta opción argumentan que permitiría reducir los costes de administración y un mayor aprovechamiento de las economías de escala. Sin embargo, las fusiones limitan la participación ciudadana en las decisiones de política pública y conllevan, en general, un elevado coste político.

Otra alternativa, menos costosa desde un punto de vista político, sería la agrupación voluntaria de municipios para la provisión de determinados bienes y servicios públicos locales, permitiendo conservar la autonomía de las distintas jurisdicciones (véase, por ejemplo, IEB 2011). Esta opción, que ha sido ampliamente adoptada por parte de los municipios españoles para la provisión de determinados servicios, permite también explotar las economías de escala y/o densidad e internalizar externalidades, si bien también introduce problemas de gobernanza (al reducir la capacidad de influencia de los ciudadanos sobre estas políticas y la rendición de cuentas). Además, los ahorros en costes por economías de escala pueden verse contrarrestados por mayores costes de coordinación o asociados a mejoras de calidad en los servicios prestados (Bel, 2012).

3. 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 supondrá que la provisión de bienes y servicios públicos en un municipio coincide con el nivel de provisión demandado por los ciudadanos. De esta manera, 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).

La función de gasto a estimar se deriva de un modelo teórico que combina el proceso de toma de decisiones de los ayuntamientos y el de los ciudadanos. Dicho modelo se basa en el supuesto de que existen dos factores de producción, capital (K) y trabajo (L), cuya oferta es perfectamente elástica en cada municipio, y de 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. Se supone que el capital es perfectamente móvil, mientras que el trabajo no, por lo que el precio por unidad de capital (r) es el mismo en todos los municipios, mientras que el salario (w_i) puede variar entre municipios. 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 :

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

La resolución del cual permite obtener la siguiente función de costes:

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

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 unidades de output cuando los precios de los factores son w y r . 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).

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.

Una aproximación tradicional a este problema ha sido suponer que la relación entre consumo del bien público y la población adopta la forma $q_i = o_i \cdot N_i^{-\gamma}$, donde N_i representa la población del municipio i , o el número estimado de usuarios de los bienes y servicios públicos provistos por el municipio i ; q_i representa el nivel de bien público consumido por un individuo en la jurisdicción; y γ es el parámetro de congestión⁴. Sin embargo, esta forma funcional ha sido cuestionada en la literatura empírica, tanto por ser muy restrictiva, como por el hecho de que implica suponer que los costes marginales de la congestión son decrecientes (Edwards, 1990⁵).

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 (Bradford, Malt y Oates, 1969). Para tener en cuenta estos aspectos, en este trabajo se supone que la calidad del servicio o nivel de resultados (q_i) depende del 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 resultados. De este modo, 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). Aislando o_i de la expresión (4) y sustituyendo en (3), se puede transformar la función de costes del nivel de provisión ($C_i(w_i, o_i)$) en una función de costes del nivel de resultados del servicio ($C_i(w_i, q_i, N_i, z_i)$):

⁴ Si se trata de un bien público puro, γ toma valor 0, y la cantidad consumida por cada individuo equivale a la cantidad total provista por el municipio. Por el contrario, si se trata de un bien privado, γ toma valor 1, y cada individuo consume o_i / N_i unidades del bien o servicio (Borcheding y Deacon, 1972; Bergstrom y Goodman, 1973).

⁵ En este trabajo el autor emplea los modelos clásicos para la determinación del gasto público local utilizando cinco funciones de congestión distintas. Dada la diversidad de posibles funciones a utilizar, la adopción de una aproximación más flexible (denominada función exponencial) parece la opción más razonable. La propiedad más importante de este tipo de funciones es que no imponen restricciones a priori sobre la función de congestión. Los resultados obtenidos suponen un cambio cuantitativo importante, apuntando a un mayor grado de publicidad en los bienes y servicios públicos analizados.

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

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 los ciudadanos, que coincide con la cantidad demandada por el votante representativo⁶. Por tanto, suponiendo que el votante representativo elige aquél nivel de bienes y servicios públicos que maximiza su función de utilidad, podemos obtener la función de demanda a partir de la resolución del siguiente problema:

$$\begin{aligned} & \text{Max } U_i^r(x_i^r, q_i^r, \vartheta_i^r) \\ & \text{s.a. } x_i^r + p_i^r \cdot q_i^r \leq y_i^r \end{aligned} \quad (6)$$

donde U_i^r es la función de utilidad del votante representativo del municipio i , que depende de su consumo de bienes privados (x_i^r) y del bien público (q_i^r), y de sus preferencias, representadas por el parámetro ϑ_i^r . La restricción presupuestaria del consumidor representativo indica que lo que éste gasta en el consumo de bienes privados, cuyo precio se considera igual a la unidad, más lo que gasta en bienes y servicios públicos, cuyo precio viene dado por el *tax-price*, p_i^r , debe ser menor o igual a su nivel de renta disponible, y_i^r . Por lo tanto, la función de demanda del bien público por parte del consumidor representativo, que supondremos que es de tipo Cobb-Douglas, la podemos expresar como:

$$q_i^r = A \cdot p_i^{\eta} \cdot y_i^{\delta} \quad (7)$$

De la expresión (7) 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 su renta disponible, y_i . De acuerdo con la literatura existente, el *tax-price* lo podemos 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:

⁶ Pese a no existir consenso acerca de cuál es el modelo más adecuado, el más comúnmente utilizado en la literatura es el basado en el teorema del votante mediano (Bergstrom y Goodman, 1973). De acuerdo con este modelo, en cada municipio el gobierno se elige por mayoría, de manera que el gobierno elegido es aquél con un programa de gasto igual al programa preferido por el votante mediano. Dada la dificultad para identificar empíricamente al votante mediano, en la práctica éste se identifica con el votante representativo, o el votante cuyo ingreso es igual al ingreso medio del municipio.

$$p_i^r = t_i^r \cdot (C_i / q_i^r) \quad (8)$$

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:

$$g_i = F' \cdot w_i^{(\beta+\eta)/(\alpha+\beta)} \cdot t_i^{\eta/\alpha+\beta} \cdot y_i^{\delta/\alpha+\beta} \left[f(N_i) \cdot h(z_i) \right]^{(1+\eta)/(\alpha+\beta)} \quad (9)$$

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, 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 $(1 + \eta)$.

4. Análisis empírico

4.1. Especificación econométrica

De acuerdo con el modelo teórico presentado en el apartado anterior, 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 coste de los factores de producción (w_i), la función de la población del municipio (N_i), y de 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). La descripción detallada de las variables explicativas incluidas en el modelo para medir los distintos factores de coste y de demanda se encuentra en el Anexo I.

Por lo tanto, suponiendo que la función de gasto de los gobiernos locales es de tipo log-lineal, la ecuación a estimar vendrá dada por la siguiente expresión:

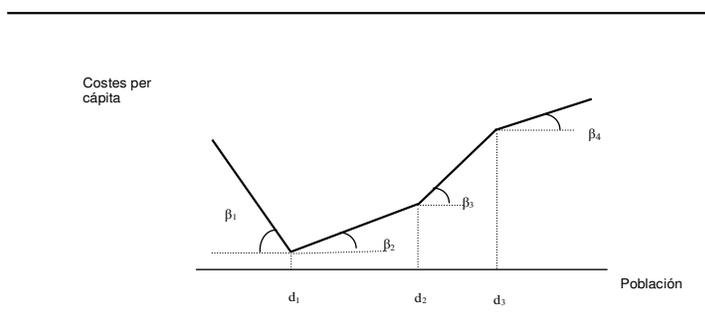
$$\ln g_{ik} = \alpha_{0k} + \alpha_{1k} \ln w_i + \alpha_{2k} \ln t_i^r + \alpha_{3k} \ln y_i^r + \alpha_{4nk} f_n(\ln N_i) + \sum_l \alpha_{5lk} \ln z_{li} + \varepsilon_{ik} \quad (10)$$

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 gasto⁷; $f_n(\ln N_i)$ representa la función de la variable población residente en el municipio i , que supondremos que es una *función lineal por tramos* (n representa el tramo); y u_{ik} representa el término de error, distribuido de forma independiente entre observaciones.

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 per cápita se estima como una serie de segmentos lineales conectados (ver Figura 1).

Figura 1. Función lineal por tramos.



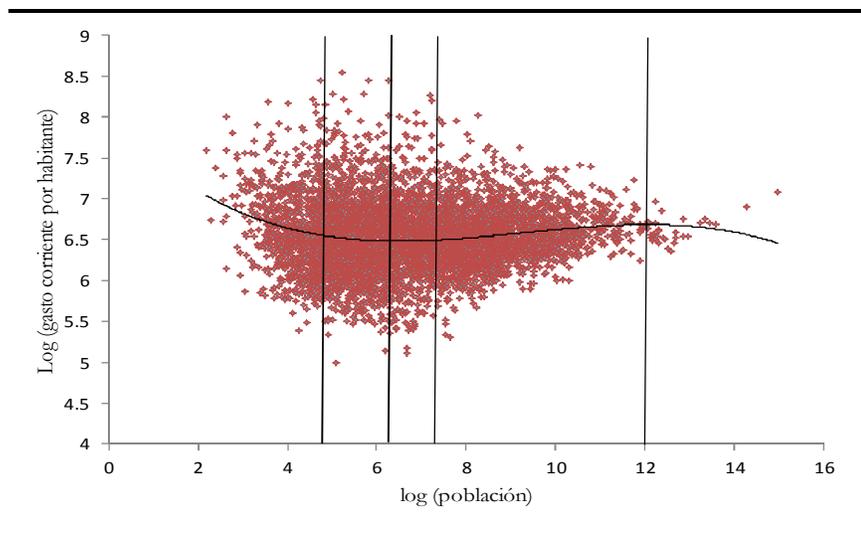
Los coeficientes estimados, β_1 a β_4 en la figura, indicarán la pendiente de cada segmento. Si su signo es negativo, indica que el nivel de gasto por habitante disminuye a medida que aumenta la población, de manera que se puede interpretar como muestra de que existen economías de escala en la provisión, 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) y, por lo tanto, determinar la existencia o no de economías de escala para distintos tramos de población y cuantificar así la escala mínima eficiente de provisión de los mismos.

⁷ Nótese que, al estar la ecuación expresada en logaritmos, los coeficientes de cada variable se interpretarán en términos de elasticidades.

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. Véase Edwards (1990) para otras especificaciones.

Para determinar la longitud de cada segmento, esto es, los puntos d_1 a d_3 en la Figura 1, se llevará a cabo la siguiente estrategia. En primer lugar, se observa el gráfico que relaciona la población y el gasto corriente local per cápita, ambas variables expresadas en logaritmos, el cual muestra claramente una relación no lineal entre ambas variables (Figura 2). A partir de este gráfico se pueden determinar los puntos donde cambia la pendiente de la curva de ajuste (señalados 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)⁹.

Figura 2. Gasto corriente por habitante y población



4.2. Econometría espacial

Tal como se ha visto anteriormente, existen distintos argumentos teóricos que llevan a pensar que puede existir una cierta dependencia espacial en el gasto realizado por los distintos municipios. Por un lado, la dependencia espacial podría venir determinada por la

⁹ Alternativamente, se ha optado por realizar un análisis con un número inicial de tramos muy elevado. Los tests realizados tras la estimación por pares de tramos (para determinar si sus coeficientes son estadísticamente distintos) conducen a la misma división de la variable población comentada en el texto principal. Nótese que esta división coincide con el reparto competencial entre los municipios españoles en función de su tamaño de población (excepto para los tres tramos iniciales de menos de 1.000 habitantes).

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). Por otro lado, los 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, lo que también podría determinar la existencia de una dependencia espacial en el gasto municipal por habitante. 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 explicarían la dependencia espacial en el término de error. El resultado es que el valor del gasto por habitante en un municipio estará relacionado con su valor en los municipios que se encuentran próximos geográficamente.

Por tanto, la dependencia espacial entre municipios puede provocar la existencia de una correlación espacial de la variable endógena, que requiere incluir en el análisis el retardo espacial de la variable endógena:

$$\ln g_{ik} = \alpha_{0k} + \alpha_{1k} \ln w_i + \alpha_{2k} \ln t_i^r + \alpha_{3k} \ln y_i^r + \alpha_{4n} f_n(\ln N_i) + \sum_l \alpha_{5lk} \ln z_{li} + \rho_k W \ln g_{jk} + \varepsilon \quad (11)$$

siendo W la matriz de ponderaciones¹⁰, y $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 V)$. Alternativamente, la existencia de un esquema de dependencia espacial podría afectar al término de perturbación, en cuyo caso deberíamos suponer:

$$\ln g_{ik} = \alpha_{0k} + \alpha_{1k} \ln w_i + \alpha_{2k} \ln t_i^r + \alpha_{3k} \ln y_i^r + \alpha_{4nk} f_n(\ln N_i) + \sum_l \alpha_{5lk} \ln z_{li} + u_{ik} \quad (12)$$

donde $u = \lambda W_2 u + \varepsilon$ y $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 V)$. O bien, ambas cosas:

$$\ln g_{ik} = \alpha_{0k} + \alpha_{1k} \ln w_i + \alpha_{2k} \ln t_i^r + \alpha_{3k} \ln y_i^r + \alpha_{4n} f_n(\ln N_i) + \sum_l \alpha_{5lk} \ln z_{li} + \rho_k W \ln g_{jk} + u_{ik} \quad (13)$$

donde $u = \lambda W_2 u + \varepsilon$ y $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 V)$.

¹⁰ 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 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 de la t-student estará sesgada.

4.3. 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 cuáles también se analiza la presencia de economías de escala y el nivel óptimo de provisión son *servicios generales, seguridad, promoción social, limpieza, y aguas*¹¹. 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 los municipios (Vilalta et al., 2011).

En relación a las variables explicativas, los datos 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 la Tabla A.1 del Anexo 2.

¹¹ *Servicios generales* incluye los grupos de función 0 (deuda pública), 1 (servicios de carácter general), y el capítulo 1 de la función 3.1 (de seguridad y protección social) donde se incluyen los gastos de seguridad social de los ayuntamientos; *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 26,3%, 10,5%, 6,8%, 9,1% y 2,3% del gasto corriente total, respectivamente.

5. Resultados

5.1. Análisis de la dependencia espacial

Siguiendo la estrategia propuesta por Florax y Folmer (1992), estimamos en primer lugar la función de gasto (10) por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). A partir de los resultados obtenidos en dicha estimación, que se muestran en la columna (1) de la Tabla 2, podemos calcular diversos estadísticos espaciales que permiten contrastar qué tipo de estructura espacial es la más adecuada para nuestro análisis. En la Tabla 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 (ML), que son los más comúnmente utilizados para determinar el tipo de dependencia espacial existente (Anselin, 1988)¹².

Tabla 1. Contrastes de dependencia espacial

<i>Test</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Prob</i>
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)

Nota: estadísticos obtenidos a partir de la estimación de la ecuación (10) por Mínimos Cuadrados Ordinarios. La hipótesis nula del test LM-ERR es ausencia de dependencia espacial en el término de error del modelo; hipótesis nula del test LM-LAG, es ausencia de dependencia espacial en la variable dependiente del modelo; y la hipótesis nula del test LM-LAG-ERR es ausencia de dependencia espacial en la variable dependiente y en el término de error.

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 como el valor del contraste LM-LAG es mayor que el LM-ERR, lo que sugeriría 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

¹² El criterio utilizado para la definición de la matriz 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.

de un modelo que incluya ambos tipos de dependencia espacial para explicar el gasto corriente total 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 (1999) en presencia de heteroscedasticidad y un término de error leptokúrtico.

5.2. Función de gasto corriente total

En la Tabla 2 se muestran los resultados obtenidos para cada una de las posibles especificaciones de la dependencia espacial. En columna (1) se presentan los resultados correspondientes a la estimación de la función de gasto por MCO, mientras que en las Columnas (2) y (3) se presentan los resultados por métodos bayesianos. En la columna (2) se muestran los resultados correspondientes a la estimación del modelo que incluye la variable dependiente retardada, es decir, la ecuación (11); y en la columna (3) los resultados de la estimación del modelo que incluye tanto la variable dependiente retardada como autocorrelación espacial del error (expresión 13). Tal como se puede observar, los parámetros que recogen la dependencia espacial en los distintos modelos son positivos y estadísticamente significativos. Estos resultados confirman, pues, la conclusión de que la especificación más adecuada para modelizar la dependencia espacial en el gasto corriente por habitante es el modelo (13)¹⁴.

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 per cápita 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

¹³ Esto se refleja en la modelización del término de error en las expresiones (11), (12) y (13), cuya matriz $V = \text{diag}(v_1, \dots, v_n)$ presenta una varianza que no será constante.

¹⁴ Los efectos directos e indirectos que se derivan de esta estimación se presentan en la Tabla A.2.

Tabla 2. Parámetros estimados de la función de gasto corriente total

	<i>Función de gasto (MCO)</i>		<i>Función de gasto (Retardo espacial)</i>		<i>Función de gasto (Retardo espacial + error espacial)</i>	
	<i>(1)</i>		<i>(2)</i>		<i>(3)</i>	
Variables de coste						
<i>Población</i>						
Pob. 0-100 hab.	-0,226***	(0,023)	-0,209***	(0,023)	-0,216***	(0,081)
Pob. 101-500 hab.	-0,100***	(0,014)	-0,064***	(0,013)	-0,073*	(0,046)
Pob. 501-1.000 hab.	-0,099***	(0,025)	-0,090***	(0,021)	-0,090	(0,077)
Pob. 1.001-5.000 hab.	-0,052***	(0,016)	-0,017	(0,015)	-0,030	(0,051)
Pob. 5.001-20.000 hab.	-0,014	(0,026)	-0,012	(0,021)	-0,014	(0,077)
Pob. 20.001-50.000 hab.	-0,035	(0,079)	0,020	(0,054)	0,029	(0,215)
Pob. 50.001-75.000 hab.	-0,377	(0,256)	-0,246*	(0,163)	-0,296	(0,704)
Pob. >75.000 hab.	-0,063	(0,044)	-0,071***	(0,030)	-0,060	(0,123)
<i>Estructura poblacional</i>						
Población 0-5a	0,002*	(0,001)	0,000	(0,001)	0,001	(0,004)
Población 5-19a	-0,002	(0,002)	-0,004**	(0,002)	-0,003	(0,007)
Población >65a	-0,029***	(0,009)	-0,030***	(0,012)	-0,031	(0,038)
Población Inmigrante	0,002**	(0,001)	0,002**	(0,001)	0,002	(0,003)
<i>Pautas localización</i>						
Superficie por hab.	0,098***	(0,007)	0,081***	(0,006)	0,088***	(0,022)
Pob. Dissem.	-0,000	(0,001)	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,002)
Núcleos por hab.	0,008*	(0,004)	0,006*	(0,004)	0,004	(0,014)
<i>Externalidades</i>						
Ciudad principal	0,059	(0,057)	0,053*	(0,037)	0,065	(0,155)
Área urbana	0,037	(0,041)	0,020	(0,031)	0,011	(0,129)
Área urbana pond.	-0,003	(0,003)	-0,002	(0,003)	-0,001	(0,010)
<i>Otras variables</i>						
Salario	0,189***	(0,066)	0,013	(0,050)	0,059	(0,208)
Turístico	0,114***	(0,014)	0,053***	(0,010)	0,064***	(0,042)
Mancomunado	-0,001	(0,009)	0,009	(0,007)	0,005	(0,029)
Variables de demanda						
Tax-share	-0,053***	(0,010)	-0,054***	(0,010)	-0,049**	(0,029)
Renta	0,297***	(0,027)	0,204***	(0,021)	0,223***	(0,084)
Transfer. corr.	0,236***	(0,007)	0,381***	(0,008)	0,306***	(0,032)
Transfer. cap.	0,002***	(0,001)	0,003***	(0,001)	0,003*	(0,002)
Tasas	0,116***	(0,004)	0,163***	(0,005)	0,136***	(0,017)
Dependencia espacial						
rho	-	-	0,293***	(0,013)	0,287***	(0,025)
lambda	-	-	-	-	0,063**	(0,035)
Observaciones	6 159		6 159		6 159	
R ²	0.449		0.462		0.562	
LM value			1.627,71			

Notas: (i) los tres modelos estimados incluyen término constante, variables dicotómicas de competencias y de Comunidad Autónoma; (ii) las estimaciones bayesianas (columnas 2 y 3) se han realizado utilizando 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.

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, por lo que el gasto por habitante realizado en municipios vecinos parece ser un factor explicativo mucho más relevante del gasto realizado por un municipio. En concreto, un incremento de un 1% en el gasto corriente per cápita de los municipios vecinos incrementa el gasto corriente por habitante del municipio en un 0.29%.

Respecto a los parámetros estimados de las variables del modelo, se observa como la magnitud de los mismos es muy similar entre los distintos modelos, si bien la mayoría de factores de coste dejan de ser significativos en la columna (3). Este resultado se debe a que la no consideración de la dependencia espacial en el término de error provoca que la inferencia basada en los test de significación esté sesgada, lo que nos lleva 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 como 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 como un aumento de la misma lleva también 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.

En cuanto al resto de variables de coste del modelo, se observa como las variables que capturan el efecto de los diferentes grupos de usuarios potenciales (porcentaje de población entre 0 y 5 años, población entre 5 y 19 años y porcentaje de población mayor de 65 años) y el porcentaje de inmigrantes no son estadísticamente significativas. Lo mismo ocurre con la población diseminada y el número de núcleos, las variables que recogen las externalidades de tipo *commuter* (ciudad principal y área urbana), el salario y la variable que indica si el municipio está mancomunado para la provisión de algún bien o servicio o no. Este último resultado concuerda por el obtenido por Frère et al (2013) para el caso local francés.

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

servicios¹⁵. 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 -0,049, 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.

5.3. Estimación de la función de coste total

Tal como se ha explicitado anteriormente, los coeficientes que se obtienen 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 correspondientes a la función de coste es necesario dividir los parámetros de la función de gasto entre uno más el coeficiente estimado de la variable *tax-share*. Los resultados son los que se muestran en la Tabla 3. 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.

Tabla 3. Impacto sobre los costes de provisión de bienes y servicios públicos

<i>Variables de coste</i>			<i>Variables de coste</i>		
<i>Población</i>			<i>Pautas localización</i>		
Pob. 0-100 hab.	-0,228***	(0,092)	Superficie por hab.	0,092***	(0,021)
Pob. 101-500 hab.	-0,078*	(0,050)	Pob. Dissem.	-0,000	(0,002)
Pob. 501-1.000 hab.	-0,097	(0,084)	Núcleos por hab.	0,004	(0,015)
Pob. 1.001-5.000 hab.	-0,033	(0,054)	<i>Externalidades</i>		
Pob. 5.001-20.000 hab.	-0,017	(0,083)	Ciudad principal	0,063	(0,162)
Pob. 20.001-50.000 hab.	0,025	(0,226)	Área urbana	0,007	(0,135)
Pob. 50.001-75.000 hab.	-0,329	(0,744)	Área urbana pond.	-0,001	(0,011)
Pob. >75.000 hab.	-0,065	(0,132)	<i>Otras variables</i>		
<i>Estructura poblacional</i>			Salario	0,053	(0,219)
Población 0-5a	0,001	(0,004)	Turístico	0,066***	(0,043)
Población 5-19a	-0,003	(0,007)	Mancomunado	0,004	(0,029)
Población >65a	-0,033	(0,042)			
Población Immigrante	0,002	(0,003)			

Notas: (i) identificación de los coeficientes de coste a partir de las estimaciones de la columna (3) de la Tabla 2; (ii) los errores estándar se han calculado mediante bootstrap paramétrico y 5.000 réplicas; (iii) ***, ** y * denotan significación estadística al 99, 95 y 90 por ciento, respectivamente.

¹⁵ 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).

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 entorno 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 la Tabla 3 se observa como la dispersión urbana del municipio, medida como la inversa de la densidad de población (*superficie por habitante*), 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 incrementa el gasto corriente por habitante, en media, en un 0,088%, lo que se traduce en un impacto sobre los costes de provisión de bienes y servicios públicos de un 0,092%. 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%¹⁶ mayor que los no turísticos.

5.4. 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 la Tabla 4, 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.

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

¹⁶ Nótese que, para las variables 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.

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 el hecho de que buena parte de los costes asociados a servicios generales de los ayuntamientos son fijos, en el sentido de que no dependen del nivel de población del municipio.

En relación a los servicios de seguridad, se observa como el coste por habitante disminuye hasta 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. En relación al resto de funciones de gasto, se observa como 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, se observa como 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 como 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.

Tabla 4. Impacto sobre el coste de provisión de bienes y servicios públicos por funciones.

Variables	Servicios Generales	Seguridad	Promoción Social	Limpieza	Aguas
<i>Población</i>					
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)
<i>Mancomunado</i>	-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) Para cada función de gasto se ha analizado qué estructura es más adecuada para especificar la dependencia espacial de los datos: modelo que incluye dependencia espacial en la variable dependiente y en el término de error (ecuación 13) para la función de gasto en servicios generales; el modelo que incluye solamente el retardo espacial de la variable endógena (ecuación 11) para la estimación de las funciones de gasto en seguridad y promoción social; y el modelo que incluye solamente una estructura autorregresiva espacial en el término de error (ecuación 12) para la estimación de las funciones de gasto en limpieza y aguas; (iii) los errores estándar (entre paréntesis) se han calculado mediante bootstrap paramétrico y 5.000 réplicas.

Por lo tanto, los resultados indican que el aumento del tamaño poblacional de los municipios solamente produciría un ahorro claro de costes en términos per cápita 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. En cambio, en el resto de servicios analizados, 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 como 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. Sería necesario un análisis más detallado de estas funciones para determinar si la mancomunación de cada servicio va acompañada, en general, de una variación en la calidad del servicio o se debe puramente a una variación en el nivel de costes por unidad de servicio.

6. Conclusiones

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 ha estado recientemente muy cuestionado, y las posibilidades de reforma en cuanto a la estructura y funcionamiento de los gobiernos municipales han centrado el debate sobre la sostenibilidad de la Administración Pública local. Desde distintos ámbitos se ha abogado tanto por reducción del número de municipios como por la intensificación de la cooperación intermunicipal como vías más operativas para garantizar una adecuada prestación de bienes y servicios públicos derivados de las competencias asumidas por las autoridades locales. Sin embargo, la evidencia empírica sobre los efectos de dichas reformas en el gasto público local es escasa y, en ocasiones, incluso presenta conclusiones contradictorias entre sí.

El objetivo de este trabajo ha sido aportar evidencia empírica sobre esta cuestión tan debatida, cuantificando la escala óptima de los municipios españoles que garantiza una provisión eficiente de bienes y servicios públicos. Para ello, y basándonos en los modelos clásicos utilizados en la literatura sobre gasto público local, hemos planteado un modelo teórico de comportamiento de los ayuntamientos y ciudadanos que permite obtener una función de gasto de los municipios cuyas variables son medibles y, por tanto, puede ser estimada empíricamente. Este modelo consiste en la combinación de un modelo de costes de provisión de bienes y servicios (o modelo de oferta), que permite describir el proceso de toma de decisiones de los gobiernos locales; y un modelo de demanda de bienes y servicios públicos, que permite describir el proceso de toma de decisiones de los ciudadanos. 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 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, se le ha dado un tratamiento que ha permitido relajar 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 mediante la inclusión de la densidad de población. El modelo también ha tenido en cuenta las posibles interacciones entre municipios vecinos que puedan afectar a sus niveles de gasto público (externalidades de tipo *spillover* y competencia por comparación) mediante la utilización de técnicas de econometría espacial, así como la consideración de los posibles usuarios potenciales (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. Este resultado revela la presencia de economías de escala en la prestación de los bienes y servicios públicos locales, es decir, que el coste unitario de prestar los servicios públicos locales disminuye al aumentar la población. 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 en términos per cápita 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. En cambio, en el resto de servicios analizados, 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.

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 serán más elevados o más reducidos en un municipio en función de su nivel de población, y manteniendo constantes el resto de variables relevantes. Por tanto, 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. Los resultados obtenidos para servicios generales y seguridad son los únicos que apuntan a la existencia de economías de escala, si bien ello no significa que una centralización de los mismos fuera a ir acompañada de una disminución, en tanto que la centralización de servicios públicos podría ir asociada a un aumento de los costes de información y coordinación, así como a un empeoramiento en el proceso de rendición de cuentas, que podrían contrarrestar la disminución de costes derivada de las economías de escala. De hecho, la evidencia empírica sobre los casos en los que se han aplicado este tipo de políticas con el objetivo de mejorar la eficiencia muestra como no se han logrado los objetivos planteados, sino más bien al contrario (IEB, 2011).

7. Bibliografía

Allen, L.; Amacher, R.; Tollison, R. (1974) The economic theory of clubs: a geometric exposition, *Public Finance*, 3-4, pp. 386-391.

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

Anselin, L.; Bera, A. (1998), “Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics” in A. Ullah and D. Giles (Eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, Marcel Dekker, New York, N.Y.

Baicker, K. (2005), The spillover effects of state spending, *Journal of Public Economics*, 89, 529-544.

Bastida, F.; Guillamón, M.; Benito, B. (2013), Municipal spending in Spain: a spatial approach, *Journal of Urban Planning Development*, 139 (2), 79-93.

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.

Bergstrom, T. C.; Goodman R. P. (1973) Private demand for public goods, *American Economic Review*, 63, 280-96.

Boix, R.; Veneri P.; Almenar V. (2012), “Polycentric metropolitan areas in Europe: towards a unified proposal of delimitation”, en Rubiera F. y Fernandez E. *Rethinking the Economic Region: New Possibilities of Regional Analysis from Data at Small Scale*, Springer-Verlag (en prensa).

- Borcheding, T. E., Deacon, R. T. (1972) The demand for the services of non-federal governments, *American Economic Review*, 62, 891-906.
- Bosch, N.; 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*, 33, 343-84.
- Buchanan, J. M. (1965), An economic theory of clubs, *Economica*, 32, 1-14.
- Brainard, W.; Dolbear, F. T. (1967), The possibility of oversupply of local 'public' goods, a critical note, *Journal of Political Economy*, 75, 86-90.
- Carruthers, J.I.; Ulfarsson, G.F. (2003), Urban sprawl and the cost of public services, *Environment and Planning B: Planning and Design*, 30, 503-522.
- Case, A. C.; Rosen, H. S.; Hines, J. R. (1993), Budget spillovers and fiscal policy interdependence: evidence from the states, *Journal of Public Economics*, 52, 285-307.
- Dekel, G.P. (1995), Housing density: A neglected dimension of fiscal impact analysis, *Urban Studies*, 32, 935-951.
- Dixit, A. (1973), The optimum factory town, *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4(2), 637-651.
- Downes, T.A.; Pogue, T.F. (1994), Adjusting school aid formulas for the higher cost of educating disadvantaged students, *National Tax Journal*, 47, 89-110.
- Edwards, J.H.Y. (1990), Congestion function specification and the 'publicness' of local public goods, *Journal of Urban Economics*, 27, 80-96.
- Ellis-Williams, D. (1987), The effect of spatial population distribution on the cost of delivering local services, *Journal of the Royal Statistical Society*, 150, 152-166.
- Figlio, D. N.; Kolpin, V. W.; Reid, W. E. (1999), Do States play welfare games?, *Journal of Urban Economics*, 46, 437-454.
- Florax, R.; Folmer, H. (1992), Specification and estimation of spatial linear regression models : Monte Carlo evaluation of pre-test estimators, *Regional Science and Urban Economics*, 22, 405-432.
- Foucault, M.; Madies, T.; Paty, S. (2008), Public spending interactions and local politics. Empirical evidence from French municipalities, *Public Choice*, 137, 57-80.
- Frère et al (2013), The impact of intermunicipal cooperation on local public spending, *Urban Studies*

- Geweke, J. (1993), Bayesian Treatment of the Independent Student- t Linear Model, *Journal of Applied Econometrics*, 8, 19-40.
- Gordon, R. H. (1983), An optimal taxation approach to fiscal federalism, *Quarterly Journal of Economics*, 98, 567–586.
- Hindriks, J. and Lockwood, B. (2005): “Centralization and Political Accountability”, CEPR Discussion Paper 5125.
- Hortas-Rico, M.; Solé-Ollé, A. (2010), Does urban sprawl increase the costs of providing local public services? Evidence from Spanish municipalities, *Urban Studies*, 47, 1513-1540.
- IEB (2011), Informe IEB sobre Federalismo Fiscal, Institut d’Economia de Barcelona.
- Ladd, H.F. (1992), Population Growth, Density and the Costs of Providing Public Services, *Urban Studies*, 29, 273-95.
- Ladd, H.F. (1994), Fiscal Impacts of Local Population Growth: A Conceptual and Empirical Analysis, *Regional Science and Urban Economics*, 24, 661-86.
- Ladd, H.; 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. (1999), Spatial econometrics. Disponible online en www.spatial-econometrics.com/html/wbook.pdf
- López Laborda, J. y Salas, V. (2002), Financiación de servicios públicos en territorios con desigual densidad de demanda, *Revista de Economía Aplicada*, 10 (28), 121-150.
- Mello, L.; 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.
- Mirrlees, J.A., (1972), The optimum town, *Swedish Journal of Economics*, 74(1), 114-135.
- Oates, W. E. (1972), Fiscal Federalism, Harcourt Brace Jovanovich, New York.
- Olson M (1969), The principle of fiscal equivalence: the division of responsibilities among different levels of government, *American Economic Review*, 59, 479–487.
- Olson, M. (1986) Toward a more general theory of government structure, *American Economic Review*, 76 (2), pp. 120-125.

- Pauly, M. (1970), Optimality, 'public' goods and local governments, a general theoretical analysis, *Journal of Political Economy*, 78, 572–585.
- Redoano, M. (2007), Fiscal interactions among European countries. Does the EU matter?, CESIFO Working Paper No. 1952.
- Salmon, P. (1987), Decentralization as an incentive scheme, *Oxford Review of Economic Policy*, 3, 24-43.
- Samuelson, P.A. (1954), The Pure Theory of Public Expenditure, *The Review of Economics and Statistics*, 36(4), 387-389.
- Seabright, P. (1996): "Accountability and decentralisation in government: An incomplete contracts model", *European Economic Review* 40, 61-89.
- Solé-Ollé, A. (2001) Determinantes del gasto público local: ¿necesidades de gasto o capacidad fiscal?, *Revista de Economía Aplicada*, 25, 115-56.
- Solé-Ollé, A. (2006), Expenditure Spillovers and Fiscal Interactions: Empirical Evidence from Local Governments in Spain, *Journal of Urban Economics*, 59, 32-53.
- Turnbull, G. (1998), The overspending and flypaper effects of fiscal illusion: theory and empirical evidence, *Journal of Urban Economics*, 44, 1-26.
- Vilalta, M. ; Mas, D.; Salinas, P. (2011), Informe sobre el gasto no obligatorio de los municipios españoles. Ejercicios 2004-2007, Fundación Democracia y Gobierno Local.

ANEXO I. Descripción de variables del modelo

A. Factores de coste

Salario

El primer factor de coste incluido en el modelo es el coste de los inputs, medido a través del salario (*salario*) y calculado como el ratio entre la remuneración percibida por los asalariados y el número de asalariados. Dado que no se dispone de esta información a nivel municipal, se utiliza el salario medio provincial en el sector servicios (privado). El impacto esperado de esta variable sobre los costes es positivo, ya que cuanto mayor sea el salario en el sector privado, mayor será el salario que el sector público deba pagar para incentivar a los trabajadores a trabajar en él (Ladd, 1992).

Población

El segundo factor de coste incluido en el modelo hace referencia a la variable *población*, que corresponde a la población municipal, estimada mediante la *función lineal por tramos*. Generalmente, en la literatura se ha incluido la población como único factor demográfico de coste externo, identificándola como los usuarios potenciales de los servicios. En este estudio, se ha considerado conveniente incluir también distintos subgrupos de población, considerados usuarios potenciales con necesidades especiales (Solé-Ollé, 2001). De este modo, se han incluido en el modelo las siguientes variables: 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.

Factores sociales

Los factores sociales suelen estar representados por indicadores de privación económica, como el nivel de pobreza, la tasa de desempleo o el porcentaje de población inmigrante, que aproximan, por un lado, el número de residentes con necesidades especiales (Ladd y Yinger, 1989) pero, por otro lado, también captan las condiciones adversas que pueden afectar al nivel de provisión necesario para mantener un determinado nivel de resultados del servicio. En este estudio se ha incluido el porcentaje de residentes inmigrantes (% *inmigrantes*) como variable que identifica a grupos de usuarios con necesidades específicas.

Localización

Se han incluido también las pautas de localización de la población en el territorio como factores de coste adicional en la provisión de servicios públicos. La dispersión requiere la extensión de las infraestructuras básicas (carreteras y vías públicas, servicio de alumbrado público y alcantarillado) largas distancias para satisfacer la demanda de bienes y servicios públicos de un número relativamente bajo de residentes que se encuentran localizados en

las urbanizaciones de la periferia de los municipios. Asimismo, la provisión de determinados bienes y servicios tiene que incrementarse con el objetivo de mantener constante el nivel de provisión pública de todos los residentes del municipio. En consecuencia, la dispersión urbana hace que dejen de aprovecharse las economías de escala asociadas a la provisión de determinados servicios públicos locales cuyos costes de provisión varían directamente con la distancia, tales como la recogida de basuras, la limpieza viaria, policía, bomberos o transporte público, incrementando de forma ineficiente sus costes de provisión (Carruthers y Ulfarsson, 2003). Por tanto, la dispersión urbana se aproxima mediante una variante de densidad de población, definida como la superficie construida per cápita (*supcons_hab*). En línea con la literatura empírica previa (Carruthers y Ulfarsson, 2003; Hortas-Rico y Solé-Ollé, 2010), se incluyen además el número de núcleos del municipio (*núcleos*) y el porcentaje de población diseminada (*% diseminada*) como medidas adicionales para aproximar la dimensión espacial de la distribución de la población.

Usuarios no residentes

El número de visitantes diarios al municipio, bien sea por motivos de trabajo o por motivos de ocio, también determina el número de usuarios potenciales de los servicios públicos. En el caso de bienes y servicios de tipo privado, los usuarios no-residentes ejercerán una presión al alza sobre el nivel de gasto per cápita del municipio necesario para mantener la calidad de los servicios públicos (externalidades *commuter*). En general, cabría esperar que las externalidades de este tipo fuesen más intensas en áreas metropolitanas o en las grandes ciudades. Para captar estos posibles efectos sobre la producción de algunos servicios locales, se han introducido en el modelo dos variables ficticias: una variable que toma valor 1 si el municipio es una ciudad principal (*ciudad principal*), y otra variable que toma valor 1 si el municipio pertenece a un área metropolitana (*área metropolitana*), ambas definidas según los criterios establecidos en Boix et al (2012). Se considera que este tipo de municipios soportarán mayores costes derivados de la mayor movilidad que se genera en estas áreas. No obstante, estas externalidades se generan no sólo por el hecho de ser ciudad principal o de pertenecer a un área metropolitana, sino también por el nivel de población que rodea a estos municipios. Para tener en cuenta este hecho, la variable área metropolitana ha sido multiplicada por el ratio entre la población del área y la población del municipio: $(\text{pobl. área} - \text{pobl. municipio}) / \text{pobl. municipio}$. La interacción de la variable ficticia por este ratio será un indicador de los usuarios potenciales de estos municipios.

Turismo

Los municipios turísticos, al igual que las grandes ciudades, padecen con mayor frecuencia los costes adicionales en la provisión de servicios locales derivados de la existencia de externalidades. Para tener en cuenta a los ciudadanos no residentes que

pueden ser usuarios potenciales de los servicios públicos del municipio, se incluye una variable (*turístico*) 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.

Otros factores de coste

Adicionalmente, en este grupo de factores de coste se ha incluido 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 de bases; y la comunidad autónoma a la que pertenece el municipio.

B. Factores de demanda

Renta

Los factores de demanda estarían relacionados con la capacidad fiscal del municipio. En primer lugar, se incluyen la *renta del ciudadano representativo* (y_i), medida a través de la renta disponible 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.

Tax-share

En segundo lugar, se incluye el *tax-share* (t_i), que 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 y el impuesto de vehículos. 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 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.

ANEXO II. Tablas

Tabla A.1. Estadísticos descriptivos

	Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo
<u>VARIABLES DEPENDIENTES:</u>				
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
<u>VARIABLES EXPLICATIVAS:</u>				
<i>VARIABLES DE COSTE</i>				
<i>Población</i>	6,673.97	52,068.31	9.00	3,132,463.00
<i>Estructura poblacional</i>				
% 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
<i>Pautas localización</i>				
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
<i>Externalidades</i>				
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
<i>Otras variables</i>				
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
<i>VARIABLES DE DEMANDA</i>				
Renta por hab.	11,759.41	2,450.54	6,112.94	31,465.09
Tax-share	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

Elaboración propia

Tabla A.2. Efectos directos e indirectos medios

	<i>Función de gasto</i> <i>(Retardo espacial + error espacial)</i>	
	<i>Efectos directos</i> <i>medios</i>	<i>Efectos indirectos</i> <i>medios</i>
	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>
<i>Variables de coste</i>		
<i>Población</i>		
Pob. 0-100 hab.	-0,2201***	-0,0850***
Pob. 101-500 hab.	-0,0738	-0,0284
Pob. 501-1.000 hab.	-0,0942	-0,0364
Pob. 1.001-5.000 hab.	-0,0298	-0,0115
Pob. 5.001-20.000 hab.	-0,0157	-0,0060
Pob. 20.001-50.000 hab.	0,0221	0,0086
Pob. 50.001-75.000 hab.	-0,2853	-0,1104
Pob. >75.000 hab.	-0,0612	-0,0236
<i>Estructura poblacional</i>		
Población 0-5a	0,0006	0,0002
Población 5-19a	-0,0023	-0,0009
Población >65a	-0,0302	-0,0116
Población Inmigrante	0,0017	0,0006
<i>Pautas localización</i>		
Superficie por hab.	0,0890***	0,0343***
Pob. Dissem.	-0,0001	-0,0000
Núcleos por hab.	0,0035	0,0014
<i>Externalidades</i>		
Ciudad principal	0,0632	0,0245
Área urbana	0,0128	0,0049
Área urbana pond.	-0,0012	-0,0005
<i>Otras variables</i>		
Salario	0,0566	0,0213
Turístico	0,0649	0,0249
Mancomunado	0,0053	0,0021
<i>Variables de demanda</i>		
Tax-share	-0,0501	-0,0193
Renta	0,2267***	0,0873***
Transfer. corr.	0,3101***	0,1198***
Transfer. cap.	0,0027	0,0010
Tasas	0,1386***	0,0535***

Notas: (i) el modelo estimado incluye término constante, variables dicotómicas de competencias y de Comunidad Autónoma, así como dependencia espacial en la variable dependiente y en el término de error; (ii) estimaciones bayesianas mediante simulación de Monte Carlo de cadenas de Markov (7.000 iteraciones, omitiendo las 100 primeras); los test de convergencia realizados muestran convergencia de los parámetros estimados; (iv) *** y ** denotan significación estadística al 99 y 95 por ciento, respectivamente.