

*XI ENCUENTRO DE ECONOMÍA APLICADA  
Salamanca, 5-6-7 de junio de 2008*

**COSTES MUNICIPALES POR EL SERVICIO DE RESIDUOS SÓLIDOS URBANOS.  
UNA APLICACIÓN EMPÍRICA PARA ARAGÓN\***

Germà Bel ([gbel@ub.edu](mailto:gbel@ub.edu))

*Departament de Política Econòmica i EEM, Universitat de Barcelona*

Melania Mur (autora de correspondencia) ([mmur@unizar.es](mailto:mmur@unizar.es))

*Departamento de Estructura e Historia Económica y Economía Pública, Universidad de Zaragoza*

**Resumen:**

El objetivo de este trabajo es estudiar los factores que influyen en los costes de producción del servicio de residuos sólidos urbanos en Aragón. Los resultados del análisis empírico obtenido a partir de una muestra de municipios aragoneses de más de 1.000 habitantes poseen una elevada capacidad explicativa. En cuanto a la comparación estricta entre la forma de producción pública o privada, los costes no presentan diferencias significativas. Este resultado confirma análisis previos realizados en los últimos años que, en general, encuentran que la forma de producción, pública o privada, no presenta diferencias sistemáticas en costes. Tampoco la densidad de población y la existencia de vertedero en el término municipal muestran relación significativa con los costes municipales. Los municipios pequeños que prestan el servicio de manera asociada a través de comarcas o mancomunidades soportan unos costes por el servicio inferiores. Además, esta cooperación eleva la frecuencia de la recogida y mejora la calidad del servicio. En cambio, la población del municipio, la dispersión municipal y los niveles salariales tienen un efecto significativo y relación positiva con los costes por el servicio. No hemos hallado evidencia de economías de escala significativas en las diferentes estimaciones según tamaño de la población, muy probablemente porque éstas ya están realizadas dada la gran extensión de la cooperación intermunicipal.

**Palabras clave:** gobierno local, privatización, contratación externa y residuos sólidos urbanos.

**Clasificación JEL:** H72, L33, Q53, R50.

---

\* Esta investigación se ha beneficiado de la ayuda financiera del proyecto BEC2003-01679 (Ministerio de Ciencia y Tecnología) y del proyecto SEJ2006-04985 (Ministerio de Educación y Ciencia). Agradecemos los comentarios y sugerencias de Daniel Albaladejo y Xavier Fageda.

## 1. Introducción

Como consecuencia del desarrollo económico y del aumento del consumo se ha registrado un incremento sustancial en las cantidades generadas de residuos sólidos urbanos [André y Cerdá (2006)] y, por tanto, en los costes de su recogida, transporte y eliminación. Además, en los últimos años, ha aumentado la complejidad de la organización del servicio puesto que, por un lado, la Unión Europea ha establecido, a través de un conjunto de directivas, la obligación de los Estados Miembros de reducir la producción de residuos y la necesidad de valorización mediante reciclado<sup>1</sup>. Y, por otro, se han establecido programas dirigidos a cerrar vertederos incontrolados.

Simultáneamente, la gestión del servicio de residuos sólidos ha experimentado importantes cambios mediante el avance de la contratación externa del servicio. En efecto, en el servicio de residuos sólidos urbanos está muy extendida la producción privada (equivalente en la práctica a la contratación externa en España, pues las unidades públicas no suelen competir por contratos fuera de su propia jurisdicción). En más de la mitad de los municipios españoles este servicio está bajo producción privada; en Aragón, la producción privada es la forma mayoritaria de producción, presente en casi el 60 por 100 de los municipios, y alcanza a casi el 80 por 100 de la población.

Una de las motivaciones de la contratación externa del servicio de residuos sólidos podría ser la consecución de menores costes de producción del servicio, sin embargo, la evidencia empírica sobre el ahorro de costes con la contratación externa ofrece resultados ambiguos [Bel y Warner (2007)].

Recientemente, Warner y Hefetz (2003) han sugerido que la cooperación intermunicipal puede ser una alternativa a la privatización local, especialmente en los municipios más pequeños con un menor número de potenciales contratistas externos. Si bien en EE.UU. la cooperación

---

<sup>1</sup> Artículo 3 de la Directiva de residuos 2006/12/CE.

intermunicipal es incompatible con la producción privada, este no es el caso de España, donde Bel y Costas (2006) han analizado mediante un modelo multivariante el efecto de la cooperación municipal sobre los costes, encontrando que están negativamente relacionados. A partir de estos antecedentes, en este estudio incorporamos la cooperación intermunicipal a través de comarcas y mancomunidades de municipios y sugerimos que este factor puede jugar un papel relevante al permitir alcanzar economías de escala, tanto con producción privada como con producción pública.

El objetivo de este trabajo es analizar la variabilidad entre municipios de los costes soportados por el servicio de residuos sólidos bajo producción privada y pública, incorporando la cooperación intermunicipal y utilizando variables de control para asegurar una mayor robustez de los resultados. Para alcanzar este objetivo, en este papel se analiza el servicio de residuos sólidos urbanos para la Comunidad de Aragón. La elección de este entorno territorial y el esfuerzo de obtención de información realizado nos permiten disponer de una muestra muy amplia de municipios de muy pequeña dimensión, generalmente ausentes o muy poco representados en los análisis previos en la literatura. En este sentido, nuestro trabajo contribuye en el análisis específico de la cuestión para municipios de muy poca población.

El resto del trabajo se estructura en cuatro secciones. En la segunda se revisan las investigaciones empíricas que analizan los costes soportados por el servicio de residuos sólidos, poniendo especial énfasis en la relación entre forma de producción del servicio y costes. En una tercera sección, se especifica y estima un modelo econométrico adaptado a las peculiaridades de nuestro entorno geográfico de referencia. En la cuarta sección se exponen los principales resultados obtenidos de la estimación anterior. La quinta sección resume nuestras conclusiones.

## 2. Relación entre la forma de producción y los costes: evidencia empírica en el servicio de residuos sólidos

La publicación de trabajos relacionados con los efectos de la propiedad pública y la propiedad privada sobre los costes ha suscitado gran interés en el campo de los servicios públicos<sup>2</sup>. En esta investigación nos centramos en los trabajos empíricos que estudian los factores que influyen en los costes municipales por el servicio de residuos sólidos para muestras amplias de municipios y que, además, analizan la relación entre producción pública, producción privada y costes. De las diferentes técnicas empleadas, en este repaso nos limitamos a los estudios de tipo econométrico que utilizan el análisis multivariante y que emplean variables de control para asegurar una mayor robustez en los resultados, por ser este el objetivo que nos proponemos en nuestro trabajo<sup>3</sup>.

En el servicio de residuos sólidos, el fenómeno de la relación entre los costes del servicio<sup>4</sup> y su producción pública o privada ha sido discutido cuidadosamente en un buen número de artículos, situándose la primera referencia en Hirsch (1965). Desde Hirsch hasta mediados de los setenta, son varios los trabajos econométricos [Kitchen (1976), Kemper y Quigley (1976) y Collins y Downes (1977)] que tratan de explicar los costes del servicio de residuos sólidos urbanos. Las conclusiones obtenidas por estos trabajos son, en general, muy preliminares y no se consiguen apenas efectos comunes en los diferentes modelos debido, fundamentalmente, a las limitaciones en

---

<sup>2</sup> Savas (2000), Hodge (2000) y Bel y Warner (2007) realizan una interesante revisión sobre estudios de privatización en diversos servicios locales.

<sup>3</sup> Por tanto, en nuestra revisión no dedicamos una atención particular a los trabajos que emplean otras técnicas. Entre éstos nos parecen destacables el de Cubbin, Domberger y Meadowcroft (1987), que utiliza para Reino Unido la técnica del análisis envolvente de datos (DEA). También procede mencionar –para el caso de España– trabajos sobre las diferencias de productividad entre producción pública y privada mediante DEA, como los de Vilardell i Riera (1989), Bosch, Pedraja y Suárez-Pandiello (2000) para municipios de Cataluña en ambos casos, y el de Álvarez, Caride y González-Martínez (2003) para municipios de Galicia.

<sup>4</sup> En este sentido es conveniente realizar una precisión metodológica. En los trabajos econométricos analizados, el término coste del servicio se refiere a los gastos efectuados en el municipio por el servicio, dada la falta de información sobre los costes de producción de las empresas privadas en el nivel municipal. Tan sólo Stevens (1978) emplea datos de costes de producción de empresas privadas.

cuanto a disponibilidad de datos y al carácter preliminar de los modelos especificados. De esta manera, la forma de producción del servicio genera resultados opuestos en los modelos en los que se incluye. De las estimaciones de Kemper y Quigley (1976, 64) y Collins y Downes (1977, 344) se desprende que la provisión privada es más cara que la provisión municipal. Sin embargo, bajo provisión pública, Hirsch (1965, 91) y Collins y Downes (1977, 344) no encuentran diferencias significativas de costes por el servicio entre producción privada y producción municipal; en cambio, en Kitchen (1976, 70) y Kemper y Quigley (1976, 64) la contratación externa va asociada a costes más bajos que la producción municipal.

Con respecto a la existencia de economías de escala con el *output*, Hirsch (1965) y Kemper y Quigley (1976) concluyen la ausencia de economías de escala en el servicio. Por otra parte, Collins y Downes (1977) encuentran deseconomías de escala para los sistemas de recogida muy pequeños. Y, por último, Kitchen (1976) obtiene una forma de U invertida en su análisis de las economías de escala y encuentra deseconomías de densidad en el coste<sup>5</sup>.

A partir de finales de los años setenta, surgen trabajos empíricos más robustos como los de Pommerehne y Frey (1977), Stevens (1978), Tickner y McDavid (1986), Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986), Dubin y Navarro (1988,) Szymanski y Wilkins (1993), Szymanski (1996) y Reeves y Barrow (2000). La principal novedad de todos estos estudios es que, gracias a la mayor disponibilidad de información y a la mejora de las técnicas estadísticas, presentan una mayor robustez en sus resultados. Del análisis empírico se desprende que de la comparación estricta entre forma de producción pública y producción privada, algunos trabajos encuentran que el coste del servicio es mayor en los municipios con producción pública, con independencia de la existencia de competencia [Pommerehne y Frey (1977, 233), Tickner y McDavid (1986, 358),

---

<sup>5</sup> Las economías de densidad se refieren a las variaciones en los costes medios ante cambios en la concentración de la población servida.

Reeves y Barrow (2000, 141)]. En otros, como Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986, 79) y Szymanski y Wilkins (1993, 124), con concurso competitivo los costes privados y públicos no difieren, en cambio, en Szymanski (1996, 11), los costes privados son menores que los públicos con concurso competitivo, porque las ventajas de la contratación competitiva se erosionan con el paso del tiempo: menos rápidamente en el caso de los contratos ganados por empresas privadas y más rápidamente en el caso de los ganados por unidades públicas.

Sobre la existencia de economías de escala los resultados son de nuevo ambiguos<sup>6</sup>. Otros factores analizados muestran resultados menos ambiguos y, de este modo, la mayor cantidad de residuos, el aumento de la frecuencia de la recogida, los mayores costes salariales, la ubicación en un área metropolitana o en una gran ciudad encarecen los costes y la menor distancia al lugar de vertido los reduce. Por último, los resultados estadísticos de los otros factores explicativos no muestran significatividad estadística u ofrecen resultados mixtos<sup>7</sup>.

Junto a estos estudios publicados a finales del siglo XX, hay otros muy recientes que con técnicas estadísticas más desarrolladas comparan también los costes municipales por el servicio de residuos bajo propiedad pública y bajo propiedad privada. La mayoría estima los costes totales por el servicio, sin embargo, analizan entornos muy diferentes. Excepto el trabajo de Callan y Thomas (2001), para EE.UU., que utiliza una forma funcional lineal de la ecuación de costes, los modelos

---

<sup>6</sup> En este sentido, los resultados empíricos de Tickner y McDavid (1986) y Szymanski y Wilkins (1993) coinciden en señalar la presencia de economías de escala para todo el conjunto de municipios. Por otra parte, Stevens (1978) y Dubin y Navarro (1988) encuentran economías de escala positivas en los municipios de menor población que se agotan paulatinamente por encima de los 20.000 habitantes. Y, por el contrario, Reeves y Barrow (2000) no encuentran en ningún caso economías de escala.

<sup>7</sup> Por ejemplo, respecto a las condiciones climatológicas, los cambios de temperatura no son un factor significativo ni en Stevens (1978) ni en Dubin y Navarro (1988). Sin embargo, en el modelo de Dubin y Navarro (1988) sí se estima que un incremento en las precipitaciones anuales aumenta los costes del servicio. También la variable densidad residencial disminuye significativamente los costes en los estudios de Szymanski (1996) y Reeves y Barrow (2000), aunque en el resto de los trabajos en los que se incluye no aporta ningún efecto significativo. Estos estudios no encuentran evidencia de economías de densidad; no obstante, cuando Dubin y Navarro (1988) incorporan explícitamente los efectos de la estructura de mercado en la función de costes sí documentan economías de densidad significativas.

de Dijkgraaf y Gradus (2003, 2007), para Holanda, Bel (2006), para España, y Ohlsson (2003), para Suecia, consideran una forma doble logarítmica.

Los resultados obtenidos por estos trabajos muestran que, por lo que se refiere a la forma de producción, los costes no presentan diferencias significativas entre producción pública y privada. En general, estos modelos refuerzan el resultado ya recogido en los estudios previos de que la competencia por la producción del servicio es más importante que la propiedad<sup>8</sup>. Tan solo en el modelo de Ohlsson (2003) la producción privada es más costosa que la producción pública. Resultados más ambiguos se obtienen en cuestiones como la existencia de economías de escala<sup>9</sup> o de economías de densidad<sup>10</sup>. Por otra parte, el mayor volumen de residuos generados, la cantidad de residuos selectivos, el número de puntos de recogida, los mayores costes salariales, el aumento en la frecuencia de la recogida y la mayor distancia al lugar de vertido tienen un efecto positivo y significativo sobre los costes<sup>11</sup>. En cambio, la existencia de vertedero en el municipio reduce los costes.

Por último, el más reciente de este grupo de trabajos, Bel y Costas (2006), extiende el análisis de Bel (2006) al estudio de la cooperación municipal. Los resultados de Bel y Costas (2006)

---

<sup>8</sup> Bel y Warner (2007) sugieren, sobre la base de un meta-análisis de estudios empíricos en el servicio de residuos sólidos, que la falta de competencia podría explicar que en algunos casos no se encuentren evidencias de un efecto positivo de la contratación externa.

<sup>9</sup> Por lo que respecta a las economías de escala, a partir del análisis empírico, Dijkgraaf y Gradus (2003) no encuentran economías de escala, lo que confirma los resultados anteriores de Hirsch (1965), Collins y Downes (1977) y Reeves y Barrow (2000), del mismo modo que Stevens (1978) para los municipios grandes. Callan y Thomas (2001) tampoco encuentran economías de escala para los residuos de eliminación aunque sí para los de selectiva. Bel (2006), al igual que Stevens (1978) y Dubin y Navarro (1988), encuentra economías de escala (de intensidad y significación relativamente reducida) en los municipios de menor población, que se desvanecen al aumentar la población del municipio por encima de los 20.000 habitantes.

<sup>10</sup> Tan solo los resultados obtenidos por Callan y Thomas (2001) evidencian economías de densidad para los residuos de eliminación. Mientras Ohlsson (2003) encuentra deseconomías de densidad y Dijkgraaf y Gradus (2003) ofrecen resultados mixtos. Por otra parte, la existencia de economías de alcance ha sido tratada por Callan y Thomas (2001) y Bel (2006) pero los resultados difieren. En este sentido, Bel (2006) no encuentra evidencia de economías de alcance mientras Callan y Thomas (2001) hallan economías de alcance tanto en eliminación como en reciclaje.

<sup>11</sup> Con relación al impacto que los residuos selectivos tienen sobre los costes, tan solo Dijkgraaf y Gradus (2003) encuentran que la mayor cantidad de residuos selectivos orgánicos reduce el coste.

indican que la cooperación municipal reduce los costes<sup>12</sup> y confirman la hipótesis de Kodrzycki (1994) y Ballard y Warner (2000) de que los ahorros de costes derivados de la contratación externa tienden a desaparecer con el tiempo y, de esta manera, cuanto más reciente es la experiencia de primera contratación en un municipio, mayor es la competencia y, por tanto, mayor el efecto negativo sobre los costes del servicio. Los efectos perjudiciales de la concentración empresarial y la falta de competencia han sido también constatados por Dijkgraaf y Gradus (2007).

En definitiva, a partir de la revisión de la literatura que analiza la estructura de los costes municipales del servicio de residuos sólidos hemos visto que en los trabajos más robustos no se observan diferencias significativas entre la propiedad pública y la propiedad privada. Con respecto al resto de variables consideradas, la cantidad de residuos generados y, alternativamente, la población servida como aproximación al *output*, el aumento de la frecuencia de la recogida, la distancia al lugar de vertido y los mayores costes salariales incrementan significativamente los costes municipales por el servicio. En cambio, la existencia en el municipio de instalaciones de vertido de residuos disminuye los costes. Por otra parte, cuestiones como las relativas a la existencia de economías de escala ofrecen evidencia ambigua.

### **3. Estudio empírico: el modelo y los datos**

En esta sección analizamos empíricamente la cuestión de la relación entre propiedad pública y privada y costes en un entorno caracterizado por la presencia de municipios pequeños. Como acostumbra a hacerse en la literatura más relevante, incluimos en el modelo otras variables que se espera puedan tener alguna incidencia sobre la dependiente.

---

<sup>12</sup> En interesante resaltar que los resultados de Bel y Costas (2006) muestran que la cooperación está relacionada negativamente con los costes en la estimación de la ecuación agregada y en las estimaciones que agregan municipios hasta 10.000 y 20.000 habitantes. En cambio, esta variable no es significativamente distinta de cero en la estimación para municipios de mayor población (más de 20.000 habitantes).



### 3.1. El modelo y los datos

Para poder comparar los resultados con los estudios econométricos previos, las técnicas aplicadas en este trabajo se corresponden con las utilizadas por los estudios revisados en la sección anterior. De esta manera, la función básica del coste municipal por el servicio de residuos sólidos toma la forma siguiente:

$$CTE = f(Pobl, Frec, Equi, Dens, Disp, Prod, Titu, Sal) \quad (1)$$

La variable dependiente que vamos a emplear y que llamaremos *CTE*, va a ser el coste municipal pagado por el servicio de residuos sólidos en los municipios de Aragón, que comprende los gastos destinados a sufragar la recogida, el transporte o eliminación y la propia eliminación o tratamiento<sup>13</sup>. Tomamos como variable dependiente los costes totales, al igual que Stevens (1978), Tickner y McDavid (1986), Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986), Reeves y Barrow (2000), Callan y Thomas (2001), Dijkgraaf y Gradus (2003, 2007) y Bel (2006). Los costes totales en que incurre el municipio se determinan por la población del municipio (*Pobl*) como variable aproximativa a la cantidad de residuos generados, una variable que refleja la calidad del servicio como es la frecuencia de la recogida (*Frec*), algunas condiciones del servicio que afectan a los requerimientos de *input* (*Equi, Dens, Disp, Prod, Titu*) y el precio del factor productivo trabajo (*Sal*).

Los datos relativos a los costes municipales se han obtenido mediante la elaboración y posterior desarrollo de la *I Encuesta sobre Producción del Servicio de Residuos Sólidos Urbanos y del Suministro de Agua en Aragón*, la Encuesta en adelante, que permitió obtener información

---

<sup>13</sup> Procede resaltar que nuestro objetivo no es analizar los costes de producción de las unidades productivas públicas y de las empresas privadas puesto que no se dispone de información sobre los costes de producción de las empresas privadas. Bajo producción municipal, el coste municipal y el coste de producción son equivalentes pero, como Bel (2006) indica, no sucede así en el caso de producción privada. Por ello, en este trabajo, como habitúa a hacerse en la literatura empírica, con la excepción de Stevens (1978), el coste se identifica con los gastos efectuados en el municipio por el servicio.

completa de 56 municipios aragoneses de más de 1.000 habitantes<sup>14</sup>. En el cuadro 1 se ofrecen las características más generales de la muestra obtenida. La muestra incluye el 50 por 100 de los municipios aragoneses de más de 1.000 habitantes. Por debajo de los 5.000 habitantes la muestra contiene al 44,60 por 100 de los municipios, porcentaje que puede considerarse muy elevado para este tamaño de municipios<sup>15</sup>. En el caso de los municipios medianos (entre 5.000 y 10.000 habitantes) y los grandes (por encima de los 10.000 habitantes) la muestra contiene al 75 por 100 de los municipios.

Cuadro 1. Representatividad de la información. Municipios incluidos en el análisis (> 1.000 habitantes)

Nº habitantes	1.001-2.000	2.001-5.000	5.001 a 10.000	> 10.000	Total > 1.000
Nº municipios	14	27	6	9	56
% sobre el total	24,56%	77,14%	75%	75%	50%
Población	19.012	80.797	44.634	791.190	935.633
% sobre el total	25%	79,82%	76,65%	94,75%	87,40%

Total municipios de Aragón (> 1.000 habitantes) y población (2003)

Nº habitantes	1.001-2.000	2.001-5.000	5.001 a 10.000	> 10.000	Total > 1.000
Nº municipios	57	35	8	12	112
Población	76.035	101.219	58.234	834.992	1.070.480

Fuente: Elaboración propia a partir de la *I Encuesta sobre Producción del Servicio de Residuos Sólidos Urbanos y del Suministro de Agua en Aragón*. Instituto Aragonés de Estadística.

Según cantidad de población servida, el grado de cobertura es superior al del número de municipios. La razón se encuentra en que la frecuencia de las respuestas crece con el tamaño de la

<sup>14</sup> En el proceso de obtención de datos se han tratado de detectar y subsanar errores tradicionales en este tipo de investigaciones. En el análisis empírico hemos obviado a los municipios de menos de 1.000 habitantes para los que se tenía información completa sobre costes porque la propensión a contestar es baja en este tramo de población. Además, hemos considerado conveniente excluir a los municipios de Barbastro y Cuarte puesto que, aunque no existían lagunas de información, los datos enviados sobre el coste soportado por el servicio ofrecían serias incoherencias que no han podido ser aclaradas. No obstante, la inclusión de los datos relativos a estos municipios no altera los resultados obtenidos.

<sup>15</sup> Hay que destacar la escasez de estudios econométricos internacionales que incluyan información significativa para municipios de menos de 5.000 habitantes. En España, el único antecedente en la literatura es el trabajo de Bel (2006) que incluye información significativa para el 34,9 por 100 del total de municipios de entre 1.000 y 5.000 habitantes.

población lo que provoca que algunos tramos estén sobre-representados. La población analizada representa el 87,4 por 100 del total de la población de los municipios de más de 1.000 habitantes<sup>16</sup>.

La selección de variables explicativas a utilizar en nuestro modelo se ha hecho a partir de la revisión de la literatura empírica que Hirsch (1965) planteó y otros autores fueron ampliando. A continuación, vamos a definir y a analizar las variables que hemos considerado en nuestro análisis. También señalamos la fuente y describimos los efectos esperados de cada una de ellas. Todos los datos empleados en el análisis empírico se refieren al año 2003.

1) Población del municipio, *Pobl.* Vamos a utilizar como aproximación al *output* la población de derecho del municipio según el Padrón municipal de habitantes del año 2003<sup>17</sup>. A esta primera variable explicativa la llamaremos *Pobl* y se espera encontrar una relación significativa y positiva entre la población y los costes totales. Los datos de población han sido obtenidos del Instituto Aragonés de Estadística a través de la página web <http://www.portal.aragob.es>

2) Frecuencia de la recogida, *Frec.* Incluimos la variable frecuencia semanal (*Frec*) que recoge el número de días a la semana con recogida de residuos. Esta variable ha sido obtenida a partir de la *I Encuesta sobre Producción del Servicio de Residuos Sólidos Urbanos y del Suministro de Agua en Aragón*. El efecto esperado de esta variable es, en la mayor parte de la evidencia empírica previa, positivo y significativo. Así se obtiene en los trabajos de Stevens (1978), Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986), Dubin y Navarro (1988), Callan y Thomas (2001), Dijkgraaf y Gradus (2003), Bel (2006) y Bel y Costas (2006). Consecuentemente, el signo esperado de la variable *Frec* sobre los costes es, siguiendo la literatura empírica, positivo. Es decir, se espera que al aumentar la frecuencia de la recogida los costes del servicio aumenten.

---

<sup>16</sup> Si la comparación la realizamos con el total de la población aragonesa, la muestra incluye al 75,25 por 100 del total de la población.

<sup>17</sup> No ha sido posible recabar información a través de la Encuesta sobre los residuos generados a escala municipal puesto que la mayor parte de los municipios desconocía las cantidades generadas. Este hecho ha obligado a tomar como indicador de *output* la población municipal.

3) Existencia de vertedero en el municipio, *Equi*. Siguiendo a Callan y Thomas (2001) y Bel (2006), adoptamos una variable *dummy* que refleje la existencia de vertedero en el término municipal. Esta variable toma el valor 1 si el municipio dispone de vertedero y valor 0 en caso contrario. Con ella se está captando la idea de que el coste de transporte será mayor si no se dispone de vertedero en el municipio. En consecuencia, se espera que el efecto de esta variable sobre los costes sea de signo negativo y significativo [Callan y Thomas (2001), Bel (2006)]. La información para el año 2003 ha sido obtenida a partir de la Encuesta<sup>18</sup>.

4) Densidad municipal, *Dens*. En los trabajos empíricos revisados se emplea habitualmente como variable el número de viviendas en relación con la superficie del término municipal. Sin embargo, la falta de datos actualizados en Aragón sobre el número de viviendas nos lleva a tomar como indicador la “densidad de población” definida como el número de habitantes por Kilómetro cuadrado. Los datos sobre población y superficies municipales han sido obtenidos de la página web del Instituto Aragonés de Estadística (<http://www.portal.aragob.es>). Por una parte, al aumentar la densidad de población la cantidad de residuos recogidos en cada parada crece, lo que en principio reduciría los costes de la recogida. Pero, por otra parte, a mayor concentración de la población mayores problemas de congestión de tráfico, por lo que, el tiempo de transporte podría ser mayor y, en consecuencia, los costes. En definitiva, el efecto final de la variable *Dens* resulta entonces *a priori* indeterminado<sup>19</sup>.

5) Dispersión municipal, *Disp*. Una variable que podría tener efectos sobre los costes es el número de núcleos de población dentro del área municipal. Esta variable no ha sido considerada previamente en la literatura económica sobre el servicio de residuos, y constituye por tanto una

---

<sup>18</sup> A través de la Encuesta disponíamos también de información sobre la distancia física entre el municipio en el que se produce la recogida y el lugar de vertido. Pero este indicador, muy habitual en la literatura empírica, no recoge, sin embargo, factores como la orografía o la densidad de tráfico que también pueden afectar a los costes de transporte.

<sup>19</sup> De hecho, la literatura empírica ofrece, como hemos comprobado en la sección anterior, resultados muy ambiguos en esta variable.

contribución de nuestro trabajo. Los datos sobre dispersión municipal se han recopilado a partir de la información que se publica en la página web del Instituto Aragonés de Estadística (<http://www.portal.aragob.es>). En Aragón, la población se encuentra muy desigualmente repartida sobre el territorio. En efecto, la mitad de la población se concentra en Zaragoza y el resto se distribuye en más de 700 municipios. Consecuentemente, los municipios tienen, en general, un tamaño poblacional muy pequeño y, además, tienden a estar constituidos por núcleos de población dispersos y de escaso tamaño. Por ello, la recogida de residuos se podría encarecer ante la necesidad de recorrer la distancia que separa los distintos núcleos de población pertenecientes a un término municipal. El efecto esperado de la variable *Disp* es, por tanto, positivo y significativo sobre los costes.

6) Producción privada, *Prod*. Para captar la influencia que la producción privada o pública del servicio ejerce sobre los costes hemos construido una variable *dummy* que toma valor 1 si el servicio es producido por una empresa privada y valor 0 en caso de producción pública<sup>20</sup> (gestión directa municipal más empresa pública). Los datos relativos a la forma de producción se han conseguido mediante la Encuesta. En nuestro entorno geográfico de referencia la producción privada del servicio está muy extendida. El cuadro 2 ofrece los resultados de la forma de producción del servicio en los municipios aragoneses de la muestra. En particular, el 62,90 por 100 de los municipios tiene el servicio bajo producción privada. Esta forma de producción es mayoritaria en todos los intervalos de población, excepto en el tramo de mayor población.

Algunos trabajos empíricos publicados en el último cuarto del siglo XX encontraban que la producción privada era menos costosa que la pública; sin embargo, los trabajos recientes más robustos no encuentran diferencias significativas entre ambas formas de propiedad. Consecuentemente, el efecto esperado de esta variable es, entonces, indeterminado.

---

<sup>20</sup> Ningún municipio de la muestra tiene el servicio producido por una empresa de tipo mixto.

Cuadro 2. Forma de producción del servicio de residuos sólidos (2003)

Tamaño municipal (población)	Aragón (2003)						Total Nº
	Pública directa		Empresa pública		Producción privada		
	Nº	%	Nº	%	Nº	%	
1.001-2.000	5	35,7	1	7,1	8	57,1	14
2.001-5.000	5	18,5	2	7,4	20	74,1	27
5.001-10.000	1	16,7	0	0,0	5	83,3	6
> 10.000	4	44,4	1	11,2	4	44,4	9
Total ponderado*	15	29,9	4	7,2	37	62,9	56

\* Los resultados agregados se han ajustado para corregir el sesgo derivado de diferencias de cobertura de la muestra.

Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta.

7) Titularidad del servicio, *Titu*. Esta variable está representada por una variable *dummy* que toma el valor 1 si el servicio es prestado a nivel supramunicipal, es decir, a través de una comarca o mancomunidad de municipios, y 0 en otro caso. La literatura empírica considera, como ya hemos adelantado, que la cooperación intermunicipal puede ser una alternativa a la privatización para los municipios más pequeños con un menor número de potenciales contratistas externos [Warner y Hefetz (2003)]. De esta manera, los municipios pequeños pueden explotar las economías de escala. En Aragón, con una elevada presencia de municipios de pequeño tamaño y una escasa relevancia de ciudades grandes, la cooperación en el servicio de residuos sólidos está muy extendida<sup>21</sup>, por lo que consideramos que la variable “titularidad del servicio” adquiere especial relevancia en nuestro contexto. Consecuentemente, para recoger si la cooperación municipal es una fórmula utilizada para explotar las economías de escala, introducimos la variable *Titu*. Se espera que los municipios cooperen para disminuir los costes, por tanto, *a priori*, el efecto

<sup>21</sup> La cooperación se puede producir en diferentes partes del servicio. En esta investigación se ha considerado que existe cooperación intermunicipal cuando ésta incluye, al menos, la recogida y el transporte de residuos de eliminación, que es habitualmente para los municipios la parte más significativa del coste del servicio. En concreto, en el transcurso de esta investigación hemos podido constatar que el 82 por 100 de los municipios aragoneses de más de 1.000 habitantes coopera en el servicio de residuos sólidos a través de comarcas o mancomunidades. Por debajo de los 10.000 habitantes la cooperación es extremadamente alta y alcanza al 87,5 por 100 de los municipios.

esperado de esta variable sobre los costes es negativo y significativo. No obstante, esperamos que, de acuerdo a la literatura previa [Bel y Costas (2006)], el efecto de esta variable sea no significativo para los municipios de mayor población.

8) Nivel salarial, *Sal*, medido como el coste salarial por empleado en el sector de servicios privados para cada provincia de Aragón, en euros y para 2003. Las diferencias de precios en los factores productivos, especialmente la variabilidad salarial entre los distintos municipios, podrían influir en los costes totales municipales del servicio. Sin embargo, no existe información sobre los niveles salariales locales. Por este motivo hemos optado por calcular el nivel salarial para cada provincia de Aragón, que toma en cada municipio el valor medio de su provincia<sup>22</sup>.

Alcaide y Alcaide (2003) ofrecen estimaciones del nivel salarial provincial diferenciando entre el sector de servicios públicos y el sector de servicios privados. Dado que el 62,90 por 100 de los municipios de la muestra tienen el servicio de residuos privatizado, es preferible utilizar el coste salarial del sector privado. En consecuencia, hemos construido la variable “coste salarial por empleado para cada provincia aragonesa”, haciendo el cociente para cada provincia entre el coste salarial del sector privado y el total de empleos asalariados en el sector de servicios privados. El efecto esperado del coste salarial provincial en el sector de servicios privados es, conforme a la literatura empírica, positivo y significativo [Stevens (1978), Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986), Bel (2006)].

En el cuadro 3 hemos recogido la descripción de todas y cada una de las variables que vamos a utilizar en nuestro estudio aplicado, así como su signo esperado. El cuadro 4 muestra estadísticas descriptivas para las variables del modelo.

---

<sup>22</sup> Véase Bel (2006).

Cuadro 3. Variables del modelo general

Variable Dependiente	Descripción de la variable	
CTE	Costes totales en que incurre el municipio por el servicio de residuos sólidos urbanos, comprende los gastos destinados a la recogida, el transporte al centro de eliminación y la propia eliminación o tratamiento.	
Variables Independientes	Descripción de las variables	Efecto esperado
POBL	Número de habitantes en el municipio en el año 2003.	+
FREC	Número de días con recogida de residuos durante la semana.	+
EQUI	Existencia de instalaciones de vertido de residuos en el municipio. Variable <i>dummy</i> : =1 si el municipio tiene vertedero en el término municipal. =0 si el municipio no tiene vertedero en el término municipal.	-
DENS	Densidad de población: número de habitantes por Kilómetro cuadrado dentro del municipio para el año 2003.	Indeterminado
DISP	Dispersión municipal: número de núcleos de población dentro del municipio para el año 2003.	+
PROD	Forma de producción del servicio de residuos sólidos. Variable <i>dummy</i> : =1 si el servicio era producido en el año 2003 por una empresa privada. =0 si la producción era pública (gestión directa municipal más empresa pública).	Indeterminado
TITU	Titularidad del servicio (individual o asociada). Variable <i>dummy</i> : =1 si el servicio es prestado a nivel supramunicipal, con otros municipios, comarcas o mancomunidades. =0 si el servicio es prestado a escala municipal.	-
SAL	Coste salarial por empleado (en euros) para el año 2003 para cada provincia de Aragón.	+

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4. Estadística descriptiva de las variables del modelo

Variables continuas	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
CTE	438.588,1	2.260.146	11.839	16.950.510
POBL	16.707,73	83.288,44	1.035	626.081
DISP	5,09	9,68	1	55
FREC	5,70	0,85	2	7
SAL	25.549,13	2.171,93	23.028,98	27.480,22
DENS	69,63	131,41	6	712
Variables discretas	Porcentaje 1	Porcentaje 0	N	
TITU (Cooperación municipal = 1; No cooperación = 0)	80,40	19,60	56	
PROD (Producción privada = 1; Prod. pública = 0)	66,07	33,93	56	
EQUI (Municipio con vertedero = 1; Sin vertedero = 0)	35,71	64,29	56	

Fuente: Elaboración propia.



### 3.2. La ecuación estimada

Una descripción más precisa del modelo general con el que trabajamos a partir de la función de costes (1) anteriormente planteada es:

$$CTE_i = \beta_0 Pobl_i^{\beta_1} Disp_i^{\beta_2} Dens_i^{\beta_3} Frec_i^{\beta_4} Sal_i^{\beta_5} e^{(\beta_6 Prod_i + \beta_7 Equ_i + \beta_8 Titu_i + u_i)}$$

Siguiendo la literatura empírica, se ha estimado la forma doble logarítmica de la ecuación que involucra los logaritmos de la variable dependiente y de las independientes [Stevens (1978), Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986), Dijkgraaf y Gradus (2003, 2007), Ohlsson (2003), Bel (2006), Bel y Costas (2006)]. En esta sección se presentan los resultados obtenidos a partir de la estimación de la ecuación:

$$\begin{aligned} \text{Log } CTE_i = \beta_0 + \beta_1 \log Pobl_i + \beta_2 \log Disp_i + \beta_3 \log Dens_i + \beta_4 \log Frec_i + \beta_5 \log Sal_i + \beta_6 Prod_i + \beta_7 \\ Equ_i + \beta_8 Titu_i + u_i \end{aligned}$$

Stevens (1978) planteó la cuestión de la estabilidad estructural de la ecuación de costes según tamaño del municipio y encontró evidencia de una diferente estructura en los municipios grandes y pequeños. Dubin y Navarro (1988) y Bel (2006), siguiendo a Stevens (1978), también segmentaron la muestra según tamaño de la población. Además, estos trabajos empíricos encuentran economías de escala en los segmentos de menor población, que se agotan paulatinamente a partir de cierta dimensión de la población. Por todo ello, consideramos que es interesante segmentar la muestra en función del tamaño del municipio. En nuestro contexto, hemos optado por dividir la muestra en diferentes subgrupos por población (municipios hasta 5.000 habitantes, hasta 10.000 habitantes y hasta 20.000 habitantes) y se han estimado las ecuaciones para cada uno de estos subgrupos<sup>23</sup>.

---

<sup>23</sup> En esta investigación se ha optado por este criterio de segmentación puesto que una ruptura de segmentos hasta llegar a los de mayor tamaño daría lugar a estimaciones con un número muy bajo de observaciones.

#### 4. Resultados empíricos

El cuadro 5 presenta los resultados obtenidos a partir de la estimación de la ecuación para la muestra agregada. Analizando este modelo con los estadísticos adecuados hemos comprobado que, en términos generales, ni la perturbación ni la parte sistemática de este modelo presentan problemas graves, y que, por lo tanto, éste sería un modelo válido para explicar los costes anuales por el servicio de residuos sólidos.

El valor del  $R^2$  está por encima del 90 por 100, lo que indica que la capacidad explicativa respecto de la variabilidad de los costes totales pagados por los municipios es muy alta, como es habitual en este tipo de trabajos. El test F indica que el ajuste de la ecuación es muy significativo, al nivel del 1 por 100. El contraste de Ramsey-RESET no permite rechazar la hipótesis de no ausencia de variables significativas en el modelo a un nivel de confianza del 99 por 100.

Nos centramos en adelante en las variables contenidas en el modelo y a su influencia sobre la dependiente. En primer lugar, debemos destacar que, en general, los signos de las variables, detallados en el cuadro 5, resultan los esperados desde el punto de vista teórico. La variable población del municipio tiene una relación positiva y muy significativa con los costes, siendo su nivel de confianza superior al 99 por 100. Está claro que la población del municipio, como aproximación a la cantidad de residuos generados, es un gran determinante de los costes totales.

Por otra parte, los mayores costes salariales afectan positiva y significativamente a los costes del servicio, al igual que ocurre en los trabajos aplicados que incorporan esta variable [Stevens (1978), Domberger, Meadowcroft y Thompson (1986), Bel (2006), Bel y Costas (2006)]. Este signo, por tanto, confirma la hipótesis realizada de que los mayores costes salariales provinciales en el sector de servicios privados tienen una relación positiva con los costes del servicio de residuos sólidos.

Por lo que respecta a la variable que mide “la dispersión de núcleos de población” dentro del municipio, *Disp*, tiene un efecto positivo sobre los costes y es significativa, con un nivel de confianza superior al 95 por 100. El resultado de esta variable nos indica, entonces, que cuanto mayor es el número de núcleos de población pertenecientes a un mismo municipio, mayores serán los costes del servicio de residuos sólidos, lo cual no es sino un reflejo de la mayor complejidad de la organización del servicio.

Cuadro 5. Resultados empíricos de la estimación de la ecuación de costes totales (Muestra agregada)

Variables Independientes	Muestra agregada
Constante	-5,9880 (-1,51)
POBL (log)	0,9906 (9,61)**
TITU	-0,0705 (-1,01)
PROD	-0,0361 (-0,60)
DISP (log)	0,2039 (2,61)**
FREC (log)	-0,3347 (-1,78)*
SAL (log)	1,7158 (1,84)*
DENS (log)	0,0104 (0,14)
EQUI	-0,0281 (-0,45)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,9268
Test-F	103,11***
Ramsey RESET-test F(3,44) <sub>99%</sub> = 4,26	F (3,44) = 0,89
Breusch-Pagan/Cook-Weisberg: $\chi^2$ (0,05, 1) <sub>95%</sub> = 3,84	0,50
Test de White	$\rho$ = 0,3550
Test Shapiro-Wilk W	pr > z = 0,7630
Variance inflation factor (VIF media)	2,27
N	56

Nota: entre paréntesis figuran los valores del t-estadístico para la hipótesis de que los coeficientes no son significativamente distintos de cero.

\*\*\* indica significativa al nivel del 1 por 100; \*\* indica significativa al nivel del 5 por 100; \* indica significativa al nivel del 10 por 100.

Fuente: Elaboración propia.

En cambio, el signo obtenido por la variable frecuencia, *Frec*, es negativo, a diferencia de lo que ocurre en las aplicaciones empíricas revisadas, en las que el signo que resulta significativo es el positivo. Sin embargo, la escasa variabilidad de los datos de esta variable obliga a tomar con

cautela este resultado. Una de las características de la cooperación municipal, muy elevada en Aragón, es que ésta se traduce en un aumento de la frecuencia de la recogida, especialmente, en los municipios más pequeños. En consecuencia, un argumento que podría explicar que la frecuencia esté negativamente asociada con los costes es que el elevado número de municipios mancomunados desvincula la frecuencia de la recogida del tamaño del municipio, sin representar un aumento en los costes. Este hecho podría explicar que los municipios aragoneses más pequeños tengan una frecuencia de recogida más alta que en otros entornos institucionales<sup>24</sup>.

El resto de variables contenidas en el modelo tiene el signo esperado pero no muestra relación significativa con los costes. Así, de nuestro análisis se desprende que, a diferencia de lo que ocurre en el modelo de Bel y Costas (2006), en Aragón la variable "titularidad del servicio" cuando consideramos la muestra agregada y, en consecuencia, incluimos a los municipios de mayor población, carece de significatividad estadística. Por otra parte, cabría argumentar que el hecho de que la "existencia de vertedero" en el municipio no haya resultado significativa en nuestro modelo puede estar indicando que quizás, dado el alto grado de cooperación, son las comarcas o mancomunidades de municipios las que estarían soportando el mayor coste del transporte<sup>25</sup>.

---

<sup>24</sup> En este sentido es conveniente señalar que en Aragón la frecuencia de la recogida es alta independientemente del tamaño de los municipios. En particular, en el 84 por 100 de los municipios de la muestra la frecuencia es de seis días por semana. Sin embargo, es entre los municipios de menor población donde se observan más diferencias en comparación con otros entornos institucionales. En concreto, en el intervalo de municipios entre 1.001 y 2.000 habitantes, el 38,10 por 100 de los municipios tiene una frecuencia de recogida de seis días por semana; en el intervalo entre 2.001 y 5.000 habitantes este porcentaje supera el 94 por 100 de los municipios, de los cuales más del 87 por 100 coopera con otros municipios en la prestación del servicio.

<sup>25</sup> Es interesante resaltar que en el desarrollo de la Encuesta se pudo comprobar que el año 2003 fue un año de transición entre el modelo de gestión que planteaba el Plan de Ordenación de la Gestión de los Residuos Urbanos (1998-2003) y el modelo de gestión que plantea el Plan de Gestión Integral de los Residuos de Aragón, GIRA (2005-2008). Las instalaciones previstas en el Plan GIRA (2005-2008) para gestionar correctamente los residuos urbanos generados en Aragón están formadas por una red de ocho vertederos de Agrupación, en particular, los de Huesca, Barbastro, Fraga, Ejea, Calatayud, Zaragoza, Alcañiz y Teruel, ocho estaciones de transferencia en funcionamiento, ocho puntos limpios y tres plantas de almacenamiento intermedio. La puesta en funcionamiento de estos vertederos de Agrupación se ha realizado progresivamente, comenzando las primeras actuaciones durante la vigencia del Plan de Ordenación de la Gestión de los Residuos Urbanos (1998-2003) y continuando con la ejecución de las actividades programadas en el Plan GIRA (2005-2008). De este modo, conforme se van construyendo los nuevos vertederos de Agrupación o se van adaptando los existentes a la normativa vigente se han ido clausurando los vertederos anteriores.

El cuadro 6 muestra los resultados obtenidos a partir de la estimación de la ecuación para diferentes segmentos de población. El test F indica que la ecuación es muy significativa al nivel del 1 por 100. El test de Ramsey-RESET no permite rechazar la hipótesis de no ausencia de variables significativas con un nivel de confianza del 99 por 100. El valor del  $R^2$  oscila entre un 74 por 100 (municipios de menos de 5.000 habitantes) y un 85 por 100 (municipios de menos de 20.000 habitantes) lo que sugiere que las estimaciones se ajustan razonablemente bien a los datos. También estos modelos son válidos para explicar los costes del servicio de residuos sobre la base del estudio de la perturbación y de la parte sistemática.

Los resultados son muy similares en las tres estimaciones que agregan municipios hasta 5.000, 10.000 y 20.000 habitantes y coinciden básicamente con los obtenidos en la estimación para la muestra agregada. Además, la mayoría de los resultados son consistentes con las expectativas y están apoyados por la literatura disponible. La variable población (*Pobl*) aumenta el coste por el servicio y presenta un nivel de confianza superior al 99 por 100. También la dispersión municipal (*Disp*) y el coste salarial por empleado (*Sal*) aumentan los costes por el servicio y son todos determinantes significativos. Conforme a lo esperado, la variable titularidad del servicio (*Titu*) reduce los costes en los municipios de menor población, es decir, los municipios que prestan el servicio de manera asociada obtienen una reducción de costes con un nivel de confianza superior al 95 por 100. No obstante, la titularidad (*Titu*) pierde su significatividad en la estimación para municipios de menos de 20.000 habitantes, al incorporar a la muestra los municipios entre 10.001 y 20.000 habitantes.

En cambio, contrariamente a lo habitual en la literatura empírica, el aumento en la frecuencia de la recogida disminuye los costes a un nivel de confianza superior al 95 por 100. Se confirma así que en la Comunidad Aragonesa la elevada frecuencia en la recogida que se registra en la mayoría de los municipios, especialmente en los de pequeño tamaño, no aumenta los costes

municipales por el servicio puesto que, en la mayor parte de los casos, los municipios se han asociado con otros a través de comarcas o mancomunidades para producir el servicio. En este sentido, la cooperación intermunicipal podría estar ayudando a los municipios más pequeños a proveer mayor calidad sin aumentar sus costes individuales.

Cuadro 6. Resultados de la estimación de la ecuación de costes totales para segmentos según población

Variables independientes	Municipios de menos de 5.000 habitantes	Municipios de menos de 10.000 habitantes	Municipios de menos de 20.000 habitantes
Constante	-5,5662 (-1,20)	-7,2236 (-1,60)	-6,9732 (-1,62)
POBL (log)	1,0912 (8,09)***	0,9798 (8,26)***	1,0328 (8,49)***
TITU	-0,1618 (-1,94)*	-0,1497 (-1,99)**	-0,0550 (-0,77)
PROD	0,0511 (0,85)	-0,0128 (-0,23)	-0,0246 (-0,39)
DISP (log)	0,2280 (2,52)**	0,2190 (2,57)**	0,2183 (2,79)***
FREC (log)	-0,5260 (-2,17)**	-0,5194 (-2,14)**	-0,3884 (-2,08)**
SAL (log)	1,6010 (1,51)	2,0300 (1,95)*	1,9108 (1,91)*
DENS (log)	-0,0712 (-0,90)	0,0538 (0,57)	0,0080 (0,11)
EQUI	0,0125 (0,18)	0,0091 (0,14)	-0,0425 (-0,66)
Pseudo R <sup>2</sup>	0,7473	0,7875	0,8563
Test-F	17,17***	29,73***	65,99***
R. RESET-test (F)	F (3,29) = 0,21	F (3,35) = 0,42	F (3,41) = 0,39
B-P/Cook-W: $\chi^2(0,05,1)_{95\%} = 3,84$	1,14	0,84	1,12
Test de White	$\rho = 0,5387$	$\rho = 0,5615$	$\rho = 0,3287$
Test Shapiro-Wilk	pr > z = 0,6615	pr > z = 0,6938	pr > z = 0,4421
VIF (media)	1,86	1,85	1,86
N	41	47	53

Nota: entre paréntesis figuran los valores del t-estadístico para la hipótesis de que los coeficientes no son significativamente distintos de cero.

\*\*\* indica significativa al nivel del 1 por 100; \*\* indica significativa al nivel del 5 por 100; \* indica significativa al nivel del 10 por 100.

Fuente: Elaboración propia.

Por último, las variables “densidad de población” (*Dens*), “producción privada del servicio” (*Prod*) y “existencia de vertedero en el municipio” (*Equi*) nunca muestran relación significativa con los costes municipales.

### *Análisis de la existencia de economías de escala*

El modelo doble logarítmico permite de una manera sencilla medir las economías de escala en el ámbito global. A partir de la fórmula de Baumol, Panzar y Willig (1988), las economías de escala pueden expresarse de la siguiente manera:

$$S = \frac{CTE(Pobl)}{Pobl \frac{\partial CTE}{\partial Pobl}}$$

Existen economías de escala cuando  $S > 1$ . En presencia de una función doble logarítmica, esta fórmula tiene una aplicación sencilla (2).

$$S = \frac{1}{\beta_1} \quad (2)$$

En consecuencia, existen economías de escala cuando  $\beta_1 < 1$ . Los resultados obtenidos en los diferentes contrastes realizados bajo la hipótesis de ausencia de economías de escala ( $H_0: \beta_1 \geq 1$ ), frente a la hipótesis alternativa de que existen economías de escala ( $H_1: \beta_1 < 1$ ), indican que no puede rechazarse la hipótesis de ausencia de economías de escala ni para la estimación agregada ni para las estimaciones de segmentos de municipios según población. Nuestros resultados sobre economías de escala son, por tanto, consistentes con Hirsch (1965), Reeves y Barrow (2000), Callan y Thomas (2001), Dijkgraaf y Gradus (2003), Dubin y Navarro (1988) y, por último, Bel y Costas (2006) para el conjunto de municipios. No es sorprendente que en nuestro contexto geográfico de referencia no se encuentren economías de escala. Los instrumentos de reforma de la gestión utilizados por los municipios, el avance de la contratación externa y/o las numerosas experiencias de agregación supramunicipal del servicio, particularmente entre los municipios de pequeña dimensión, han podido tener como efecto la realización de economías de escala en el rango relevante de municipios.

Cuadro 7. Análisis de la existencia de economías de escala con el *output*

Ecuación	N	<i>p-valor</i>
Muestra Agregada	56	0,5359
Municipios de menos de 5.000 habitantes	41	0,2519
Municipios de menos de 10.000 habitantes	47	0,5668
Municipios de menos de 20.000 habitantes	53	0,3943

Fuente: Elaboración propia.

*Estabilidad del modelo, la prueba de cambio estructural*

Cuando se dispone de funciones de coste es siempre interesante contrastar la hipótesis nula de que la ecuación de costes es estable a la forma de producción del servicio (no existe cambio estructural) frente a la alternativa de que hay inestabilidad estructural entre producción pública y producción privada. Es decir, contrastar si una variable *dummy* según forma de producción es una especificación correcta para la comparación de costes. De obtenerse inestabilidad estructural entre producción pública y producción privada, una variable *dummy* sería una especificación incorrecta.

El contraste más utilizado para llevar a cabo este tipo de análisis es el test de Chow. Como puede verse en el cuadro 8, realizado el test para nuestro modelo, con un nivel de confianza del 99 por 100, no podemos rechazar la hipótesis nula de que la ecuación de coste sea estable a la forma de producción del servicio. En suma, al igual que Bel (2006) y a diferencia de Ohlsson (2003), la variable *dummy* “forma de producción del servicio” es una especificación correcta para comparar los costes municipales entre producción privada y producción pública.

Cuadro 8. Test de cambio estructural (Agregación de formas de producción)

Ecuación	Suma del cuadrado de los residuos		Grados de libertad
	N	k	
Agregada (restringido)	56	8	48
Municipios con producción privada	37	8	29
Municipios con producción pública	19	8	11

Fuente: Elaboración propia.

$$F = \frac{(S_0 - \sum S_{1,j}) / [(n-k) - (n-2k)]}{\sum S_{1,j} / (n-2k)} = 1,1105 < 2,99 = F_{0,99(8,40)}$$



## 5. Conclusiones

En esta investigación se ha procedido a determinar empíricamente a través del análisis multivariante los factores que influyen en los costes municipales pagados por el servicio de residuos sólidos. Además de los factores recogidos habitualmente en la literatura, hemos incluido la cooperación intermunicipal y el análisis de la dispersión municipal, dadas las particularidades de nuestro contexto territorial de referencia. El análisis empírico se ha realizado a partir de una muestra de municipios de la Comunidad de Aragón.

Los resultados empíricos poseen una elevada capacidad explicativa y, en general, son consistentes con las hipótesis establecidas en la evidencia empírica. Hay que destacar que, en nuestro modelo, ha resultado significativa una variable no utilizada en la literatura previa, la “dispersión municipal”. De esta manera, la mayor dispersión dentro del término municipal, *Disp*, al aumentar la complejidad del servicio, afecta positivamente a los costes totales.

Por otra parte, la variable “titularidad del servicio”, *Titu*, reduce los costes en los municipios de menor población. Es decir, los municipios pequeños que prestan el servicio de manera asociada a través de comarcas o mancomunidades soportan unos costes por el servicio inferiores. En suma, la elevada cooperación municipal existente en Aragón genera fundamentalmente dos efectos. Por un lado, la cooperación municipal disminuye los costes del servicio. Y, por otro, eleva la frecuencia de la recogida en los municipios más pequeños, por lo que mejora la calidad del servicio, y rompe la relación que indica la literatura previa de que un aumento en la frecuencia incrementa los costes. Este hecho permite explicar que, en este trabajo, a diferencia de la evidencia empírica, la frecuencia de la recogida, *Frec*, tenga un efecto negativo sobre los costes municipales.

Además de estas variables, la mayor población del municipio, *Pobl*, y el coste salarial, *Sal*, han resultado significativas en la explicación de la variable endógena, siendo su signo, positivo en

ambos casos, consistente con los resultados esperados. En cambio, la densidad de población, *Dens*, y la existencia de vertedero en el término municipal, *Equi*, no muestran relación significativa con los costes municipales. Por último, en cuanto a la comparación estricta entre la forma de producción pública y producción privada, *Prod*, los costes no presentan diferencias significativas. Este resultado confirma análisis previos realizados en los últimos años que, en general, encuentran que en el servicio de residuos sólidos, la competencia es más relevante que la propiedad.

Asimismo, a partir del análisis empírico encontramos ausencia de economías de escala en el servicio. Este resultado no es sorprendente en nuestro contexto geográfico, los instrumentos de reforma de gestión empleados por los municipios (contratación externa y/o agregación supramunicipal del servicio) han podido tener como efecto la realización de economías de escala en el sector en la práctica totalidad de los municipios de la región.

## Referencias bibliográficas

- ALCAIDE INCHAUSTI, J. Y P. ALCAIDE GUINDO (2003), *Balance económico regional (Autonomías y Provincias). Años 1995 a 2002*. Madrid: Funcas.
- ÁLVAREZ, X.C., M.J. CARIDE Y X.M. GONZÁLEZ (2003), “La gestión del servicio de recogida de basura en los ayuntamientos gallegos”, *Revista Galega de Economía*, 12 (2), 1-37.
- ANDRÈ, F.J. Y E. CERDÁ (2006), “Gestión de residuos sólidos urbanos: análisis económico y políticas públicas”, *Cuadernos Económicos del ICE*, 71, 71-91.
- BALLARD, M.J. Y M.E. WARNER (2000), *Taking the high road: Local government restructuring and the quest for quality*. Cornell Working Paper in Planning # 194. Ithaca (NY): Cornell University.
- BAUMOL, W.J., J.C. PANZAR Y R.D. WILLIG (1988), *Contestable Markets and the Theory of Industry Structure. Revised Edition*. Orlando (Florida): Harcourt Brace Jovanovich.
- BEL, G. (2006), “Gasto municipal por el servicio de residuos sólidos urbanos”, *Revista de Economía Aplicada*, 41 (14), 5-32.
- BEL, G. Y A. COSTAS (2006), “Do public sector reforms get rusty?: Local privatization in Spain”, *The Journal of Policy Reform*, 9 (1), 1-24.
- BEL, G. Y M. E. WARNER (2007), *Privatization of solid waste and water services: what happened to costs savings?* Documento de trabajo. Universitat de Barcelona.
- BOSCH, N., F. PEDRAJA Y J. SUÁREZ-PANDIELLO (2000), “Measuring the efficiency of Spanish municipal refuse collections services”, *Local Government Studies*, 26 (3), 71-90.
- CALLAN, S.J. Y J.M. THOMAS (2001), “Economies of scale and scope: A cost analysis of municipal solid waste services”, *Land Economics*, 77 (3), 548-560.
- COLLINS, J.N. Y B.T. DOWNES (1977), “The effect of size on provision of public services: The case of solid waste collection in smaller cities”, *Urban Affairs Quarterly*, 12 (3), 333-347.
- CUBBIN, J., S. DOMBERGER Y S.A. MEADOWCROFT (1987), “Competitive tendering and refuse collection: Identifying the sources of efficiency gains”, *Fiscal Studies*, 8 (3), 49-58.
- DIJKGRAAF, E. Y R.H.J.M. GRADUS (2003), “Cost savings of contracting out refuse collection”, *Empirica*, 30 (2), 149-161. 352-360.

- (2007), "Collusion in the Dutch Waste Collection Market", *Local Government Studies*, 33 (4), 573-588.
- DOMBERGER, S., S.A. MEADOWCROFT Y D.J. THOMPSON (1986), "Competitive tendering and efficiency: The case of refuse collection", *Fiscal Studies*, 7 (4), 69-87.
- DUBIN, J.A. Y P. NAVARRO (1988), "How markets for impure public goods organize: the case of household refuse collection", *Journal of Law, Economics & Organization*, 4 (2), 217-241.
- HIRSCH, W.Z. (1965), "Cost functions of an urban government service: refuse collection", *Review of Economics and Statistics*, 47 (1), 87-92.
- HODGE, G. (2000), *Privatization. An International Review of Performance*. Boulder (CO): Westview Press.
- KEMPER, P. Y J. QUIGLEY (1976), *The Economics of Refuse Collection*. Cambridge (MA): Ballinger.
- KITCHEN, H.M. (1976), "A statistical estimation of an operating cost function for municipal refuse collection", *Public Finance Quarterly*, 4 (1), 56-76.
- KODRZYCKI, Y.K. (1994), "Privatization of local public services: lessons for New England", *New England Economic Review*, May/June, 31-46.
- OHLSSON, H. (2003), "Ownership and production costs. Choosing between public production and contracting-out in the case of Swedish refuse collection", *Fiscal Studies*, 24 (4), 451-476.
- POMMERHNE, W.W. Y B. FREY (1977), "Public versus private production efficiency in Switzerland: A theoretical and empirical comparison", en V. Ostrom y R.B. Pendell (eds.), *Comparing urban service delivery systems. Urban Affairs Annual Review*, 12, 221-241.
- REEVES, E. Y M. BARROW (2000), "The impact of contracting-out on the costs of refuse collection services. The case of Ireland", *Economic and Social Review*, 31 (2), 129-150.
- SAVAS, E.S. (2000), *Privatization and Public-Private Partnerships*. New York (NY): Chatham House.
- STEVENS, B.J. (1978), "Scale, market structure, and the cost of refuse collection", *Review of Economics and Statistics*, 60 (3), 438-448.
- SZYMANSKI, S. (1996), "The impact of compulsory competitive tendering and contracting out in refuse collection", *Fiscal Studies*, 14 (3), 109-130.
- SZYMANSKI, S. Y S. WILKINS (1993), "Cheap rubbish? Competitive tendering on refuse collection services", *Fiscal Studies*, 14 (3), 109-130.
- TICKNER, G. Y J.C. MCDAVID (1986), "Effects of scale and market structure on the costs of residential solid waste collection in Canadian cities", *Public Finance Quarterly*, 14 (4), 371-393.
- VILARDELL I RIERA, I. (1989), "L'eficiencia en l'actuació de les administracions municipals: Una evaluació del servei de recollida de residus sòlids urbans", *Revista Econòmica de Catalunya*, 0 (11), 20-33.
- WARNER, M.E. Y A. HEFETZ (2003), "Rural-urban differences in privatization: limits to the competitive state", *Environment and Planning C: Government and Policy*, 21 (4), 703-718.