

Los modelos de gestión de los servicios públicos:

Factores determinantes de la privatización del servicio de aguas

Antonio Miralles Asensio ^A

Universidad de Barcelona

Departamento de Política Económica y Estructura Económica Mundial

Av. Diagonal 690, 08034 Barcelona

Tel: 934029010

Email: graapp@eco.ub.es

Resumen:

El presente trabajo empírico aplica, como novedad en el campo de las privatizaciones locales, un modelo de duración al estudio de los factores determinantes de la introducción de medidas de privatización en el suministro municipal de agua en baja en la democracia actual, con el uso de una muestra de 133 municipios catalanes y para las seis legislaturas habidas hasta la fecha. De esta manera, se descubre que los factores determinantes de la privatización del servicio han variado con el tiempo. Durante las primeras legislaturas, los municipios introdujeron medidas de privatización principalmente para poder hacer frente a las fuertes necesidades de inversión en unas instalaciones altamente descapitalizadas. En los años noventa, sin embargo, el objetivo que se ha perseguido con la privatización ha sido la mejora en la eficiencia. Ahora bien, en años recientes han proliferado otras medidas de mejora alternativas a la privatización, más al abasto de municipios de mayor capacidad administrativa. La combinación de alto endeudamiento y restricción de ingresos aumenta la probabilidad de privatización. La presencia de privatizaciones del servicio en municipios del entorno también ejerce en años recientes una influencia positiva, lo que viene a llamarse *efecto proximidad*. No se descarta la influencia pro-privatización del sector industrial. Finalmente, y como caso especial del suministro de agua, en las últimas legislaturas las diferencias ideológicas han resultado relevantes en este tipo de medidas, ante la incertidumbre que envuelve un servicio con escasa competencia efectiva.

^A Quisiera agradecer el apoyo institucional y personal del Grupo de Investigación Políticas Públicas y Regulación Económica, de la Universidad de Barcelona, con especial mención a Antón Costas y Germà Bel. Igualmente, agradezco a Marga su apoyo emocional, tanto o más importante que cualquier otra ayuda recibida.

Los modelos de gestión de los servicios públicos:

Factores determinantes de la privatización del servicio de aguas.

1. Introducción

La literatura sobre privatización de servicios locales en España no ha sido tan abundante como la literatura sobre las privatizaciones de las grandes empresas públicas nacionales. En otros países esta literatura ha adquirido sin embargo un volumen razonablemente elevado, siguiendo la actualidad del problema. En los Estados Unidos, las revueltas impositivas de mediados de los setenta, unidas a una mayor demanda de calidad en los servicios y a recortes presupuestarios, presionaron a los gobiernos hacia la adopción de medidas de mejora de eficiencia (Savas, 1998). En el Reino Unido, la reforma privatizadora local vino impulsada por el gobierno central conservador a mediados de los ochenta (Ascher, 1987), con punto álgido en la 1988 Local Government Act, que establecía la subasta obligatoria de concesiones de servicios locales, aunque en años recientes se ha tendido a primar otros valores sobre el de la oferta del mejor precio.

En los años ochenta y noventa, en ambos países y en otros como Canadá, Australia y Nueva Zelanda proliferaron los estudios cuantitativos para determinar el grado de mejora de eficiencia que se produce al pasar de producción pública a producción privada. A pesar de la variedad de resultados, puede afirmarse que la producción privada introduce considerables ahorros sobre la producción directa tradicional, pero también que otras medidas alternativas a la privatización han conseguido mejorar considerablemente la eficiencia en la producción pública del servicio (Domberger, Meadowcroft y Thompson, 1994; Hodge, 2000).

Tras comprobar los efectos de mejora de eficiencia, los economistas norteamericanos comenzaron a preguntarse por qué, si la privatización tenía efectos positivos, distaba de ser la forma de producción dominante. Desde la perspectiva pro privatizadora, se buscaron motivos relacionados con la comparación de beneficios y costes políticos de la privatización (López-de-Silanes, Schleifer y Vishny, 1997), mientras que desde un punto de vista más moderado, se buscan motivos relacionados con los costes de transacción y se apunta que la reforma de los servicios locales es algo mucho más complejo que el dilema público-privado (Kodrzycki, 1998; Warner y Hebdon, 2001).

El objeto de este artículo es meramente empírico, e incluye hipótesis de ambas corrientes. Mediante un esquema de elección discreta binomial repetido, basado en la función de utilidad del político, se construye un modelo de duración en tiempo discreto, que nos ayudará a establecer las causas que han impulsado a los gobiernos locales catalanes hasta la fecha hacia la privatización del servicio de suministro de agua corriente.

La sección número dos justifica los motivos por los cuales es apropiada la utilización de modelos de duración, frente a los más comúnmente utilizados modelos de elección discreta de corte transversal.

La tercera sección presenta las variables explicativas que se utilizarán, las hipótesis que apoyan su inclusión, y las fuentes de los datos obtenidos. La sección cuarta desarrolla el modelo y los resultados que van obteniéndose, hasta llegar a los definitivos. La sección quinta presenta las conclusiones. Se incluye un anexo con estimaciones complementarias.

2. Motivación y contenido del presente estudio

Los escasos estudios econométricos sobre las causas de la privatización de servicios locales se basan en un modelo cross-section de análisis de toma de decisiones (López-de-Silanes, Schleifer y Vishny, 1997; Kodrzycki, 1998; Warner y Hebdon, 2001). Cuando el estudio se realiza tomando una muestra de individuos en el mismo momento del tiempo, uno se pregunta si los resultados de la estimación reflejan realmente lo que pretenden, es decir, distinguir los diversos factores que impulsan al político municipal hacia la privatización de servicios. Si tomamos una muestra de municipios y observamos si el servicio estaba privatizado o no en determinado momento t del tiempo, realmente estamos respondiendo a la pregunta “¿Por qué determinados municipios tienen privatizado el servicio en el momento t y otros no?”, y no exactamente “¿Por qué unos municipios deciden privatizar en t y otros no?”. Estaríamos respondiendo tanto a esta última pregunta como a la anterior *sólo si* supusiéramos que en cada momento del tiempo el político está decidiendo de forma continua entre privatizar o municipalizar¹. Pero *puede que los factores que impulsan al político a privatizar sean muy diferentes de los que lo impulsan a mantener privatizado el servicio*. Implícita en este argumento está la irreversibilidad del proceso privatizador. Una vez introducidas las medidas de privatización, puede que ya no haya marcha atrás posible, o que esta sea demasiado costosa.

Aplicando este supuesto, puede verse que las variables explicativas en t nada explican de los motivos de un municipio que privatizó en $t^* < t$. Por tanto, debe obtenerse una muestra de aquellos municipios que no han privatizado en $t-1$, por ejemplo, y observar qué les ocurre en t . Pero entonces, debido a la selección de la muestra, debemos ser conscientes de que ahora estamos respondiendo a la pregunta “¿Por qué determinados municipios deciden privatizar *en determinado momento entre $t-1$ y t , dado que no lo hicieron entre los momentos 0 y $t-1$?*”. Es decir, estamos analizando hechos *condicionados al pasado*, y cualquier intento de explicar lo que sucede a nivel incondicional a partir de este método resulta en estimaciones sesgadas. No puede explicarse qué factores influyen al político entre 0 y t a la hora de tomar la decisión o bien de privatizar o bien de mantener la producción directa.

Un intento de estudiar los factores *incondicionales* determinantes de la privatización de servicios locales se encuentra en Bel y Miralles (2003). Como alternativa a plantear qué sucede en un instante t para todos los municipios de la muestra, puede considerarse crear una sección cruzada en un momento del tiempo t^* ($0 < t^* \leq t$) diferente para cada municipio. Este momento t^* es el *momento crítico*, en el

¹ No habría problema si las variables explicativas no variasen con el tiempo, pero lamentablemente este no acostumbra a ser el caso.

cual el municipio decidió por fin introducir medidas de privatización. De esta manera se está respondiendo a la pregunta “¿Qué factores impulsan al político municipal hacia la privatización de servicios durante todo el período estudiado?”, y asimismo “¿Qué factores explican que un municipio tenga el servicio privatizado en t ?”.

Sin embargo, esta solución presenta algunas limitaciones. Por un lado, es posible que cada momento del tiempo tenga sus propias causas. Por otro, surge la pregunta “¿Cuál es el momento crítico t^* para un municipio que no ha privatizado en todo el período estudiado?”. En el trabajo mencionado, se optó por tomar el último momento del período (t), porque el modelo parte de un momento t para todos los municipios y entonces busca el momento crítico de los municipios con privatización. En todo caso, el problema diagnosticado subsiste.

A partir de la discusión sobre los métodos utilizados en trabajos previos, se plantea la necesidad de buscar una solución en cierto modo intermedia entre la sección cruzada en t y la sección cruzada en t^* . Se trata de obtener una serie temporal $t = 1, 2, \dots, t^*$ para cada municipio estudiado, donde t^* es el *momento crítico* o bien, en caso de no privatizar, el final del período estudiado, t . Se obtiene así un panel de datos del cual puede deducirse una explicación, para cada momento t , a la pregunta “¿Por qué determinados municipios deciden privatizar *en determinado momento entre $t-1$ y t , dado que no lo hicieron entre los momentos 0 y $t-1$?*”, y a la vez, por agregación de explicaciones, a “¿Qué factores impulsan al político municipal hacia la privatización de servicios durante todo el período estudiado?”.

En el presente estudio, se analizan los factores determinantes de la introducción de medidas de privatización en el servicio municipal de suministro de agua corriente durante los años de la actual democracia española, en los términos establecidos en el anterior párrafo, a partir de una muestra de municipios catalanes obtenida a través de la Encuesta sobre la Producción de Servicios Locales², elaborada en 2000 y actualizada a 31 de octubre de 2002.

Se ha considerado adecuado tomar como unidad de medida de tiempo la legislatura, puesto que generalmente las decisiones de privatización forman parte de un programa electoral³ y además el político centra generalmente su interés en la presente legislatura mucho más que en las posteriores. Por tanto, el número de períodos estudiados es igual a las seis legislaturas habidas hasta el 31 de octubre de 2002, considerando como legislatura completa el período entre las elecciones de 1999 y la fecha de

² Esta Encuesta, diseñada por el Grupo de Investigación Políticas Públicas y Regulación Económica, de la Universidad de Barcelona, fue enviada a todos los municipios catalanes y recibió un total de 133 respuestas. El nivel de respuesta fue amplio en cuanto a población comprendida (60%) y más bajo respecto al número total de municipios (13,3%). La representatividad de las respuestas es baja en los municipios de menos de 1.000 habitantes, pero crece rápidamente al llegar a este tamaño, llega al 37% de los municipios de más de 5.000 habitantes y menos de 20.000, al 50% de los de entre 20.000 y 50.000, y al 66% en los municipios de más de 50.000 habitantes. En general, la muestra ha sido obtenida de forma aleatoria y puede ser considerada como representativa de los municipios catalanes, si bien sus resultados deben ser considerados con cautela para municipios de menos de mil habitantes.

³ Aunque esta parte esté a veces encubierta.

cierre de la actualización de la Encuesta. De cada período se ha elaborado una fórmula de probabilidad condicional, y se ha observado el valor de la variable explicada así como el de las explicativas.

Ahora bien, como la mayoría de respuestas de la Encuesta citaba solamente años y no fechas concretas, se ha tenido que establecer un criterio aproximado de separación entre legislaturas, de tal modo que cada una comienza a 1 de enero del año siguiente a las elecciones correspondientes, y acaba a 31 de diciembre del año de las elecciones siguientes. Estos períodos son denominados en el trabajo *legislaturas efectivas*, puesto que las decisiones se llevan a la práctica con cierto retraso.

3. Variables y datos

En esta sección, se presentan las variables que serán utilizadas en el trabajo, el motivo por el que estas son incluidas y las fuentes de las cuales son extraídos los datos.

La variable explicada, Y , es una variable binaria que, para cada período, adopta valor 1 si a su final el municipio mantenía participación privada en la producción del servicio de suministro de aguas⁴, y 0 si en cambio mantenía un total control público sobre el proceso. Los datos han sido recogidos a través de la Encuesta sobre la Producción de Servicios Locales, elaborada en 2000 y actualizada a 31 de octubre de 2002.

Las ganancias potenciales de eficiencia por votante que conlleva la introducción de medidas privatizadoras entre otras, y por tanto los beneficios que el político obtiene al emprender este tipo de medidas, dependen en buena medida de la escala a la que el municipio opera. A mayor cantidad abastecida, mayores son las economías de escala que no son aprovechadas a menos que se introduzcan innovaciones e incentivos en la forma de gestión (Bel y Miralles, 2003).

Sin embargo, si bien la Agencia Catalana del Agua posee censos recientes sobre el volumen facturado de agua, no se dispone de una serie histórica desagregada por municipios que englobe todo el período democrático, por lo que la demanda de agua debe ser aproximada en sus dos versiones: la demanda doméstica, mediante la Población⁵ (POB); y la demanda industrial, mediante el peso de la Industria⁶ en el municipio (IND).

La variable POB ha sido recogida del Padrón Quinquenal, ya que los datos estadísticos de años intermedios tienden a sobrevalorar la población real. Ahora bien, a partir de 1998 los datos municipales del Instituto de Estadística de Cataluña son considerados oficiales, con lo que pueden ser

⁴ Esto incluye tanto la contratación externa por concesión, como la creación y el mantenimiento de empresas municipales participadas por sociedades privadas.

⁵ También los municipios más poblados tienen viviendas menos dispersas, y por tanto menor longitud de cañerías y menor volumen de instalaciones necesarios por votante, con menores pérdidas medias (MCRIT, 1996), aunque también mayor la fuerza de bombeo media requerida por la mayor cantidad de edificios altos. Por otro lado, los costes medios de supervisión de un contrato de suministro son claramente decrecientes respecto a la población, ya que un componente muy importante de estos costes es fijo (Bel y Miralles, 2003).

⁶ El sector industrial, en caso de que existan subvenciones cruzadas a favor de los residentes (votantes), está interesado en que el gobierno municipal pierda control sobre las tarifas. A mayor peso del sector, mayor presión pueden ejercer a favor de la introducción de medidas privatizadoras.

tomados como válidos los del año 2000, el inicio efectivo de la última legislatura. Han sido recogidos entonces los datos de 1975, 1981, 1986, 1991, 1996 y 2000, respectivamente para cada período estudiado, a partir de la web del Instituto de Estadística de Cataluña.

Los datos para la variable *IND*, expresados en porcentaje de población activa dedicado al sector industrial, provienen también de la misma fuente. Lamentablemente, sólo se disponen de datos para 1986, 1991 y 1996, con lo que los datos de 1986 se han aplicado a las dos primeras legislaturas, los de 1991 a las dos siguientes y los de 1996 a las dos últimas.

El volumen anual de agua demandada no es la única variable que caracteriza la demanda municipal. Como sucede en muchas industrias de red, la demanda de agua no es la misma en todas las estaciones del año, sino que tiene un componente estacional apreciable. No se trata sólo de que la subida de temperaturas incite a un mayor consumo de agua, sino, y más importante, a que los desplazamientos de población que tienen lugar en verano (y a veces en invierno), con fines turísticos, aumentan la necesidad de instalaciones y capacidad de suministro. Esto introduce ineficiencias y necesidad de inversiones que el municipio puede en determinado momento verse imposibilitado a realizar. La entrada de empresas privadas constituye la solución en este caso. La población estacional es aproximada por un Indicador Turístico (*TUR*), el número de plazas hoteleras y de camping por cada mil habitantes. Los datos han sido obtenidos nuevamente del Instituto para los mismos años que *POB*.

La dispersión de un municipio también es un factor a tener en cuenta. A igual población, la dispersión aumenta el número de metros de tubería y el volumen necesario de depósitos por habitante (MCRIT, 1996). La necesidad de mayores instalaciones aumenta la probabilidad de pérdidas de agua, manteniendo constante la capacidad del municipio de emprender medidas de mejora de eficiencia no privatizadoras. Se ha utilizado como indicador de la dispersión de un municipio el número de Entidades Singulares de Población (*ESP*) que contiene a 31 de diciembre de 2001, un número de escasa variación a lo largo de los últimos años, recogido de la web del Instituto.

Otro factor que influye en la tendencia a privatizar es el hecho que algún ente supramunicipal haya adquirido competencias en la producción del servicio. El fenómeno de la Mancomunidad⁷ (*MAN*) tiene efectos diversos y de distinto signo sobre la tendencia a privatizar el servicio de aguas. Por un lado, la mancomunidad es concebida como una alternativa a la privatización de cara a la mejora de la eficiencia, ya que se aumenta la escala de producción hacia un área económicamente más óptima. Por otro lado, la mancomunidad reduce los costes políticos de la introducción de medidas privatizadoras, al aumentar la distancia entre los ciudadanos y el órgano de toma de decisión (Bel y Miralles, 2003).

⁷ Hemos encontrado muy pocos casos de mancomunidad “estricta”, en el sentido de que se delegue a un ente supramunicipal la capacidad de decidir sobre la forma de gestión del servicio. Hemos decidido incluir como mancomunidad lo que hemos entendido como mancomunidad “indirecta”, en el sentido de compartir la red de suministro en baja debido a razones de continuidad urbanística, lo que obliga a los municipios mancomunados a llegar a acuerdos entre ellos sobre la gestión del servicio, lo que de forma indirecta afecta a la toma de decisión sobre la forma de gestión. Por otro lado, también hemos decidido considerar como mancomunidad a la mancomunidad “implícita”, que se produce cuando un municipio contrata los servicios de otro municipio.

Como defienden Warner y Hedbon (2001), la privatización no es más que una de las posibilidades que tiene el político, y a su vez ninguna posibilidad es excluyente, con lo que según el caso podemos observar combinaciones más o menos complejas de medidas⁸.

MAN es una variable dicotómica que toma, para cada período, valor 1 si en algún momento de este el municipio ha recurrido a alguna forma de mancomunación del servicio, o valor 0 en caso contrario. Los datos han sido extraídos a partir de la Encuesta sobre la Producción de Servicios Locales, debidamente actualizada a 31 de octubre de 2002 mediante consultas individualizadas.

Se ha argumentado también en la literatura que las restricciones a la capacidad de endeudamiento local son un acicate para introducción de medidas rápidas de recorte en costes, entre las que figura la introducción de medidas privatizadoras⁹. Aunque los incentivos no son tan fuertes como en el caso de las grandes empresas nacionales, cuya venta llegó a generar grandes recursos líquidos¹⁰. Por tanto, se ha incluido un indicador de dificultades para seguir endeudándose, que he denominado Carga Financiera Media (*CFM*).

La variable *CFM* se construye como una media aritmética del Índice de Carga Financiera Global (ICFG) de los dos años anteriores al comienzo efectivo de la legislatura¹¹. El ICFG es el cociente, expresado en tanto por ciento, entre la carga financiera (intereses más amortizaciones de deuda) y los ingresos corrientes. Los datos han sido obtenidos de los volúmenes anuales de las Cuentas Generales de las Corporaciones Locales, disponible en referencia a los años de 1990 a 1999, que edita la Sindicatura de Cuentas de Cataluña¹². Por lo tanto, no existen datos de esta variable para las tres primeras legislaturas.

En varios estudios empíricos sobre las causas de la privatización de servicios locales, se ha incluido un indicador del partido político gobernante con el fin de, la mayoría de las veces, descartar la influencia de factores ideológicos o partidistas en la privatización de servicios de provisión pública. La hipótesis del presente estudio es que en general la tendencia política gobernante no ejerce una influencia significativa en la toma de decisión respecto la forma de producción. Ahora bien, cuando tratamos de un servicio donde la competencia en el sector privatizado es escasa, surgen las dudas sobre si la privatización es realmente positiva. En este sentido, esta incertidumbre cede espacio a la siguiente posibilidad: mientras los partidos de centro-derecha y derecha predicán las bondades del

⁸ Sin embargo, ellos no tienen en cuenta en sus estimaciones que la existencia de un forma de mejora de eficiencia puede dar lugar a una mayor predisposición a adoptar otras medidas.

⁹ López-de-Silanes, Shleifer y Vishny (1997) observan, para el caso estadounidense, que el grado de restricción a la capacidad de endeudamiento municipal impuesto por las leyes de cada estado afectan a la tendencia a privatizar. Kodrzycki (1998) confirma que el empeoramiento del déficit presupuestario tiene efecto positivo sobre la tendencia a privatizar.

¹⁰ Bel y Costas (2000).

¹¹ Se construye una media porque de esta manera se reduce la alta varianza del ICFG, reduciendo de este modo la imprecisión de la valoración de los problemas financieros reales.

¹² No existían datos para todos los municipios en todo momento, por lo que donde esta variable es utilizada la muestra pierde observaciones útiles.

sector privado frente al sector público aunque no exista competencia¹³, los partidos de centro-izquierda e izquierda pueden aceptar la privatización sólo si existe competencia efectiva suficiente, en todo caso.

En el presente estudio se ha construido a tal fin un Indicador Político (*IP*) a partir principalmente de los datos de la Federación de Municipios de Cataluña, en los Ficheros Generales de los Ayuntamientos de Cataluña, que viene editando desde 1983, es decir, desde la segunda legislatura¹⁴. En estos Ficheros, para cada ayuntamiento queda registrada la formación política del alcalde y de cada uno de los ediles. No se ha recogido esta variable para la primera legislatura, por dos motivos: primero, porque no se disponen de las mencionadas fichas; y segundo, porque esta legislatura estuvo marcada por la abundancia de pactos entre partidos políticos de diferente corte ideológico. Esta variable recoge, para cada período estudiado, valor 1 si durante la totalidad o la mayor parte de la legislatura la formación gobernante es considerada como de centro-derecha o derecha, y 0 si en cambio se considera de centro-izquierda o izquierda.

Finalmente, se ha tenido en cuenta la influencia del entorno geográfico. Siguiendo la tesis de Reimer (1999), el fenómeno de la privatización de un determinado servicio local se ha extendido en los últimos años de forma más rápida en aquellas zonas donde ya existían experiencias en la privatización del mismo servicio. Esta es la que llamaré *hipótesis del efecto proximidad* (Bel y Miralles, 2003). Apuntamos dos motivos para su presencia: primero, dada la existencia de economías de sucursal (Donahue, 1989), una empresa ya establecida en un municipio puede ofrecer un atractivo plan de expansión a un municipio adyacente; segundo, el político municipal puede observar la experiencia privatizadora de municipios del ámbito geográfico de referencia, reduciendo la incertidumbre en torno a los efectos de la privatización del servicio¹⁵.

Para cada período, se ha utilizado como indicador de Proximidad (*PROX*) el porcentaje de municipios de la muestra en el ámbito territorial¹⁶ al que pertenece el municipio analizado que ya tenían privatizado el servicio a comienzos de cada legislatura efectiva, con datos de la Encuesta.

¹³ Hart, Schleifer y Vishny (1997), más afines al sector ideológico pro privatización, establecen y demuestran de forma teórica que su introducción en un marco de nula competencia también genera efectos positivos, en cuanto a una mayor tendencia a realizar innovaciones. La explicación reside en la falta de reconocimiento de derechos de propiedad sobre las innovaciones en el sector público. En todo caso, esta hipótesis no ha sido testada contundentemente para el caso de los servicios locales.

¹⁴ Cuando ha sido necesario, se han recurrido a otros métodos de valoración. Por ejemplo, cuando el partido gobernante no era reconocido fácilmente dentro de un sector ideológico u otro, se ha tenido en cuenta el corte ideológico de las formaciones en oposición. Como último recurso, cuando la aplicación de los criterios elegidos no ha dado lugar a una valoración clara, se ha tenido en cuenta el resultado de las Elecciones Generales más próximas.

¹⁵ Bivand y Szymanski (1997, 2000) presentan, primero de forma teórica, y más tarde de forma empírica, un estudio sobre cómo los gobiernos locales ingleses, mientras mantienen la producción directa de servicios, fijan como referencia comparativa, ante la escasez de información sobre la máxima eficiencia que se puede conseguir, los resultados de los municipios geográficamente próximos. El resultado es la tendencia a la nivelación de los costes medios de un mismo territorio. Podría aplicarse la idea de comparación ante la información incompleta al estudio de las causas de la privatización de un servicio cuyos resultados para el ciudadano (y para el político) no son claros.

¹⁶ Existen actualmente seis ámbitos territoriales en Cataluña, en virtud de su planificación territorial actual. La extensión de cada uno es inferior al de una provincia. Esta es la extensión geográfica que compatibiliza la

4. Modelo y resultados

El político municipal tiene una función de incremento esperado de utilidad con la privatización del servicio que puede caracterizarse con la sencilla forma lineal:

$$\Delta U_{it} = X_{it} B_t + e_{it}$$

Donde:

X_{it} es un vector fila que contiene un uno y las variables explicativas citadas, para el individuo i en el período t .

$B_t \equiv (b_{0t}, \dots, b_{kt})$ es un vector columna de coeficientes, donde k es el número de variables explicativas. Obsérvese que en un principio se supone que cada vector de coeficientes es distinto según el período considerado.

$e_{it} \equiv u_{it} + v_i$ es una perturbación aleatoria que incluye características no recogidas en las variables explicativas, con una parte (v_i) que recoge características propias e inmutables, o bien de variación lenta, del municipio.

Por tanto, el político municipal tiene en cuenta variables del momento presente a la hora de calcular qué beneficios esperados obtiene con la privatización. Lo que se está suponiendo es la existencia de cierta “miopía” en el político, pues este no tiene en cuenta predicciones sobre valores futuros de tales variables. A favor de tal supuesto puede decirse que la tasa de preferencia por el presente es muy elevada en el político, hasta el punto que más allá de la legislatura actual el futuro no es muy tenido en cuenta.

El político del municipio i decide introducir medidas privatizadoras en el servicio municipal en el momento t , dado que no las introdujo en $t-1$, si y sólo si

$$\Delta U_{it} \geq 0$$

En caso contrario, mantiene modos de producción con control público total.

Introducimos aquí el supuesto de *irreversibilidad de las medidas privatizadoras*, en el sentido que, una vez estas han sido introducidas, ya no hay marcha atrás. No cabe, por lo tanto, el fenómeno de la remunicipalización, cuyos costes de implementación son demasiado elevados. Este supuesto viene confirmado por la realidad observada¹⁷, y su efecto en la estimación es que, una vez privatizado el

conveniencia de ser lo más pequeña posible (reflejando el entorno geográfico más directo) y la necesidad de incluir un mínimo de observaciones de la muestra para cada zona.

¹⁷ Sólo se conocen dos casos excepcionales. El primero es el de EMATSA en Tarragona, una sociedad mixta que, según está previsto, será remunicipalizada durante la década de 2030. El segundo es el de Caldes de

servicio, el municipio observado sale de la muestra en posteriores períodos, puesto que la probabilidad de mantener el papel del sector privado en su producción es igual a uno, y las variables explicativas no aportan información alguna.

Sea Y_{it} una variable binaria que recoge valor 1 si el municipio i tiene el servicio privatizado a final del período t , o 0 si el municipio mantiene la producción pública durante todo el período. Entonces:

$$P(Y_{it} = 1 | Y_{it-1} = 0, X_{it}, v_i) = P(\Delta U_{it} \geq 0) = P(-u_{it} \leq X_{it} B_t + v_i) = F(X_{it} B_t + v_i), \text{ y}$$

$$P(Y_{it} = 1 | Y_{it-1} = 1, X_{it}, v_i) = P(Y_{it} = 1 | Y_{it-1} = 1) = 1$$

Donde F es la función de distribución de la parte de perturbación que no corresponde a características propias e inmutables del municipio, una vez cambiado su signo. Esta perturbación con signo negativo puede interpretarse como un shock a favor del mantenimiento de los métodos públicos de producción¹⁸. De este modo, la contribución del municipio i a la función de verosimilitud que corresponde maximizar es la siguiente¹⁹:

$$\begin{aligned} L_i(t_i | X_{i1}, \dots, X_{it_i}, v_i) &\equiv P(T_i = t_i | X_{i1}, \dots, X_{it_i}, v_i) = \\ &= \prod_{t=1}^{t_i} [P(Y_{it} = 0 | Y_{it-1} = 0, X_{it}, v_i)^{1-Y_{it}} \cdot P(Y_{it} = 1 | Y_{it-1} = 0, X_{it}, v_i)^{Y_{it}}] = \\ &= \prod_{t=1}^{t_i} [(1 - F(X_{it} B_t + v_i))^{1-Y_{it}} \cdot F(X_{it} B_t + v_i)^{Y_{it}}] \end{aligned}$$

Donde T_i es la variable aleatoria “tiempo que tarda el municipio i en salir de la muestra”, bien por privatización o bien por censura, y t_i el valor que toma la extracción correspondiente al municipio i de dicha variable. Esta puede tomar un valor natural entre 1 y 6, el número de legislaturas democráticas municipales en la España actual. De hecho, el propio subíndice t sólo puede tomar uno de estos valores en la muestra estudiada.

Ahora bien, ya se ha dicho que v_i recoge variables que no han podido ser observadas, y por ello no es posible maximizar la función de verosimilitud, a menos que se integre esta variable de efectos individuales del siguiente modo:

Montbui, municipio que remunicipalizó el servicio durante la democracia, por lo que las observaciones de este municipio no han sido tenidas en cuenta.

¹⁸ Tómese en cuenta que el político puede tener miedo a perder control sobre la producción del servicio. Esto explica que el político mantenga una férrea supervisión sobre los métodos de producción en los servicios privatizados (Bailey y Davidson, 1999), a fin de evitar fallos o interrupciones en su funcionamiento que conlleven elevados costes políticos. Adicionalmente, la irreversibilidad de las medidas privatizadoras aconsejarán al político prudencia a la hora de introducirlas.

¹⁹ Firth y Payne (1999) siguen un esquema muy parecido, sugerido por Jenkins (1995). De hecho, ellos tratan la heterogeneidad de forma muy similar. Incluso intentan la estimación de Heckman y Singer, también sin éxito.

$$\begin{aligned}
L_i(t_i | X_{i1}, \dots, X_{it_i}) &= E_v \left[L_i(t_i | X_{i1}, \dots, X_{it_i}, v_i) \right] = \int_{-\infty}^{\infty} L_i(t_i | X_{i1}, \dots, X_{it_i}, v_i) \cdot dG(v_i) = \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} g(v_i) \cdot \prod_{t=1}^{t_i} \left[(1 - F(X_{it} B_t + v_i))^{1-Y_{it}} \cdot F(X_{it} B_t + v_i)^{Y_{it}} \right] \cdot dv_i
\end{aligned}$$

Donde E_v es la esperanza siguiendo la distribución de la variable de efectos individuales, G es la función de distribución de la variable aleatoria individual y g la función de densidad asociada. La función de verosimilitud logarítmica se obtiene a partir de aquí sumando los logaritmos naturales de cada aportación individual.

Se aplica el supuesto que la perturbación aleatoria negativa no individual sigue la distribución de Gompertz, también llamada complementaria log-log,

$$F(x) = 1 - \exp(-\exp(x))$$

La distribución de Gompertz ha sido considerada adecuada aquí, frente a otras distribuciones más comunes en el estudio de las decisiones individuales, como podrían ser la normal (modelo *probit*) o la logística (modelo *logit*). La razón de tal elección es que las últimas distribuciones son simétricas, de tal manera que suponen a priori un número equilibrado de ceros y unos en cada período. Esto no se corresponde con los datos presentes en la muestra, en los que para cada período observado el número de unos es marcadamente inferior. Se ha comprobado que la distribución de Gompertz, asimétrica a favor del valor cero, encaja mejor con los datos.

En una primera estimación, se ha supuesto que la variable de efectos individuales se distribuye como una normal $N(0, \mathbf{s}_v^2)$. Una alternativa interesante en este punto hubiera sido aproximar la propia función de distribución por una distribución discreta con un número finito de puntos de soporte, y estimar precisamente sus valores y las probabilidades asociadas a cada uno de ellos, así como el número apropiado de puntos. Esta es precisamente la estimación que propone el célebre artículo de Heckman y Singer (1984), tras comprobar el alto grado de variabilidad en los resultados que se produce dependiendo de la distribución que se proponga para el efecto individual.

Sin embargo, al tratar de aplicar el método de Heckman y Singer, se ha producido una acentuada falta de estabilidad en los resultados, quizá debida al exceso de parámetros ante una muestra de menos de seiscientas observaciones. El punto de partida del método iterativo de optimización ha resultado importante de cara al resultado final, y se han detectado amplias zonas donde la función de verosimilitud era convexa. Finalmente, se ha renunciado a esta metodología a favor de una más sencilla de implementar, y más estable, suponiendo una determinada forma funcional para el efecto individual. Es común, por las facilidades de cálculo derivadas en análisis de datos de panel para decisiones individuales, el uso de la distribución antes mencionada, ya que el método de aproximación de integrales por cuadratura de Gauss-Hermite simplifica la función a maximizar.

Hemos establecido casi todos los detalles de la función a maximizar, pero queda pendiente considerar la variabilidad de los coeficientes a lo largo del tiempo. Si bien es lógico otorgar la máxima flexibilidad temporal a tales parámetros, ya que al fin y al cabo estamos estudiando un largo período de veinte años, imponer cierta rigidez aporta también sus ventajas.

Por un lado, el sesgo que supone establecer la restricción de que los coeficientes a estimar no varían entre el período 1 y el 2, por ejemplo, puede ser insignificante, pues la lógica que mueve al político municipal en los servicios locales cambia de acuerdo con la agenda dominante y la disponibilidad de alternativas novedosas, las cuales pueden tardar más de una legislatura en surgir. Por otro lado, no podemos olvidar que la insesgadez y la eficiencia de la estimación por máxima verosimilitud son propiedades asintóticas, por lo que el aumento del número de observaciones por coeficiente estimado reduce los problemas de una muestra finita. Al considerar que los coeficientes del período 1 y los del período 2 son iguales, aproximadamente estamos doblando el número de observaciones por coeficiente, y es de esperar por tanto que la estimación sea más precisa.

Nuestra primera aproximación a los resultados sugiere un análisis de datos de panel para elección discreta con efectos aleatorios. Es demasiado estricto imponer la restricción que el vector de coeficientes no varía para ninguno de los períodos considerados, así que podemos empezar por estimar dos bloques, uno compuesto por las tres primeras legislaturas (1980-1991) y otro compuesto por las tres restantes (1992-2002)²⁰.

Existen razones que justifican este punto de ruptura en 1991. Durante la década de 1980, el punto de interés de los servicios locales se centraba en la reducción de las graves deficiencias que las instalaciones necesarias venían sufriendo²¹. La cuestión sobre gestión eficiente y privatización fue dejada en segundo plano frente a la urgencia de garantizar un suministro de agua corriente en condiciones a la totalidad de la ciudadanía. A veces la privatización del servicio obedecía a la insuficiencia financiera municipal para acometer las reformas necesarias. En cambio, en la década de los noventa se experimenta un aumento creciente del interés del político por la forma de gestión del servicio, quizás también por otros mecanismos de mejora en la eficiencia. Un cambio que obedece a la transmisión de las experiencias británica y estadounidense, y a un mayor grado de formación del gestor público. Es intuitivo que ambas décadas han de aportar diferentes comportamientos del político.

A continuación se presentan los resultados obtenidos para ambos períodos, obtenidas con el paquete estadístico Intercooler Stata 6.0²²:

²⁰ Naturalmente, esto implica suponer por un lado que la variable aleatoria v_i no es la misma en ambos bloques, y por otro la independencia entre los mismos, lo que, dada la amplitud de los períodos considerados, son supuestos razonables.

²¹ FMQ Projectes i estudis (1999).

²² Este paquete estadístico se utiliza de hecho en todas las estimaciones del presente trabajo.

Tabla 1. Factores determinantes de la privatización del servicio de aguas.

Modelo Gompertz de datos de panel con efectos aleatorios.

Variable \ Períodos	1980-1991	1992-2002
<i>POB</i>	0.0000232 (2.134)**	-0.0000347 (-1.135)
<i>ESP</i>	-0.0542447 (-0.767)	0.0336874 (1.254)
<i>MAN</i>	0.6421256 (0.808)	-1.031557 (-1.134)
<i>IP</i>	—	0.6934292 (1.828)*
<i>CFM</i>	—	-0.003931 (-0.262)
<i>TUR</i>	0.0004997 (2.041)**	0.0000207 (0.140)
<i>IND</i>	0.0030173 (0.189)	0.0259726 (1.872)*
<i>PROX</i>	-0.0009939 (-0.067)	0.031904 (3.876)****
<i>Constante</i>	-3.375865 (-4.154)****	-4.200829 (-5.730)****
$r = \frac{s_v^2}{s_v^2 + 1}$	0.4985037	$8.32 \cdot 10^{-7}$
Test LR $r = 0$	0.31 {1} [0.5747]	0.00 {1} [0.9985]
Test Wald significación conjunta	7.58 {6} [0.2705]	30.17 {8} [0.0002]****
Número de municipios	103	82
Número de observaciones	291	205
$\ln L$	-64.464941	-74.884168

Notas:

Entre paréntesis, los valores del estadístico z (normal estándar) para la hipótesis que el coeficiente no es significativamente diferente de cero.

Entre corchetes, la probabilidad de que los coeficientes no sean significativamente distintos de cero.

Entre llaves, el número de grados de libertad.

Nivel de significación: * 90%, ** 95%, *** 97.5%, **** 99%.

Las variables *IP* y *CFM* no han sido incluidas en la estimación de las tres primeras legislaturas. La variable *IP* no ha podido ser recogida para la primera legislatura debido a motivos explicados con anterioridad. La variable *CFM* sólo ha podido ser recogida a partir de la cuarta legislatura, ya que el primer informe disponible del Síndic de Comptes sobre las cuentas locales hace referencia al año 1990.

En un primer análisis, podemos observar que los resultados son marcadamente distintos entre ambas décadas. Incluso la significación del modelo es diferente. Los resultados de la década de los ochenta, donde no se alcanza ni el 90% de significación conjunta, avalan la idea que el dilema producción pública – privatización no formaba parte importante de la agenda política municipal, hecho que añade aleatoriedad a los resultados. Vemos en cambio la rotunda significación del modelo en la década de los noventa, cuando el dilema sobre la forma de producción pasa a formar parte de la agenda del político.

Sin embargo, municipios de características determinadas sí venían desde el principio considerando medidas privatizadoras como solución a problemas graves de eficiencia. Municipios necesitados de cuantiosas inversiones para el depósito y distribución de agua corriente. Este es el caso de los municipios de alta población, y también el de los municipios con alta demanda estacional. Más a comienzos de los ochenta, se podría argumentar que tanto la eficiencia técnica de la división pública de aguas como el esquema legal y de incentivos tenía mucho que mejorar, y la falta de promoción y dominio de otras ideas alternativas dejaban espacio libre a las medidas privatizadoras. Si se suma que en los primeros años de democracia existía cierto raquitismo presupuestario que dificultaba acometer las necesarias inversiones, no es de extrañar entonces que tanto las variables *POB* como *TUR* resulten significativas y con signo positivo. De esta manera, quedaba para la empresa la responsabilidad de reparar y modernizar la red de depósito y distribución.

Estas variables, con el paso de los años, dejan de tener influencia sobre la decisión de privatizar. Incluso la variable *POB* invierte el signo de su coeficiente, aunque de forma no significativa. Se deduce que comienzan a proliferar formas nuevas de mejora de eficiencia interna alternativas a las medidas de privatización, y que los municipios, con mayores medios que antes, pueden llevarlas a cabo. Estas ideas son aplicadas allá donde se dispone de los mejores técnicos municipales, que con frecuencia son los municipios de alta población. También, pero en menor medida, en los municipios donde el turismo acrecienta los ingresos municipales. Volveremos a la idea de las medidas alternativas más tarde.

Municipios industriales, donde la urgencia de mejoras en las instalaciones de distribución no eran tan apremiantes en los ochenta, ahora tienden ligeramente hacia la privatización del suministro de agua corriente. Para ciertos sectores industriales, el precio del agua es importante, y si se intuye la presencia de subvenciones cruzadas a favor de los ciudadanos votantes, puede entenderse que el sector industrial muestre preferencia por la producción privada del servicio, con la esperanza de obtener un

mejor trato. Este efecto es observado con mayor fuerza en la última legislatura porque, a partir de los cambios en la tarificación impuestos por la recientemente creada Agencia Catalana del Agua, con un Canon del Agua muy progresivo para usos domésticos, más de 250.000 consumidores declarados como domésticos decidieron en 2000 ser considerados consumidores industriales.

Como resultado más importante, en los noventa aparece con mucha fuerza el que he denominado *efecto proximidad*. Por los motivos que fueron en su momento señalados, aquellos municipios rodeados de otros donde se ha privatizado el servicio tienden asimismo hacia su privatización. Sobre por qué los años ochenta no observan este efecto nos extenderemos más tarde. La explicación reside en una exitosa estrategia a largo plazo de las empresas contratistas, así como al hecho que en un principio la influencia del entorno no había alcanzado un “tamaño crítico”.

Obsérvese también que, a tenor de los resultados de la estimación para la década de los noventa, el factor de tendencia política parece ser significativo una vez que el dilema sobre la forma de producción del servicio pasa a formar parte de la agenda política. Con significación del 90%, los gobiernos de centro-derecha o derecha han tendido más a recurrir a la privatización del servicio de aguas para dar respuesta al reto de la mejora de eficiencia. Por su parte, los gobiernos del sector ideológico contrario han tendido a aplicar medidas alternativas, como la creación de empresas privadas de capital 100% público o la contratación externa de los servicios de la empresa municipal de otro municipio.

No se puede negar tajantemente que estas diferencias respondan a intereses partidistas ajenos a la ideología. Pero cabe resaltar que el sector contratista del servicio de aguas adolece de una evidente falta de competencia efectiva, lo que hace inseguro que los resultados de la privatización sean positivos. La falta de evidencia a favor (falta de información) y la falta de competencia (señal negativa) da rienda suelta a la entrada de cuestiones ideológicas en un sector donde el debate no está tan zanjado como en otros servicios, entre los que podría mencionarse la recogida de residuos sólidos urbanos.

Estas primeras estimaciones nos han ofrecido una primera interpretación de los factores que influyen, y en qué momento influyen, a favor o en contra de la introducción de medidas privatizadoras en el servicio de aguas. Sin embargo, el resultado principal que puede observarse es meramente técnico, y hace referencia a cómo podemos reestimar el modelo de una manera más flexible. Si observamos el test de la razón de verosimilitud para la hipótesis nula que la pseudocorrelación $\tilde{\rho}$ entre dos períodos para el mismo individuo es cero, obtenemos un resultado de rechazo rotundo en ambos períodos, sobretudo en los años noventa. Dicho de otro modo, puede sostenerse que *no existen efectos aleatorios*.

Este resultado simplifica enormemente la estimación, ya que la verosimilitud logarítmica se reduce a la suma de las verosimilitudes logarítmicas de cada período:

$$\ln L = \sum_{t=1}^6 \sum_{i \in N_t} \ln \left[(1 - F(X_{it} \mathbf{B}_t))^{1-Y_{it}} \cdot F(X_{it} \mathbf{B}_t)^{Y_{it}} \right]$$

Donde N_t es el conjunto de observaciones no censuradas de la muestra para el período t . Esto implica que la maximización global de la función de verosimilitud puede obtenerse mediante las maximizaciones de las funciones asociadas a cada período temporal. Ahora bien, como se comentaba antes, es conveniente agrupar varios períodos cuando esto sea posible, a fin de evitar los problemas de precisión de las muestras finitas. En un primer momento, se han utilizado los dos bloques (períodos 1,2 y 3, y períodos 4,5 y 6 respectivamente) anteriores. Sin embargo el test de la razón de verosimilitud rechaza la hipótesis que los coeficientes no varían en el bloque segundo, por lo que los resultados de las estimaciones no son mostrados aquí. Para este bloque, el estadístico ji cuadrado (con 16 grados de libertad) obtiene un valor de 32.857352, cuando el valor crítico al 95% de confianza es 26.30, e incluso 32.00 al 99%.

He procedido a dividir los períodos en tres grupos (períodos 1 y 2, 3 y 4, y 5 y 6 respectivamente). El test de la razón de verosimilitud para la solidez de cada grupo muestra valores respectivos de 4.162724 (6), 14.6407 (7) y 9.320556 (8), donde entre paréntesis figuran los grados de libertad. No se rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes entre períodos en el primer y el último grupo, ni siquiera al 90% de confianza. Para el segundo grupo, sin embargo, el valor crítico de la distribución ji cuadrado al 95% de confianza es 14.07, avalando la idea de que existe un punto de ruptura en 1991.

A continuación, se exponen los resultados de la estimación para cada uno de los tres bloques. Para una mejor precisión, se ha admitido la posibilidad que exista correlación entre las perturbaciones de cada período para cada individuo, lo cual no es contradictorio con la no existencia de efectos aleatorios. Se ha utilizado el método de máxima verosimilitud con clustering individual.

Tabla 2. Factores determinantes de la privatización del servicio de aguas.

Modelo Gompertz sin efecto aleatorio, clustering individual.

Variable \ Período	1980-1987	1988-1995	1996-2002
<i>POB</i>	0.0000328 (3.155)****	-8.07·10 ⁻⁶ (-0.463)	-0.000048 (-1.908)*
<i>ESP</i>	-0.0398277 (-0.717)	0.0112122 (0.167)	0.0230515 (0.597)
<i>MAN</i>	—	1.230749 (1.254)	-0.9889664 (-0.699)
<i>IP</i>	—	0.2610911 (0.328)	0.8824532 (1.791)*
<i>CFM</i>	—	—	-0.0044086 (-0.206)
<i>TUR</i>	0.000637 (2.426)***	-0.0000569 (-0.368)	0.0000944 (0.833)
<i>IND</i>	0.0114551 (0.429)	-0.0000512 (-0.002)	0.0399798 (2.684)****
<i>PROX</i>	-0.0432482 (-1.751)*	0.0281871 (1.058)	0.0339084 (3.125)****
<i>Constante</i>	-2.941201 (-3.241)****	-4.017493 (-3.283)****	-4.460909 (-5.040)****
Test Wald significación conjunta	13.31 {5} [0.0206]***	6.78 {7} [0.4522]	27.81 {8} [0.0005]****
Número municipios	103	92	79
Número observaciones	200	177	136
<i>ln L</i>	-38.030545	-36.14809	-55.679699

Notas:

Entre paréntesis, los valores del estadístico *z* (normal estándar) para la hipótesis que el coeficiente no es significativamente diferente de cero.

Entre corchetes, la probabilidad de que los coeficientes no sean significativamente distintos de cero.

Entre llaves, el número de grados de libertad.

Nivel de significación: * 90%, ** 95%, *** 97.5%, **** 99%.

Puede decirse a raíz de los resultados obtenidos que los factores que influían al político municipal en la toma de decisión sobre el modo de producción y la forma en que lo hacían durante las dos primeras legislaturas difieren de los factores influyentes durante las dos últimas legislaturas, y que el tercer y cuarto períodos parecen formar una transición entre dos lógicas diferentes, un intervalo confuso de tiempo donde no pueden discernirse los factores que influyen al político representativo.

Para este segundo bloque se presenta en el anexo un análisis desagregado. El único resultado relevante en este anexo es, como allí se explica, la existencia de evidencia débil a favor de la influencia positiva de *CFM* en la cuarta legislatura. Quizás no sea casualidad que esta evidencia se encuentre sólo en la cuarta legislatura, cuando la combinación entre el alto nivel de endeudamiento de algunos municipios (principalmente turísticos) a finales de los ochenta y la disminución de ingresos producida a raíz de la crisis de 1992-1993 empujó a los municipios a la búsqueda rápida de recortes en los costes de los servicios. Y una manera rápida de resolver el problema, que requiere menos planificación a largo plazo que otras ideas alternativas, es la contratación externa.

En el primer bloque y en el tercero, los modelos son suficientemente representativos, holgadamente por encima del 97.5% de confianza el primero y del 99% el segundo²³. En el primer grupo, las variables *IP*, *CFM* y *MAN* no han sido incluidas. En su momento se explicó su motivo para las dos primeras. La variable *MAN* sí está recogida para los dos períodos del bloque, pero se ha detectado que todas aquellas observaciones con valor 1 para la variable explicada tienen a su vez valor 0 para *MAN*, lo que origina inestabilidad en la estimación y obliga a suprimir la variable.

Para las dos primeras legislaturas, se observa un claro efecto positivo de la población abastecida sobre la tendencia a privatizar (el coeficiente correspondiente es positivo y distinto de cero al 99.8% de confianza). Se interpreta que las necesidades de inversión y de mejora de eficiencia son apremiantes en aquel momento en municipios altamente poblados entre otros, y que el estado de la capacidad gestora de la administración pública y la ausencia de otras alternativas abre el camino a la introducción de medidas privatizadoras. Una argumentación similar puede aplicarse al hecho que el coeficiente de la variable *TUR* sea positivo y significativo al 98.5%: los municipios con alta población estacional deben afrontar similares retos que municipios de alta población con una capacidad pública gestora escasa en aquellos años, y ante la falta de alternativas se recurre a la introducción de medidas privatizadoras.

El siguiente resultado del primer bloque, que se explica a continuación, es en principio sorprendente. Y sin embargo, un análisis más detallado revelará su sentido, en el marco de una estrategia inteligente a largo plazo por parte de las empresas contratistas. Se ha obtenido que el coeficiente de la variable *PROX* es *negativo* y significativo al 92% de confianza. Pero, ¿no es esto contrario a los principios, e incluso una refutación, de la hipótesis del *efecto proximidad*? Mi

²³ Sin embargo, todavía se nota la aleatoriedad de las primeras legislaturas, como se explicaba con la primera estimación.

interpretación es que justo al contrario, la negatividad de este coeficiente en una fase temprana de la democracia *refuerza* esta hipótesis.

El argumento es el siguiente: imaginemos una “zona” de municipios agrupados donde cada uno de ellos produce el servicio de suministro de agua mediante división pública. Una empresa contratista, más experta en la producción de este servicio, conoce la existencia del *efecto proximidad*, entre otras causas por las economías de sucursal que se producen al establecerse en la zona. Sabe que si consigue establecerse, aunque sea a costa de realizar una oferta inmejorable, tarde o temprano se extenderá por toda ella. Imaginemos que el empresario debe elegir entre dos proyectos de expansión, uno dentro de una zona “ampliamente ocupada” y otro dentro de otra “no explotada”. Entonces, si su tasa de preferencia por el presente es lo suficientemente baja, el empresario puede elegir el segundo proyecto, que a largo plazo puede reportar mayores beneficios. Una vez asentada en todas las zonas relevantes, a la empresa ya sólo le quedaría extenderse dentro de ellas, como ocurre durante la década de los noventa.

El análisis del tercer bloque comienza mostrando una variación considerable en el papel que ejerce el tamaño poblacional del municipio en la tendencia a privatizar. En este caso, nos encontramos con que el coeficiente de *POB* es negativo y significativo al 94.4% de confianza. ¿Por qué se produce este cambio con respecto a los primeros períodos, donde esta variable ejercía una influencia positiva? La respuesta es: *dado el hecho de no haber privatizado* anteriormente, los municipios de más población, cuyas administraciones han podido absorber gestores de mayor formación, pueden aplicar medidas de mejora de eficiencia alternativas a la privatización, e ideas de difusión reciente, como la creación de empresas privadas de capital cien por cien público, o la contratación de los servicios de la empresa pública de otro municipio. Recordemos que la función de distribución que estimamos de forma paramétrica representa la probabilidad de privatizar, dado que en el pasado no se hizo.

Una segunda observación importante y novedosa es que, a raíz de los resultados obtenidos para el tercer bloque, el indicador político *IP* es significativo al 92.5%, mostrando que los gobiernos de centro-derecha y derecha tienden más a aplicar medidas privatizadoras que los gobiernos de centro-izquierda e izquierda. Los argumentos que apoyan este resultado ya han sido esgrimidos con anterioridad. La pregunta es, ¿por qué el coeficiente de *IP* no es significativo en el bloque anterior? La respuesta: el dilema sobre la forma eficiente de producción no entra en la agenda política hasta entrados los años noventa.

Un tercer resultado del tercer bloque es el hecho que el coeficiente de la variable *IND* es positivo y altamente significativo, por encima del 99% de confianza. Los municipios industriales tienden de forma más acentuada hacia la introducción de medidas privatizadoras. El argumento de los grupos de presión que avala este resultado ya ha sido explicado anteriormente. Es interesante observar que este efecto no es significativo en períodos anteriores, lo que hace cobrar fuerza a la idea que el efecto de *IND* se hace importante a raíz de los cambios de registro que tuvieron lugar en el año 2000. Cuando

una parte importante de la pequeña industria se somete a las tarifas industriales, la capacidad de presión se multiplica.

Finalmente, observamos la existencia del *efecto proximidad* en este tercer bloque. Podría decirse que las empresas contratistas “siembran en las primeras legislaturas y recogen ahora”, refiriéndose a la explicación anterior que justificaba la negatividad del coeficiente de *PROX* en las primeras legislaturas. Una vez agotadas las zonas donde es más rentable establecerse, comienza la expansión dentro de cada zona. Por otro lado, el político municipal obtiene información sobre los resultados de la privatización del servicio en municipios cercanos, lo cual reduce la incertidumbre alrededor de la conveniencia de introducir medidas privatizadoras. Estos dos factores explican la existencia del efecto mencionado.

Las variables *ESP* y *MAN* no han ejercido influencia significativa en ninguno de los bloques estudiados. Aparentemente, la dispersión de un municipio, si bien aumenta el volumen de instalaciones necesario para distribuir la misma cantidad, aumentando las pérdidas medias de agua, también reduce las ganancias potenciales de eficiencia por economías de escala en cada núcleo. En cuanto al efecto que produce tener mancomunado el servicio, el resultado refleja la existencia de las dos fuerzas de sentido contrario que ya fueron explicadas con anterioridad.

5. Conclusiones

En el presente trabajo, hemos estudiado los factores que influyen al político municipal en la toma de decisión acerca de la introducción de medidas privatizadoras en el servicio de suministro de agua. Tras una breve introducción sobre la literatura de los factores que impulsan la privatización de servicios locales y sobre los estudios empíricos realizados hasta la fecha, se han debatido los pros y los contras de cada método utilizado, y se ha justificado el empleo de modelos de duración. De esta manera, obtenemos los factores determinantes para diversos momentos de la democracia española actual, factores que no son inmutables a lo largo del tiempo.

Hemos visto que, en el inicio de la democracia municipal española, la privatización del servicio de aguas obedeció a la combinación de altas necesidades de inversión en unas instalaciones descapitalizadas, por un lado, y cierta escasez de fondos públicos para acometerlas, por otro. Los municipios más necesitados eran en aquel momento los de alta demanda doméstica y los de alta demanda estacional. A esto se une la falta de difusión en aquel momento de medidas alternativas de mejora de eficiencia. En las legislaturas más actuales, por el contrario, la búsqueda de la eficiencia en la gestión ha sido la fuerza más influyente en la toma de decisión. Ahora bien, durante la última década ha proliferado la utilización de medidas alternativas a la privatización, como la constitución de empresas privadas de capital público. Estas medidas requieren la presencia de gestores públicos altamente cualificados, que generalmente se encuentran en municipios de mayor población.

Hemos observado que las empresas contratistas han venido adoptando una exitosa estrategia de expansión. En las primeras legislaturas, dedican considerables esfuerzos a establecerse en zonas donde predomina la producción pública, para, por el *efecto proximidad*, extenderse en legislaturas posteriores dentro de cada zona ocupada.

Se ha encontrado evidencia débil de que la combinación de una alta deuda acumulada y una brusca reducción en los ingresos locales, como sucedió en algunos municipios durante la cuarta legislatura, afectados por la crisis de los primeros años noventa, genera una sensación de urgencia en conseguir reducir costes de producción de servicios, aun a pesar de perder control sobre la gestión. Y entre todas las medidas efectivas de ganancia de eficiencia, la privatización de servicios es la más rápida en implementarse.

No se ha encontrado evidencia fiable acerca del efecto de la mancomunación sobre la tendencia a privatizar el servicio de aguas. La mancomunación del servicio, al parecer, ha provocado un doble efecto de sentidos contrapuestos. Por un lado, representa una alternativa a la privatización, al aumentar la escala de la unidad de producción hacia su óptimo geográfico. Por el otro, la distancia entre el órgano de toma de decisión y el ciudadano aumenta, y por tanto se reducen los costes políticos de la privatización.

El debate sobre la eficiencia de lo privado frente a lo público no llega a tener importancia en la agenda política municipal hasta bien entrados los años noventa, ya que anteriormente el primer punto de la agenda del servicio de aguas consistía en renovar las descapitalizadas instalaciones y garantizar el suministro a toda la población. Una vez que este debate hace entrada en la agenda, se ha demostrado que los factores ideológicos han influido en la toma de decisión respecto a la privatización del servicio. En las dos últimas legislaturas, las formaciones gobernantes de centro-derecha o derecha han tendido más a introducir medidas privatizadoras que las de centro-izquierda o izquierda. Es interesante observar que la ideología, o incluso otros intereses partidistas, adquiere importancia porque el debate sobre los beneficios de la privatización no está tan zanjado en el sector del agua como lo está, por ejemplo, en el sector de la recogida de residuos sólidos urbanos (Bel y Miralles, 2003). Esto se debe a que la competencia efectiva en el sector privado del agua es más bien escasa.

Los municipios industriales han tendido más en las últimas legislaturas a privatizar que los municipios agrícolas o de servicios. Una explicación reside en el importante cambio en el registro de usuarios que se produjo en el 2000, a partir de la creación de la Agencia Catalana del Agua y a raíz de la creciente progresividad del Canon del Agua para usos domésticos²⁴. Este cambio consistió en que gran cantidad de consumo declarado como doméstico fue registrado como industrial. Todo esto ha

²⁴ La LOGTA (Llei d'Ordenació, Gestió i Tributació de l'Aigua) establece para este Canon un tipo impositivo general de 0.25 euros por metro cúbico para usos domésticos, frente a los 0.08 para usos industriales. Si bien para usos domésticos existe un mínimo exento, también existe un tramo superior de consumo en el que el tipo se incrementa el 50%.

dado al sector industrial más fuerza para poder presionar a favor de la introducción de medidas privatizadoras, con la esperanza de acabar con posibles subvenciones cruzadas.

Finalmente, no se ha encontrado evidencia de efecto alguno de la dispersión de un municipio sobre la tendencia a privatizar. Tal vez la variable escogida mide la dispersión de un municipio con alta imprecisión. O tal vez las ganancias potenciales de eficiencia por núcleo de población se reducen al reducir el tamaño de cada núcleo, fenómeno que se produce cuando, con población municipal constante, se aumenta el número de entidades singulares de población.

Este estudio es el primero que se realiza a escala mundial, dentro del conocimiento del autor, con uso de modelos y datos de duración, con el que se pretende explicar no sólo “por qué” sino “cuándo” o “por qué ahora dado que antes no se hizo”. La riqueza de resultados que se obtiene es esclarecedora sobre cómo las motivaciones que impulsan al político cambian con el tiempo. El modelo aquí presentado ha sido capaz de incluir estas consideraciones, y constituye por tanto una mejora sobre anteriores estudios publicados.

Queda pendiente examinar otras posibles causas de privatización de servicios. Por ejemplo, quizás la perspectiva de una reelección fácil dé más espacio a la aplicación de los convencimientos ideológicos u otros intereses partidistas²⁵. También queda pendiente para el futuro un análisis sobre las consecuencias de la privatización de servicios locales en términos de eficiencia y de bienestar social.

²⁵ Biais y Perotti (2002).

Bibliografía:

- Ascher K.** (1987) *The politics of privatisation: contracting out public services*, St. Martin's Press, New York.
- Bailey S.J.** y Davidson C. (1999) "The purchaser-provider split: theory and UK evidence", *Environment and planning C: Government and Policy* 17 (2), 161-175.
- Bel G.** y Costas A. (2000) "Privatización, competencia y consumidores: una nueva agenda de reformas para la postprivatización", *Economistas* 84, 329-335.
- Bel G.** y Miralles A. (2003) "Factors influencing privatization of local solid waste collection in Spain", *Urban Studies*, 40 (7), en prensa.
- Biais B.** y Perotti E. (2002) "Machiavellian privatization", *American Economic Review* 92 (1), 240-258.
- Bivand R.** y Szymanski S. (1997) "Spatial dependence through local yardstick competition: theory and testing", *Economics Letters* 55 (2), 257-265.
- Bivand R.** y Szymanski S. (2000) "Modelling the spatial impact of the introduction of compulsory competitive tendering", *Regional Science and Urban Economics* 30 (2), 203-219.
- Domberger S.**, Meadowcroft S.A. y Thompson D.J. (1994) "Competitive tendering and efficiency: the case of refuse collection", en Bishop M., Kay J. y Mayer C. (ed.) *Privatisation and economic performance*, Oxford University Press, Oxford y New York.
- Donahue J.D.** (1989) *The privatization decision: public ends and private means*, Basic Books, New York.
- Firth D.** y Payne C. (1999) "Efficacy of programmes for the unemployed: discrete time modelling of duration data from a matched comparison study", *Journal of the Royal Statistical Society* 162 (1), 111-120.
- FMQ Projectes i Estudis** (1999) *Nous reptes de les polítiques locals. La millora de la qualitat i la gestió dels serveis i les infraestructures bàsiques municipals*, Diputació de Barcelona, Servei de Cooperació Local, Barcelona.
- Hart O.**, Schleifer A. y Vishny R.W. (1997) "The proper scope of government: theory and application to prisons", *Quarterly Journal of Economics* 112 (4), 1127-1161.
- Heckman J.J.** y Singer B. (1984) "A method for minimising the impact of distributional assumptions in econometric models for duration data", *Econometrica* 52, 271-320.
- Hodge G.A.** (2000) *Privatization. An international review of performance*, Westview Press, Boulder (Colorado).
- Jenkins S.P.** (1995) "Easy estimation methods for discrete-time duration models", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 57 (1), 129-138.
- Kodrzycki Y.K.** (1998) "Fiscal pressures and the privatization of local services", *New England Economic Review* 1998Jan/Feb, 31-46.
- López-de-Silanes F.**, Schleifer A. y Vishny R.W. (1997) "Privatization in the United States", *RAND Journal of Economics* 28 (3), 447-471.

MCRIT (1996) *Anàlisi del proveïment d'aigua a la província de Barcelona*, Diputació de Barcelona, Servei de Cooperació Local, Barcelona.

Reimer S. (1999) "Contract service firms in local authorities: evolving geographies of activity", *Regional Studies* 33 (2), 121-130.

Savas E.S. (1998) "Privatization in state and local government", en Raphaelson A. (ed.) *Restructuring state and local services*, Privatizing government: an interdisciplinary series, Praeger Publishers, Westport (Connecticut).

Warner M. y **Hebdon R.** (2001) "Local government restructuring: privatization and its alternatives", *Journal of Policy Analysis and Management* 20 (2), 315-336.

Anexo: Análisis de la tercera y la cuarta legislaturas.

Seguidamente, procederé a la desagregación del segundo bloque en sus dos períodos, la tercera y la cuarta legislaturas, y estimaré un modelo de Gompertz con matriz estimada de varianzas y covarianzas robusta, si bien no podré incluir supuestos de correlación, ya que cada estimación se produce por separado.

Tabla 3. Factores determinantes de la privatización del servicio de aguas.

3ª y 4ª legislaturas. Modelo Gompertz desagregado.

Variable \ Período	1988-1991	1992-1995	1992-1995(bis)
<i>POB</i>	-0.0000316 (-0.944)	0.0000123 (1.089)	0.0000245 (2.519)***
<i>ESP</i>	-0.2129977 (-1.804)*	0.0770639 (2.214)**	0.1261368 (2.620)****
<i>MAN</i>	2.516838 (2.495)***	—	—
<i>IP</i>	1.910593 (2.010)**	-1.937924 (-2.090)**	-1.62218 (-1.100)
<i>CFM</i>	—	0.107026 (1.757)*	—
<i>TUR</i>	-0.0000478 (-0.116)	-0.0002943 (-1.727)*	-0.0001051 (-0.220)
<i>IND</i>	-0.0163431 (-0.608)	0.0682209 (0.661)	0.029286 (0.597)
<i>PROX</i>	0.1077624 (1.766)*	-0.088493 (-1.209)	-0.0439952 (-1.454)
<i>Constante</i>	-6.249649 (-2.357)***	-5.909557 (-1.281)	-3.696226 (-1.881)*
Test Wald significación conjunta	15.30 {7} [0.0324]**	25.90 {7} [0.0005]****	36.01 {6} [0.0000]****
Número municipios	92	69	85
Número privatizaciones	7	3	3

Notas:

Entre paréntesis, los valores del estadístico z (normal estándar) para la hipótesis que el coeficiente no es significativamente diferente de cero.

Entre corchetes, la probabilidad de que los coeficientes no sean significativamente distintos de cero.

Entre llaves, el número de grados de libertad.

Nivel de significación: * 90%, ** 95%, *** 97.5%, **** 99%.

La variable *CFM* no se incluye en la estimación de la tercera legislatura, ya que, como se ha dicho antes, los datos para esta variable sólo están disponibles a partir de 1990. La variable *MAN* no se utiliza en la estimación de la cuarta legislatura porque, al igual que en la primera y la segunda, esta variable desestabiliza la estimación al coincidir que todos los municipios privatizadores no tienen mancomunado el servicio.

Estas estimaciones ponen de relieve los problemas de las muestras pequeñas, como puede comprobarse rápidamente. Los coeficientes cambian demasiado de una legislatura a otra. Aunque en 1991 existe una ruptura, no puede ser tan fuerte de una legislatura a otra. Por tanto *los resultados deben ser interpretados con prudencia, y con escepticismo cuando el signo de un coeficiente varía de una legislatura a otra*. Esto ocurre en todas las variables que aparecen en ambas estimaciones excepto en *TUR*.

Por otro lado, en la cuarta legislatura existe una alta correlación entre variables de efectos contrarios, lo cual por un lado aumenta la varianza de sus respectivos coeficientes pero por otro inestabiliza la estimación, dando lugar a resultados no coincidentes con la lógica de la Economía Política. La correlación entre *TUR* y *CFM*, superior a 0.45, puede provocar que el signo negativo del coeficiente de *TUR* sea significativo. Si eliminamos *CFM* de la estimación (ecuación 1992-1995 bis), el coeficiente de *TUR* de hecho pierde toda significación. También lo pierde el coeficiente negativo de *IP*, que hubiera tenido difícil explicación. Cabe advertir que la hipótesis de que el coeficiente de *CFM* no es significativamente distinto de cero no supera el test de la razón de verosimilitud, cuyo estadístico alcanza un valor de 5.19444, cuando el valor crítico al 97.5% de confianza con un grado de libertad es 5.02.

Por tanto, estas estimaciones no deben ser tenidas en cuenta, excepto para aquellas variables que sólo aparecen en una de las legislaturas (*MAN* y *CFM*), y que por tanto no tienen evidencia clara de inestabilidad. Sin embargo, se ha de recordar que la estimación del bloque conjunto no daba significatividad a la variable *MAN*, por lo que el resultado es confuso. El coeficiente de *CFM* es positivo y significativo al 90%, lo cual aporta evidencia débil a favor de la tesis que las dificultades presupuestarias y la incapacidad para seguir endeudándose influyen de forma positiva en la tendencia a introducir medidas privatizadoras en los servicios locales en una legislatura marcada por la acentuada disminución de ingresos.