

Estudios sobre la Economía Española - 2020/10

**Factores explicativos de la generación
de residuos municipales en Catalunya**

Lorena Olmos

Departamento de Análisis Económico Universidad de Zaragoza

fedea

Factores explicativos de la generación de residuos municipales en Catalunya

Lorena Olmos
Departamento de Análisis Económico
Universidad de Zaragoza

Abril de 2020

Resumen

Este artículo analiza los factores determinantes de la generación de residuos municipales para el caso de las comarcas de Catalunya durante el periodo 2002-2018. La identificación de estos factores es esencial para diseñar correctamente las tasas y precios públicos aplicados al servicio de recogida de basuras. La estimación del modelo de panel de datos muestra que la generación de residuos per cápita no depende de patrones de comportamiento de la población como el porcentaje de reciclaje o el consumo de agua y puede explicarse, principalmente, con la evolución económica y otras características demográficas como la densidad de población.

Palabras clave: generación de residuos; consumo de agua; gestión municipal de residuos; tributos locales

Keywords: waste generation; water consumption; municipal waste management; municipal taxation.

JEL codes: H71; Q38; Q53

1. Introducción

La gestión de los residuos en los núcleos urbanos es una cuestión de suma importancia en la sociedad actual, siendo un desafío cada vez más apremiante, ya que la cantidad de estos desechos ha ido aumentando en las últimas décadas y se prevé que continúe en aumento en las próximas.¹ Esta tendencia creciente se debe, entre otros factores, al crecimiento poblacional, al incremento de la renta disponible y a un cambio en los patrones de consumo y calidad de los productos, que origina nuevas necesidades de empaquetado y una menor vida útil de los productos. Afortunadamente, el sistema de procesado de los residuos municipales ha mejorado notablemente en los últimos años. Algunas prácticas extendidas en el pasado como los vertederos ilegales o que no cumplían unas condiciones mínimas exigibles para respetar el medio ambiente, y la quema descontrolada de residuos, han ido desapareciendo, sobre todo en los países desarrollados, donde se estima que se gestiona el 100% de los residuos urbanos (Kaza et al., 2018). Además, el desarrollo de los sistemas de recogida selectiva de residuos es ya una realidad. Pero estas nuevas prácticas, aunque sin duda son más respetuosas con los ecosistemas naturales, suponen un desembolso elevado para las arcas municipales.

En consecuencia, uno de los retos a los que los ayuntamientos deben enfrentarse es la financiación del sistema de gestión de residuos, que supone alrededor del 4% de los presupuestos municipales en los países de renta alta (Kaza et al., 2018). Este sistema, además de cubrir los costes totales y las externalidades negativas originadas, debería incentivar el cumplimiento de los principios que promulga la economía circular, como son la disminución en el uso de los recursos (y, por tanto, la reducción de los residuos) y el reciclaje, entre otros. Pero es muy habitual que las tasas pagadas por hogares y comercios sean fijas e independientes del volumen de residuos, método mediante el cual

¹ Según las proyecciones elaboradas en Kaza et al. (2018), la cantidad total de residuos podría aumentar un 28,9% hasta 2030 y un 69,2% hasta 2050 respecto a la generada en 2016.

no se promueve la reducción de la generación de basura y otros desechos.² Asimismo, la implantación de este tipo de tarifas fijas aplicadas mediante tasas, precios públicos o una combinación de ambos, provoca que el coste no se vea reflejado en el precio, costes que deben incluir tanto los de corto plazo como la inversión en infraestructuras. Esto contradice algunas directrices internacionales derivadas del principio “quien contamina paga”, que pueden ejemplificarse en este entorno con la norma “*pay as you throw*”.³ No obstante, algunas iniciativas municipales han tratado de diseñar la tarifa de recogida de residuos de acuerdo al volumen de generación de cada usuario. Sin embargo, la medición individualizada de la cantidad de residuos generados es muy compleja, por lo que los municipios suelen vincular la cuantía de esta tarifa a factores como la superficie o localización de la vivienda o comercio, o el consumo de agua. Si los ayuntamientos eligen correctamente la variable a la que asociar el diseño tarifario, el juego de incentivos funcionará correctamente y el pago se aproximará al coste marginal de la gestión. Pero si el factor en el que se basa el diseño de la tarifa no refleja fielmente la cantidad de residuos generada, no se estimulará apropiadamente su reducción, además de resultar una cuantía injustificada y no asegurar la viabilidad económica del servicio. Puig-Ventosa y Sastre Sanz (2017) examinan las tarifas de recogida de residuos en España y concluyen que, mientras que las tasas fijas son un diseño muy extendido, las variables suelen vincularse a criterios que no reflejan fielmente la generación de residuos. Por todo ello, la identificación de las variables que puedan explicar el volumen de generación de residuos es crucial para confeccionar un sistema tarifario eficaz en el cumplimiento de objetivos como la reducción de la cantidad, la recuperación de costes y el aumento del reciclado, y justo desde el punto de vista del usuario. Porque una

² De acuerdo a Kaza et al. (2018), el 33% de los comercios y el 27% de los hogares abonan una tasa fija por la gestión de residuos. En España, los resultados de Puig-Ventosa et al. (2018) señalan que estas cifras son del 4% (60% si sólo se discrimina por tipo de actividad o ubicación) y del 48%, respectivamente.

³ El principio “quien contamina paga” está incluido en la Directiva Marco de Residuos (2008/98/EC).

distribución de la recaudación inadecuada conllevaría una situación en la que el coste del servicio se repercutiera incorrectamente entre la población.

La literatura académica ha analizado ampliamente diversos aspectos relacionados con esta problemática. Muchos artículos de carácter empírico analizan la efectividad de distintos programas aplicados en zonas concretas, mientras que otros examinan la conveniencia de aplicar un diseño tarifario frente a u otro.⁴ De acuerdo a esta línea de investigación, los sistemas de pago adelantado y reembolso, o una combinación de ambos instrumentos, parecen ser los más eficientes desde un punto de vista teórico (Palmer et al., 1997), pero su implementación es compleja y, por tanto, está poco extendida. Otra distinción de la literatura previa se puede establecer según el nivel de desagregación de los datos examinados. Mientras que algunos artículos cuentan con una base de datos referente a cada hogar perteneciente a la muestra estudiada, obtenida mediante encuestas (Buenrostro et al., 2001, o Montevecchi, 2016) o análisis directo de los residuos (Hong and Adams, 1999), otros hacen uso de estadísticas agregadas (Mazzanti et al., 2008, entre otros). Sea cual sea el nivel de desagregación de los datos, la literatura parece coincidir en que la renta es un factor que afecta positivamente a la generación de residuos: Richardson y Havlicek (1978), Hong et al. (1993), Jenkins (1993), Podolsky y Spiegel (1998), Hong (1999), Kinnaman y Fullerton (2000), Dijkgraaf y Gradus (2004), Gellynck et al. (2011). No obstante, algunos estudios obtienen una relación muy débil (Dahlén, 2009) o no la encuentran estadísticamente significativa (Hockett et al., 1995). Otro de los factores que suelen proponerse para explicar la generación de residuos es la densidad de población. En términos generales, se concluye que la relación entre ambas variables es negativa (Podolsky y Spiegel, 1998, o Dijkgraaf y Gradus, 2004), ya que los hogares de los entornos más poblados son

⁴ En Ferrara y Serret (2008) se realiza una revisión exhaustiva de este tipo de literatura.

sensibles a las problemáticas de espacio que se derivan de la acumulación de residuos. Pero estos resultados no son unánimes. Por ejemplo, en Jenkins (1993) se obtiene una relación positiva, apuntando a que la proximidad a las tiendas y la falta de espacio de almacenaje en los hogares de las ciudades origina que la población compre cantidades menores pero un mayor número de veces, lo que hace que la cantidad de residuos se vea incrementada. Otros resultados no encuentran una relación significativa (Kinnaman y Fullerton, 2000). La estructura poblacional también puede influir sobre la cantidad de residuos municipales generada, pero no hay un consenso unánime acerca del efecto de las sociedades envejecidas. Mientras que algunos artículos obtienen una influencia negativa (Sternier y Bartelings, 1999), otros como Dijkgraaf y Gradus (2004) concluyen que, en las zonas con un mayor porcentaje de habitantes por encima de los 65 años, se generan más residuos. Los estudios de Richardson y Havlicek (1978) y de Jenkins (1993) indican que el porcentaje de población entre 18 y 61 afecta positivamente a la cantidad de residuos, ya que este grupo de edad representa los niveles más elevados de consumo. Otros determinantes identificados por trabajos previos hacen alusión a la forma y composición de los hogares (Hong et al., 1993), aunque la desagregación y disponibilidad de los datos que se analizarán en este trabajo no permite la incorporación de este tipo de características.

Por lo tanto, los resultados dependen en gran medida de la muestra de datos examinada. El presente análisis se va a centrar en Catalunya, región situada al nordeste de España. Saladié (2016) estudia datos referentes a esta región con el mismo nivel de desagregación territorial, y concluye que hay una correlación positiva entre la generación de residuos municipales por habitante y el peso del sector servicios y la densidad de población, mientras que el porcentaje de población de 65 años o más afecta negativamente. Una conclusión llamativa del citado trabajo es que la renta no ejerce

ningún impacto sobre los residuos. No obstante, únicamente se analizan correlaciones estadísticas, por lo que no se pueden establecer relaciones de causalidad. En Saladié (2011) se construye un indicador de sostenibilidad en función de la generación de residuos domésticos per cápita y del porcentaje de recogida selectiva, obteniendo una correlación positiva con la suma de los valores añadidos del sector servicios y construcción, y negativa con el de la agricultura. Álvarez et al. (2008) examinan la calidad de los residuos biodegradables en Catalunya dependiendo del sistema de recogida, y la ponen en relación con algunas variables sociodemográficas. Oribe-Garcia et al. (2015), con datos de la provincia de Bizkaia, se sirven de un modelo de factores para identificar los determinantes de los residuos generados por los hogares: densidad de población, actividad turística, nivel de educación, renta y desempleo.

En este contexto, este artículo pretende identificar los factores determinantes de la generación de residuos municipales por habitante para el caso de Catalunya. La base de datos, desagregada por comarcas, abarca el periodo 2002-2018. Los resultados de la estimación del modelo estacionario de datos de panel indican que, en aquellas comarcas con una mayor renta per cápita, un peso más elevado del sector de la construcción y una menor densidad de población, se genera una mayor cantidad de residuos por habitante. Poniendo el foco sobre las actitudes de los usuarios, se obtiene que no hay suficiente evidencia empírica para concluir que los habitantes de las comarcas donde más se recicla generen menos residuos. Pero los resultados acerca de la conexión entre la generación de residuos y el consumo de agua son más concluyentes: no existe una relación para ninguna de las especificaciones consideradas. Es decir, no parece existir un patrón homogéneo en las actitudes responsables con el medio ambiente. Con el fin de reforzar la validez de los resultados principales, se realiza un análisis de robustez donde se comprueba su solidez y se amplían estas conclusiones.

Este artículo se estructura de la siguiente manera. En la segunda sección se detalla la base de datos utilizada, así como la metodología aplicada. La tercera sección se dedica a mostrar los principales resultados y a desarrollar un análisis de robustez. Por último, en el cuarto apartado se exponen las principales conclusiones.

2. Datos y metodología

2.1. Datos

La información disponible acerca de la generación de residuos municipales desagregada para las comarcas catalanas es de frecuencia anual. Esta estadística incluye los residuos generados por los hogares, el comercio, los servicios y las instituciones y se excluyen los residuos peligrosos, los industriales y los originados por la actividad agrícola. En lo referente al sector de la construcción, únicamente se contemplan los escombros procedentes de obras menores. Esta información se obtiene de la Agència de Residus de Catalunya, mientras que la del resto de series que se incluirán en el modelo empírico está proporcionada por el Idescat (Institut d'Estadística de Catalunya). Aunque el periodo para el que está disponible la serie de residuos generados por comarca es 2000-2018, otros datos necesarios para construir nuestra serie de referencia, la de residuos municipales generados per cápita, no se encuentran disponibles para todos los años mencionados, por lo que el periodo considerado en la estimación del modelo será menor y dependerá de su especificación. Por otro lado, aunque actualmente la Comunidad Autónoma de Catalunya está formada por 42 comarcas, la comarca del Moianés fue añadida en 2015, año en el que se empieza a disponer de información de ese territorio. Con el fin de construir un panel de datos lo más balanceado posible, se va

a prescindir de esta comarca y se considerarán el resto de las 41 comarcas catalanas.⁵ El Anexo A muestra la distribución geográfica de estas 41 comarcas.

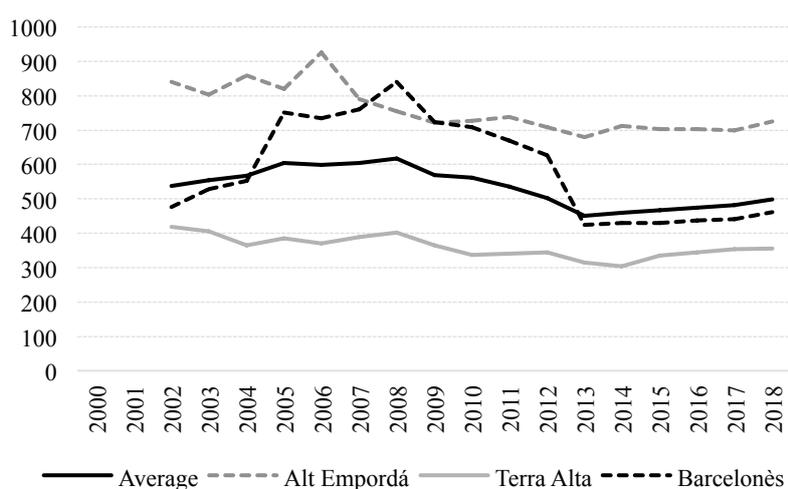
Un asunto fundamental en relación al cálculo de los residuos generados per cápita es el tamaño de la población que se debe utilizar para ponderar la generación total. Algunas de las comarcas catalanas tienen una población estacional muy elevada, como por ejemplo la comarca de la Cerdanya, cuya población temporal alcanza un valor promedio para el periodo 2002-2018 del 29,8%. No corregir la serie de población por esta característica supondría sobrestimar los datos de generación de residuos por habitante, tal y como se señala en Saladié (2016).⁶ Pero también está presente el caso contrario, con comarcas como Baix Llobregat, donde la población estacional es negativa y, por tanto, el cómputo de residuos per cápita se infraestimaría. Consecuentemente, las cifras de población utilizadas en este análisis para determinar los datos per cápita, con relación a los residuos o a cualquiera de las otras variables que se expresan en estos términos, se corregirán por la población estacional ETCA (Equivalencia a Tiempo Completo Anual), que recoge el efecto del turismo y de la movilidad por trabajo o estudios. Los datos referentes a la población ETCA están disponibles desde 2002, por lo que la muestra analizada comenzará en ese año.

Una vez definida la población de referencia, podemos calcular la serie de residuos municipales generados por habitante. La Figura 1 muestra el promedio de las 41 comarcas, así como la trayectoria para varias comarcas seleccionadas durante el periodo 2002-2018.

⁵ En el análisis de robustez incluido en la Sección 3, se examinará si el cambio en la distribución territorial efectuado en el año 2015, que afecta a las comarcas de Bages, Osona y Vallés Oriental, altera los resultados principales.

⁶ Relacionado con el impacto de la población estacional, Arbulú et al. (2015) analizan en detalle los efectos del turismo sobre los residuos municipales para un panel de países europeos.

Figura 1: Generación de residuos municipales (kg./habitante/año)



Fuente: Agència de Residus de Catalunya e Institut d'Estadística de Catalunya

Como se puede observar, el promedio para Catalunya es estable, fluctuando alrededor de los 500 kilogramos por persona y año, cifra que se sitúa ligeramente por encima de la media de la Unión Europea.⁷ En el conjunto de la región se generaban 1,47 kg por persona y día en el año 2002, valor que descendió en 2018 hasta los 1,37 kg. En esta evolución se pueden advertir tres fases diferenciadas. Desde el año 2002 hasta el 2008, las cifras muestran una ligera tendencia creciente para luego, desde 2009 hasta 2013, protagonizar una etapa de decrecimiento. A partir de 2014 y hasta el final de la muestra se retoma la senda creciente. Esta trayectoria parece tener un marcado carácter procíclico, cuestión que se analizará más adelante. Sin entrar en un análisis detallado de cada una de las comarcas, se puede señalar que muchas de ellas protagonizan una evolución similar, como por ejemplo Terra Alta, cuyo promedio para los años considerados es el más bajo de todas las comarcas. En otras áreas, la principal diferencia con el promedio regional es que la generación de residuos por habitante finaliza su expansión inicial con anterioridad, como es el caso de Alt Empordà, donde el promedio

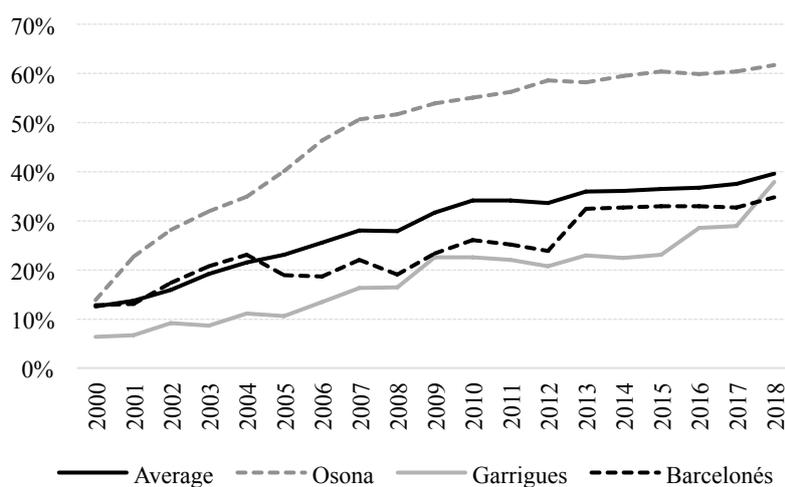
⁷ De acuerdo a los datos de Eurostat, el promedio de los 28 países miembros de la Unión Europea (incluyendo a Reino Unido) en el año 2000 fue de 525 kilogramos anuales por habitante, descendiendo hasta 489 kilogramos en 2017.

para la totalidad del periodo alcanza los 760 kilogramos anuales por habitante, el valor medio más elevado. Durante la primera etapa, la comarca donde se ubica la capital, Barcelona, la tasa de crecimiento es más acusada, pero el decremento posterior es también más pronunciado. El Anexo A presenta los valores para cada comarca al principio del periodo y al final de la muestra. En promedio, estas cifras señalan una reducción del 7,2% en la generación de residuos por habitante, pero la comparativa al principio y al final del periodo de cada comarca es muy diferente. Mientras que algunas han aumentado este valor considerablemente (un 39,7% Priorat o un 27,0% Conca de Barberà), otras comarcas lo han reducido (un 27,0% Gironès o un 20,6% Noguera), apuntando por tanto a un comportamiento temporal muy heterogéneo. En cuanto a los valores extremos, el mínimo se corresponde con la comarca del Vallès Occidental en el año 2012 (288 kg./habitante/año) y el máximo con Alt Empordà en 2006 (927 kg./habitante/año). En lo referente a la distribución geográfica, se puede apreciar que las comarcas con un valor menor de 500 kg./persona/año se sitúan en el interior de la Comunidad Autónoma, tanto en el año 2002 como en 2018. Sólo tres comarcas situadas en el litoral alcanzan valores menores a ese umbral: Barcelonès y Montsià en 2002 y Barcelonès y Baix Llobregat en 2018. En el otro extremo, con más de 700 kg. per cápita anuales, se encuentran tres comarcas localizadas al norte de la región (Pallars Sobirà, Alt Empordà y Baix Empordà) en 2002, de las cuales únicamente Alt Empordà supera dicha cifra en el año 2018.

Uno de los aspectos que examinará el modelo empírico es la relación entre la generación total de residuos y el porcentaje que se recicla, es decir, la recogida selectiva de residuos. Este análisis nos permitirá abordar una de las cuestiones enmarcada dentro de los *conservation behaviours*. Concretamente, se examinará si la actitud de la población en cuanto a comportamientos respetuosos con el medio ambiente es

homogénea, es decir, si en aquellas zonas donde se recicla una proporción mayor de residuos la generación total es menor. La Figura 2 muestra el promedio regional del porcentaje de reciclado y la evolución para algunas comarcas, donde se evidencia una tendencia claramente creciente a lo largo de todos los años. El promedio regional aumenta gradualmente desde el 10,7% en el año 2000 hasta el 43,6% en 2018, aunque en algunas comarcas como la de Osona estos valores alcanzan cifras mucho más elevadas, con un 61,7% en 2018. El contrapunto lo ofrecen otras zonas como Garrigues o, incluso, la comarca del Barcelonès, donde, partiendo de valores similares, la trayectoria creciente es más modesta y se alcanzan valores mucho menores al término del periodo.

Figura 2: Porcentaje de reciclado sobre el total

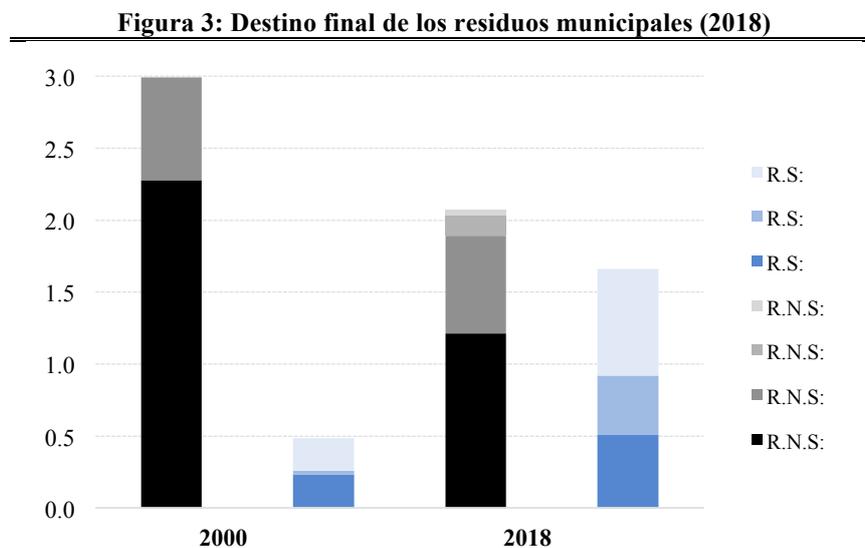


Fuente: Agència de Residus de Catalunya

A pesar de los esfuerzos por parte de las Administraciones Públicas para incentivar el reciclaje y de la buena evolución de esta práctica, parece que los datos aún están lejos de los objetivos europeos.⁸ Estas metas proponen que, en 2020, la mitad de los residuos municipales sean reutilizados o reciclados. Hasta 2035, esta cifra debería aumentar al 65%. Estos objetivos son todavía más exigentes dependiendo de la composición de los

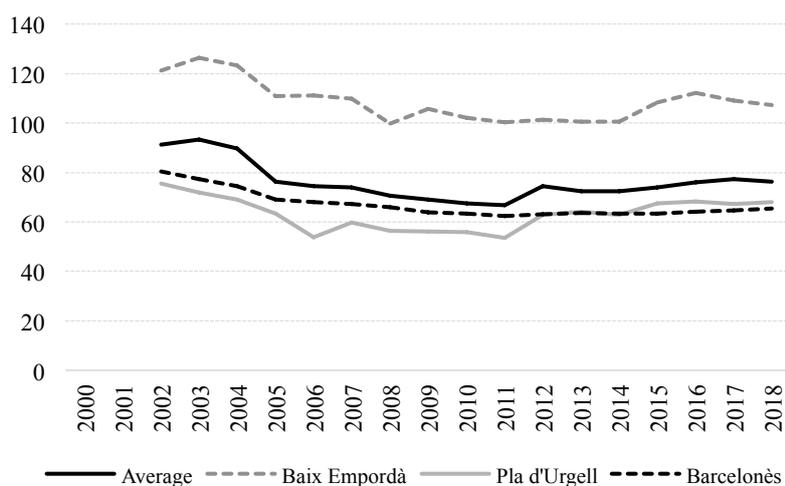
⁸ Directiva de Residuos (2008/98/CE), y Plan de acción para una economía circular.

residuos, como por ejemplo los envases. La Figura 3 presenta el destino final de los residuos municipales distinguiendo entre recogida selectiva (reciclaje) y recogida no selectiva (fracción resto) en los años 2000 y 2018. Examinando el destino de la recogida selectiva, se observa el gran crecimiento que ha tenido la cantidad total de residuos destinados al reciclaje, pasando de casi 0,5 millones de toneladas a 1,7. Este incremento se ha debido principalmente al aumento del reciclado de materiales como los plásticos frente al papel y el vidrio, cuyo volumen reciclado ya era notable en el año 2000. Analizando la recogida no selectiva, la cantidad de residuos incinerados no ha variado significativamente, pero el descenso de aquellos cuyo destino son los depósitos controlados ha sido considerable, mientras que, en 2018, una pequeña parte de este resto se reasigna a procesos de reciclado y compostado.



Millones de toneladas. Fuente: Agència de Residus de Catalunya. R.S: Recogida Selectiva. R.N.S: Recogida No Selectiva. FORS: Fracció Orgànica de Recogida Selectiva

Figura 4: Consumo de agua (m³/habitante/año)



Fuente: Institut d'Estadística de Catalunya

Otra de las relaciones que nos interesa estudiar y que también se englobaría dentro de los *conservation behaviours* es la existente entre la generación de residuos y el consumo de agua. Si en las comarcas donde los usuarios generan menos residuos también se consume un menor volumen de agua por habitante, podría apuntarse a cierta uniformidad en las actitudes en favor del medio ambiente. Pero si esta relación no es significativa, no podríamos confirmar esta hipótesis. Además, como se ha comentado, el consumo de agua es uno de los factores que se tienen en cuenta para facturar el sistema de gestión de residuos, por lo que podrán establecerse recomendaciones en términos de diseño tarifario. Con estos propósitos, se ha tenido en cuenta el consumo total de agua de red derivado de usos domésticos y actividades económicas (industria, servicios y otras exceptuando los usos agrícolas), y se ha transformado a términos per cápita mediante la consideración de la población ETCA. La Figura 4 presenta la evolución del promedio comarcal y de las comarcas con mayor y menor consumo de agua per cápita, así como la de la comarca del Barcelonès.⁹ Como se puede comprobar, en todas las

⁹ En el análisis de robustez se comprobará si la consideración del consumo de agua doméstico frente al consumo total altera los resultados principales.

zonas seleccionadas el consumo decrece desde 2002 hasta, aproximadamente, el año 2011, cuando comienza una fase de estancamiento o crecimiento leve.

Siguiendo la literatura relacionada previa mencionada en la introducción, así como las características de nuestra base de datos y la disponibilidad de la información desagregada por comarcas, se han seleccionado el resto de las variables de control. La Tabla 1 muestra los principales estadísticos descriptivos para las variables que se incluirán en la estimación del modelo empírico.

Tabla 1: Estadísticos descriptivos

	Nº Observaciones	Promedio	Desviación estándar	Valor mínimo	Valor máximo
Residuos per cápita	697	513,3	98,0	287,8	926,7
Porcentaje de reciclado	779	30,4%	13,6%	1,9%	61,7%
Consumo agua per cápita	697	78,07	23,43	13,52	259,81
Densidad de población	697	600,4	2.356,1	5,7	15.791,8
Porcentaje población >65 años	697	17,9%	4,2%	8,4%	30,2%
PIB per cápita	410	23.631	6.367	12.222	64.755
VAB Construcción	410	9,41%	4,51%	2,30%	25,20%
VAB Servicios	410	59,93%	13,19%	18,90%	87,30%
VAB Agricultura	410	3,96%	4,52%	0,00%	25,4%

Nota: Esta tabla muestra los principales estadísticos descriptivos para las variables que se incluirán en el modelo empírico.

En primer lugar, los datos referentes a la densidad de población son muy heterogéneos, existiendo comarcas eminentemente rurales como Pallars Sobirà, y zonas urbanas como el Barcelonés. En cuanto a la estructura poblacional, se observa que el grupo de edad mayor de 65 años supone un peso sobre el total que, en promedio, se sitúa ligeramente por debajo de la media nacional (19,2%) y de la europea (19,7%), aunque hay comarcas muy envejecidas (Terra Alta, con un promedio del 27,4%) y comarcas con valores muy reducidos (Val d'Aran con un promedio del 9,5%). Por otro lado, se debe subrayar la restricción de la información para determinadas series, especialmente para las macromagnitudes, de las que se disponen datos únicamente para el periodo 2008-2017. Además, estos datos están expresados en dos bases distintas, 2008 y 2010. Para solucionar este problema, que afecta a las series del PIB, se ha

procedido a calcular el porcentaje de producción que representa cada comarca de acuerdo a los datos proporcionados por el Idescat, y trasladar este peso a la serie homogénea medida a precios corrientes para Catalunya. Posteriormente, para calcular el PIB en términos reales (con base en 2010), se ha usado el índice deflactor para la región. El cálculo de esta serie muestra que la diversidad económica entre comarcas es muy elevada. Por último, en cuanto a la estructura económica, se trata de una Comunidad Autónoma esencialmente terciarizada, pero en comarcas como Garrigues el sector agrícola puede suponer hasta una cuarta parte del total de la actividad económica.¹⁰

2.2. Metodología

La metodología apropiada para identificar los factores determinantes de la generación de residuos depende de las propiedades estadísticas de las series. Lo primero que se debe analizar es la presencia de dependencia de corte transversal, tanto de carácter espacial como temporal, característica habitual en los datos de panel. Para ello, vamos a aplicar el test de Pesaran (2004) a cada una de las series que se incluirán en el modelo empírico. Los resultados, que se muestran en la Tabla 2, señalan que se puede rechazar la hipótesis nula de independencia de corte transversal con un nivel de significatividad estadística exigente, por lo que se podría afirmar que los datos presentan correlación entre los grupos. Esta cuestión debe ser tenida en cuenta en la selección del test para determinar la presencia de raíces unitarias y en la elección de la técnica de estimación del modelo. Se debe señalar que las variables se han incluido en la

¹⁰ Se omite el VAB industrial para evitar problemas de multicolinealidad en la estimación del modelo, y porque es el menos relevante en este contexto, ya que los residuos industriales no se incluyen dentro de los municipales.

forma en la que se incorporarán al modelo empírico: transformando las series originales en logaritmos neperianos, excepto aquellas series que representan porcentajes.

Tabla 2: Test de dependencia de corte transversal

<i>Variable</i>	<i>CD test</i>
Residuos per cápita (Log)	66,43***
Porcentaje de reciclado	110,18***
Consumo agua per cápita (Log)	46,08***
Densidad de población (Log)	94,81***
Porcentaje población >65 años	73,83***
PIB per cápita (Log)	48,71***
VAB Construcción	87,91***
VAB Servicios	26,33***
VAB Agricultura	12,55***

Nota: Esta tabla muestra el valor del test de dependencia de corte transversal propuesto por Pesaran (2004). *** muestra el rechazo de la hipótesis nula de independencia de corte transversal al 1% de significatividad.

Determinada la presencia de dependencia de corte transversal, se puede escoger adecuadamente el estadístico para examinar si el panel de datos contiene raíces unitarias. Los resultados de este análisis nos permitirán seleccionar la metodología más apropiada para estimar el modelo empírico. Con este objetivo, se aplica la metodología propuesta en Bai y Carrión-i-Silvestre (2009), uno de los tests de segunda generación que mejora los de primera, como por ejemplo el de Pesaran (2007), en diversos aspectos. Por un lado, además de tener en cuenta la presencia de dependencia de corte transversal, no limita el número de factores comunes de los grupos como los de primera generación. Por otro lado, permite la presencia de cambios estructurales en las series y los determina endógenamente. La Tabla 3 presenta los resultados de este test, donde se muestran los valores estimados excluyendo e incluyendo de la especificación del test una tendencia determinista, y donde el máximo número de cambios estructurales es de cuatro. Los resultados evidencian que se puede rechazar la hipótesis nula que establece que las series no son estacionarias. Asimismo, se puede constatar que, de acuerdo al procedimiento desarrollado por Bai y Perron (1998) incorporado en esta metodología,

no se detecta ningún cambio estructural en los paneles, por lo que únicamente se han presentado los resultados que no incluyen cambios ni en la media ni en la tendencia. Además, la no detección de rupturas conlleva que éste factor no sea tenido en cuenta en el método de estimación.

Tabla 3: Test de raíces unitarias

Nº lags	Constant (no breaks)	Trend (no breaks)
Residuos per cápita (Log)	-3.343***	-3.838***
Porcentaje de reciclado	-3.238***	-3.700***
Consumo agua per cápita (Log)	-3.318***	-3.976***
Densidad de población (Log)	-3.367***	-4.059***
Porcentaje población >65 años	-3.352***	-4.069***
PIB per cápita (Log)	-2.531***	-2.924***
VAB Construcción	-2.513***	-3.041***
VAB Servicios	-2.544***	-2.946***
VAB Agricultura	-2.638***	-3.173***

Nota: Esta tabla muestra los resultados del estadístico z-test propuesto por Bai y Carrión-i-Silvestre (2009), que sigue una distribución normal. *** denota el rechazo de la hipótesis nula que plantea la no estacionariedad de los paneles con un nivel de significatividad del 1%.

Una vez que hemos confirmado que las series son $I(0)$, podemos descartar las técnicas de contemplan la presencia de raíces unitarias y plantear la estimación de un modelo estacionario, resumido en la siguiente ecuación:

$$residuos_{i,t} = \delta X'_{i,t} + \eta_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

donde i y t son los subíndices comarcal y temporal, respectivamente. $residuos_{i,t}$, la generación de residuos municipales per cápita, será nuestra variable dependiente tal y como se ha definido en el apartado anterior. $X'_{i,t}$ incorpora las variables de control que se van a considerar, siendo δ el vector de parámetros correspondiente. η_i representa los efectos fijos por comarca, y $\epsilon_{i,t}$ es el término de error. En el grupo de variables de control se incluirán las descritas en el apartado anterior: porcentaje de reciclado, consumo de agua por habitante, densidad de población, porcentaje de población mayor de 65 años, PIB per cápita y los datos correspondientes a la estructura económica de

cada comarca. El coeficiente estimado de las dos primeras variables nos ayudará a determinar si las hipótesis de los *conservation behaviours* se cumplen. Si la generación de residuos tiene una relación negativa con el porcentaje de reciclado y positiva con el consumo de agua, existirá evidencia empírica en favor de esta teoría. De lo contrario, podremos determinar que las actitudes respetuosas con el medio ambiente no son homogéneas en las comarcas catalanas durante el periodo considerado. De acuerdo a la literatura detallada previamente, se espera una relación positiva con la renta per cápita y negativa con la densidad de población, pero, debido a la falta de consenso en los trabajos relacionados, no se puede conjeturar acerca del signo de los coeficientes que representan a los habitantes de mayor edad. El peso del sector servicios y del sector de la construcción podría ejercer un impacto positivo, ya que la totalidad de los residuos producidos por el primero y parte de los producidos por el segundo se incorporan a la estadística de residuos municipales, mientras que el signo esperado del peso del sector agrícola es negativo (Saladié, 2016). Algunas variables que podrían ser relevantes, como el nivel educativo (Kinnaman y Fullerton, 2000, o Benítez et al., 2008, entre otros) o la composición de los hogares (Hong et al., 1993), no pueden ser incluidas debido a la limitación en la disponibilidad de datos desagregados por comarcas. Finalmente, los efectos fijos comarcales capturan los factores idiosincráticos invariantes en el tiempo como algunos factores sociales, institucionales, culturales o geográficos.

3. Resultados

3.1. Resultados principales

En esta sección se presentan los resultados de la estimación del modelo descrito en la Ecuación (1). Como se puede apreciar, se han incluido ocho especificaciones. Esta

estrategia obedece a un triple propósito. Por un lado, la escasa disponibilidad de datos de algunas variables de control origina que la inclusión de algunas de ellas reduzca notablemente el tamaño muestral. De esta manera, podremos comparar los resultados cuando el periodo considerado es más amplio con los de la muestra más restringida. Por otro lado, la incorporación sucesiva de variables permite realizar un análisis de la robustez de los resultados. Si el coeficiente estimado y su significatividad estadística no varía de manera relevante cuando se añaden variables de control, indicará que el resultado no es sensible a una especificación concreta. Por último, añadir escalonadamente de las variables de control posibilita identificar la capacidad explicativa que tiene cada una de ellas sobre la variable dependiente.

La metodología se basa en la presencia de dependencia de corte transversal. Con el fin de corregir este problema, el modelo se estima mediante el uso de los errores estándar propuestos por Driscoll y Kraay (1998). Esta técnica estima una matriz de covarianzas no paramétrica que genera errores estándar no sesgados por la presencia de dependencia de corte transversal. Además, se debe señalar que la conveniencia de incluir efectos fijos en la especificación, frente a la alternativa de incluir efectos aleatorios, ha sido contrastada con el test de Hausman (1978) modificado y adaptado al entorno de un panel con dependencia de corte transversal, tal y como se describe en Hoechle (2007).¹¹

La Tabla 4 muestra los resultados de la estimación del modelo, donde se comprueba su elevada capacidad explicativa. Como se puede apreciar, los coeficientes estimados del porcentaje de reciclado arrojan resultados poco robustos. Sólo en tres de los ocho modelos propuestos el coeficiente es negativo y estadísticamente significativo. Esto implica que, si bien se aprecia cierta evidencia empírica en favor de que aquellas zonas

¹¹ Los resultados apoyan la incorporación de efectos fijos de con un nivel de significatividad del 1% para todas las especificaciones propuestas.

en las que más se recicla, menos residuos se generan, dicha evidencia es débil. En cuanto a la relación de los residuos generados por habitante y el consumo de agua, los resultados muestran con rotundidad que esa relación no es estadísticamente significativa para cualquiera de las especificaciones. Por tanto, vincular las tasas de recogida de residuos al consumo de agua sería un diseño que no incentivaría la reducción ni reflejaría los costes marginales del sistema adecuadamente.¹² En cuanto a la densidad de población, la evidencia empírica apoya rotundamente la relación negativa existente con la generación de residuos, y por tanto se refuta la correlación positiva obtenida en Saladié (2016). Los hogares, comercios e instituciones de las comarcas con una mayor densidad poblacional generan un volumen relativo de residuos menor que las áreas menos pobladas. Por su parte, los coeficientes estimados para el porcentaje de población de mayor edad reafirman el desacuerdo encontrado en la literatura previa, y constatan la sensibilidad de esta variable ante un cambio en la especificación. Por su parte, los resultados confirman la relación positiva que se establece entre la renta per cápita y la generación de residuos por habitante. Aunque algunos trabajos que utilizan microdatos obtienen resultados mixtos en lo referente a esta relación (por ejemplo, Hockett et al., 1995), ya que los hogares con mayor renta consumen más, pero sus hábitos son menos proclives a generar residuos (comer fuera de casa con frecuencia, un menor consumo de comida empaquetada,...), el efecto que ejerce el nivel de consumo más alto en las comarcas con una mayor renta compensa el impacto de las diferencias en los patrones de consumo. Por último, únicamente el valor añadido del sector de la construcción afecta significativamente a los residuos. Este resultado se explica por el gran volumen de residuos producidos por esta actividad, que se incorpora a los datos de residuos

¹² Este resultado contradice una de las conclusiones del informe elaborado por el Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona (2017), donde se obtiene una correlación positiva entre la generación de residuos y el consumo de agua. Una explicación para esta discrepancia es que esa conclusión refleja únicamente una correlación estadística, y no puede entenderse como una relación de causalidad.

municipales en la categoría de obras menores. En consecuencia, no se corrobora la relación positiva encontrada en Saladié (2016) entre el peso del sector servicios y la generación de residuos, ni la negativa ejercida por el sector agrícola, cuyos desechos no se incorporan a la estadística de residuos municipales.

Tabla 4: Resultados principales
Variable dependiente: Residuos per cápita (Log)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Porcentaje de reciclado	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
Consumo agua per cápita (Log)		0.023 (0.024)	-0.039 (0.031)	-0.037 (0.030)	-0.025 (0.023)	0.012 (0.017)	0.013 (0.018)	0.013 (0.018)
Densidad de población (Log)			-0.754*** (0.188)	-0.827*** (0.162)	-0.937*** (0.173)	-0.544*** (0.074)	-0.546*** (0.069)	-0.550*** (0.068)
Porcentaje población >65 años				-0.011 (0.008)	-0.023*** (0.006)	0.009 (0.005)	0.008** (0.003)	0.008** (0.003)
PIB per cápita (Log)					0.323*** (0.065)	0.165*** (0.034)	0.171** (0.070)	0.172** (0.070)
VAB Construcción						0.012*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.012*** (0.001)
VAB Servicios							0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
VAB Agricultura								-0.001 (0.002)
Constante	6.320*** (0.029)	6.222*** (0.120)	9.688*** (0.854)	10.188*** (0.762)	7.603*** (1.078)	6.598*** (0.724)	6.537*** (1.081)	6.548*** (1.071)
Nº de Obs.	697	697	697	697	410	410	410	410
R ²	0,757	0,758	0,789	0,793	0,853	0,880	0,880	0,880

Nota: Esta tabla presenta los resultados de la estimación de la Ecuación (1) incluyendo efectos fijos por comarca. Los errores estándar de tipo Driscroll-Kraay se muestran entre paréntesis. **,*** representan significatividad estadística al 1% y al 5%, respectivamente.

3.2. Análisis de Robustez

Aunque los resultados principales muestran una solidez de los resultados elevada si se comparan los coeficientes estimados de acuerdo a las distintas especificaciones propuestas, se va a comprobar la robustez mediante la modificación de diversos aspectos de la estimación. Además, de esta manera se podrán obtener conclusiones adicionales. Se van a tomar como referencia las especificaciones (5) y (6) presentadas en la Tabla 4, ya que la incorporación del peso de los sectores agrícola y terciario no

aporta capacidad explicativa al modelo. Así, se van a realizar los siguientes ejercicios de robustez:

- a) En primer lugar, se va a excluir de la especificación el PIB per cápita y se incluirá la Renta Familiar Disponible Bruta (RFDB) per cápita. Esta serie se ha construido de manera análoga al cálculo del PIB en términos reales descrito en el segundo apartado. Con esta modificación se amplía considerablemente la muestra, con un aumento del 50% en el número de observaciones (no se incluye el VAB del sector de la construcción para no limitar este aumento), y se pone el foco sobre la capacidad adquisitiva de los hogares, de la que depende su consumo de bienes y, por tanto, la actividad comercial y de servicios.
- b) El agua consumida por los hogares representa la mayor parte del abastecimiento de agua. Aunque este peso relativo se ha ido reduciendo durante el periodo analizado, en 2018 alcanzaba el 67,2%. Con el fin de determinar si el comportamiento de los hogares se aleja del agregado, se va a considerar únicamente el agua consumida por las familias, además de incluir la RFDB per cápita como medida de la situación económica. Si se mantienen los resultados obtenidos anteriormente, esta variación posibilitará reforzar la idea de que el consumo de agua no es un factor adecuado en el que vincular las tasas de recogida de residuos. En este caso, tampoco se incorporará el VAB del sector de la construcción con el fin de maximizar el tamaño muestral.
- c) Un problema habitual en los modelos de datos de panel es la presencia de problemas de heteroscedasticidad y de autocorrelación, lo que puede provocar estimadores sesgados. La metodología propuesta por Driscoll y Kraay (1998) no permite corregir este problema. Por este motivo, se va a replicar la estimación principal (Modelo 6 de la Tabla 3) usando errores estándar robustos de tipo

White-Huber (o estimadores *sandwich*), que no están sesgados por la presencia de heteroscedasticidad y de autocorrelación.

- d) Por último, se va a evaluar si el cambio en la distribución comarcal efectuado en 2015 afecta a los resultados principales. Como ya se ha mencionado, en ese año se incorporó la comarca del Moianès, lo que modificó la distribución geográfica de las comarcas del Bages, Osona y Vallés Oriental. En este ejercicio de robustez se eliminan de la muestra estas tres comarcas.

Tabla 5: Análisis de Robustez

	(a)	(b)	(c)	(d)
Porcentaje de reciclado	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
Consumo total de agua per cápita (Log)	-0.022 (0.024)		0.012 (0.019)	0.013 (0.016)
Consumo doméstico de agua per cápita (Log)		0.024 (0.032)		
Densidad de población (Log)	-0.761*** (0.068)	-0.926*** (0.089)	-0.544*** (0.162)	-0.553*** (0.087)
Porcentaje población >65 años	-0.016*** (0.004)	-0.018*** (0.005)	0.009 (0.006)	0.009 (0.005)
RFDB per cápita (Log)	0.374*** (0.064)	0.393*** (0.051)		
PIB per cápita (Log)			0.165*** (0.041)	0.169*** (0.034)
VAB Construcción			0.012*** (0.001)	0.012*** (0.001)
Constante	6.279*** (0.639)	6.688*** (0.621)	6.598*** (0.987)	6.600*** (0.794)
Nº de Observaciones	615	492	410	380
R ²	0.828	0.870	0.880	0.880
Nº de comarcas	41	41	41	38

Nota: Esta tabla presenta los resultados de la estimación de la Ecuación (1)... Los errores estándar, mostrados entre paréntesis son de tipo Driscroll-Kraay en los modelos (a), (b) y (d) y robustos de tipo White-Huber en el modelo (c). ***,** representan significatividad estadística al 1% y al 5%, respectivamente.

La Tabla 5 presenta los resultados de los cuatro ejercicios de robustez planteados. Respecto al intercambio del PIB per cápita por la RFDB per cápita (Modelo a), los coeficientes estimados son muy similares a los obtenidos en la regresión principal, aunque la pérdida de significatividad estadística del porcentaje de reciclado corrobora su elevada sensibilidad a la especificación del modelo. La consideración del agua

consumida únicamente por los hogares frente al consumo total, mostrada en la Columna (b), tampoco afecta a los resultados principales, y se refuerza la recomendación que desaconseja usar el consumo de agua como *proxy* para la generación de residuos en el diseño de las tasas de recogida y tratamiento. La estimación robusta, que se presenta en la Columna (c), confirma también los resultados de las estimaciones principales, al no observarse ningún cambio relevante. Por último, la exclusión de las comarcas del Bages, Osona y Vallés Oriental tampoco origina ninguna variación significativa con respecto a los resultados presentados previamente. Debe señalarse que la solidez de los resultados principales se mantiene cuando el grupo de variables de control incorporadas se altera.

4. Conclusiones

En este artículo se analizan los factores explicativos de la generación de residuos municipales per cápita para el caso de las comarcas catalanas durante el periodo 2002-2018, incluyendo como potenciales determinantes dos indicadores que representan actitudes de la población respetuosas con el medio ambiente. Concretamente, se examina la relación de la generación de residuos con el porcentaje que se recicla y con el consumo de agua por habitante. La metodología propuesta se fundamenta en un modelo estacionario de datos de panel donde se usan los errores estándar propuestos por Driscoll y Kraay (1998) para obtener errores estándar no sesgados por la presencia de dependencia de corte transversal.

Los resultados revelan que la relación entre el porcentaje de los residuos que se recicla y la generación total por habitante es negativa, pero la evidencia empírica no es robusta. Con respecto al consumo de agua, se obtiene que no tiene efecto sobre la producción de residuos municipales en ninguna de las versiones del modelo, por lo que

vincular las tasas de recogida y tratamiento de basuras a esta medida no repercutiría adecuadamente el coste del servicio ni, por tanto, se cumpliría el principio de recuperación de costes. Asimismo, este diseño no incentivaría a la población a producir una menor cantidad de residuos. Esta conclusión también se cumple si únicamente se considera el consumo efectuado por los hogares. Por otro lado, los determinantes que sí ejercen un impacto sobre la generación de residuos son la renta per cápita y el peso del sector de la construcción en sentido positivo, y la densidad de población en sentido negativo. Estos resultados, por tanto, señalarían que la renta de los hogares o los beneficios de los comercios, y la ubicación de los usuarios, son factores más adecuados para estructurar las tarifas de recogida. Los diversos análisis de robustez realizados corroboran las conclusiones de las estimaciones principales.

Referencias

Alvarez, M. D., Sans, R., Garrido, N., & Torres, A. (2008). "Factors that affect the quality of the bio-waste fraction of selectively collected solid waste in Catalonia", *Waste Management*, 28, 359-366.

Arbulú, I., Lozano, J., & Rey-Maqueira, J. (2015). "Tourism and solid waste generation in Europe: A panel data assessment of the Environmental Kuznets Curve", *Waste management*, 46, 628-636.

Bai, J. & Carrion-i-Silvestre, J. L. (2009). Structural changes, common stochastic trends, and unit roots in panel data. *Review of Economic Studies*, 76, 471-501.

Bai, J. & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66, 47-78.

Benítez, S. O., Lozano-Olvera, G., Morelos, R. A., & de Vega, C. A. (2008). "Mathematical modeling to predict residential solid waste generation", *Waste Management*, 28, S7-S13.

Buenrostro, O., Bocco, G., & Bernache, G. (2001). "Urban solid waste generation and disposal in Mexico: a case study", *Waste Management & Research*, 19, 169-176.

Dahlén, L., Aberg, H., Lagerkvist, A. & Berg, E.O. (2009). "Inconsistent pathways of household waste", *Waste Management*, 29, 1798-1806.

Dijkgraaf, E., & Gradus, R. H. J. M. (2004). "Cost savings in unit-based pricing of household waste: the case of the Netherlands", *Resource and energy economics*, 26, 353-371.

Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). "Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data", *Review of Economics and Statistics*, 80, 549-560.

Ferrara, I., & Serret, Y. (2008). *Household behaviour and the environment, reviewing the evidence*. Organization for Economic Cooperation and Development: Paris, France, 153-180.

Gellynck, X., Jacobsen, R. & Verhelst, P. (2011). “Identifying the key factors in increasing recycling and reducing residual household waste: a case study of the Flemish region of Belgium”, *Journal of Environmental Management*, 92, 2683-2690.

Hausman, J. A. (1978). “Specification tests in econometrics”, *Econometrica*, 46, 1251-1271.

Hockett, D., Lober, D. J., & Pilgrim, K. (1995). “Determinants of per capita municipal solid waste generation in the Southeastern United States”, *Journal of Environmental Management*, 45, 205-218.

Hoechle, D. (2007). “Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence”, *The Stata Journal*, 7, 281-312.

Hong, S., & Adams, R. M. (1999). “Household responses to price incentives for recycling: some further evidence”, *Land Economics*, 505-514.

Hong, S., Adams, R. M., & Love, H. A. (1993). “An Economic Analysis of Household Recycling of Solid Wastes: The Case of Portland, Oregon”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 25, 136-146.

Hong, S. (1999). “The effects of unit pricing system upon household solid waste management: The Korean experience”, *Journal of Environmental Management*, 57, 1-10.

Institut d'Estudis Regionals i Metropolitans de Barcelona (2017). “Generació i recollida selectiva de residus municipals a l'àrea metropolitana de Barcelona condicionants socioeconòmics i urbanístics”, Domene, E. (dir.). Recuperado de

<https://iermb.uab.cat/estudi/generacio-i-recollida-selectiva-de-residus-municipals-a-larea-metropolitana-de-barcelona-condicionants-socioeconomics-i-urbanistics/>

Jenkins, R. R. (1993). *The Economics of Solid Waste Reduction*, Aldershot (England): Edward Elgar Publishing Limited.

Kaza, S., Yao, L., Bhada-Tata, P., & Van Woerden, F. (2018). *What a waste 2.0: a global snapshot of solid waste management to 2050*. The World Bank.

Kinnaman, T. C., & Fullerton, D. (2000). "Garbage and Recycling with Endogenous Local Policy", *Journal of Urban Economics*, 48, 419-442.

Mazzanti, M., Montini, A., & Zoboli, R. (2008), "Municipal waste generation and socioeconomic drivers: Evidence from comparing Northern and Southern Italy", *The Journal of Environment & Development*, 17, 51-69.

Montevecchi, F. (2016). "Policy mixes to achieve absolute decoupling: a case study of municipal waste management", *Sustainability*, 8, 442.

Oribe-Garcia, I., Kamara-Esteban, O., Martin, C., Macarulla-Arenaza, A. M., & Alonso-Vicario, A. (2015). "Identification of influencing municipal characteristics regarding household waste generation and their forecasting ability in Biscay", *Waste management*, 39, 26-34.

Palmer, K., H. Sigman & M. Walls (1997). "The Cost of Reducing Municipal Solid Waste", *Journal of Environmental Economics and Management*, 33, 128-150.

Pesaran, M. H. (2004). "General diagnostic tests for cross section dependence in panels", *Cambridge Working Papers in Economics* 0435.

Pesaran, M. H. (2007). "A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312.

Podolsky, M. J., & Spiegel, M. (1998). "Municipal Waste Disposal: Unit Pricing and Recycling Opportunities", *Public Works Management and Policy*, 3, 27-39.

Puig-Ventosa, I., & Sastre Sanz, S. (2017). “An exploration into municipal waste charges for environmental management at local level: The case of Spain”, *Waste Management & Research*, 35, 1159-1167.

Puig-Ventosa, I., Sastre Sanz, S. & Iriani, M. (2018). “Una mirada a las tasas de residuos en España 2018”, *Equipamiento y servicios municipales*, 185, 8-12.

Richardson, R. A., & Havlicek Jr., J., (1978). “Economic Analysis of the Composition of Household Solid Wastes”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 5, 103-111.

Saladié, Ò. (2011). “Los residuos domésticos y asimilables en Cataluña: la generación y la recogida selectiva como indicadores de la sostenibilidad del desarrollo territorial”, *Boletín de la Asociación de Geógrafos Españoles*, 56, 21-347.

Saladié, Ò. (2016). “Determinants of waste generation per capita in Catalonia (North-eastern Spain): the role of seasonal population”, *European Journal of Sustainable Development*, 5, 489-489.

Anexo A: Generación de residuos por comarca

Figura A.1: Año 2002

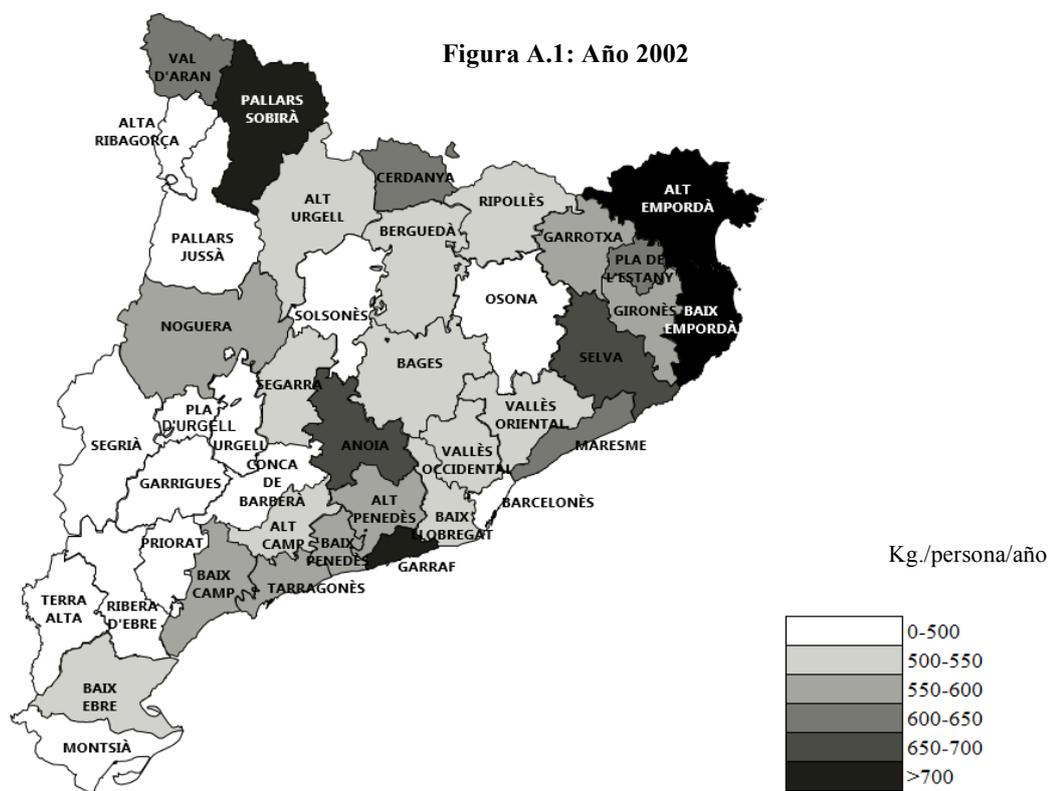
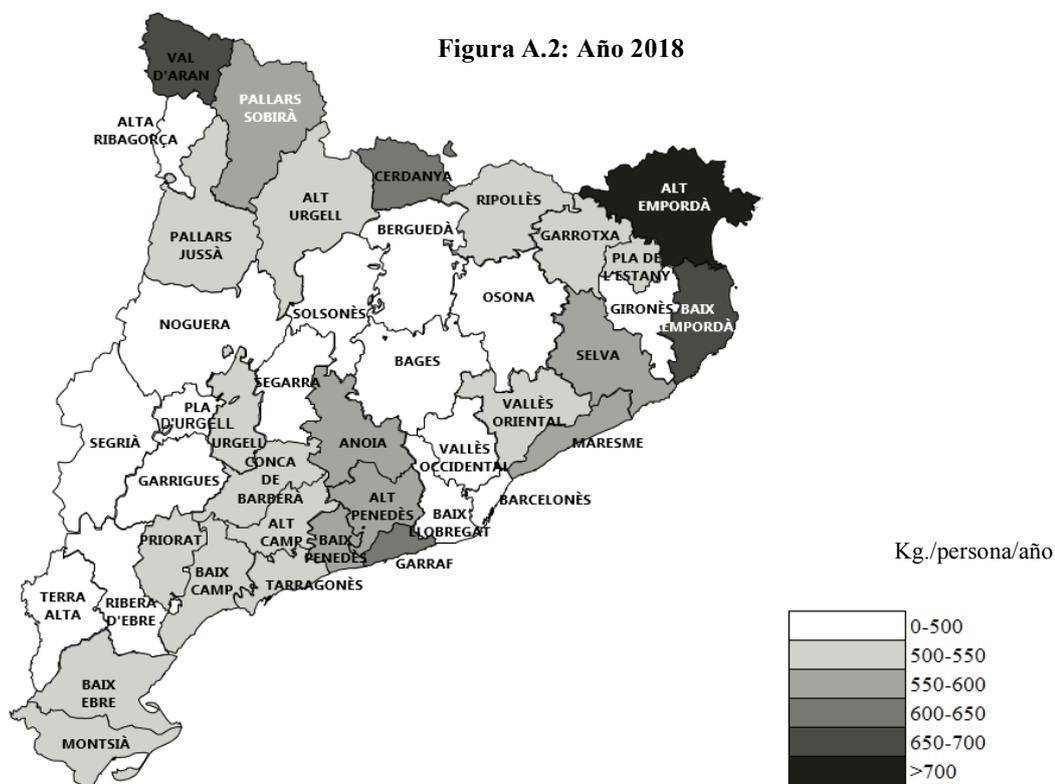


Figura A.2: Año 2018



Nota: Este mapa muestra la generación de residuos municipales anuales por habitante para las 41 comarcas consideradas en el año 2002 (Figura A.1) y en el año 2018 (Figura A.2).