

## XXIV Encuentro de Economía Pública

26-27 de Enero de 2017, Toledo

### La demanda de agua para actividades productivas.

### Una aplicación a la industria española

R. Barberán, P. Gracia-de-Rentería y J. Mur

#### Resumen

España es uno de los países europeos con mayor escasez de agua, cada vez más agravada por el cambio climático. En consecuencia, el adecuado diseño de la política de gestión de la demanda de agua es esencial para conseguir un uso sostenible de este recurso. En este contexto, surge la necesidad de analizar la eficacia de los precios como instrumento de gestión de esa demanda en sus diversos usos. En este estudio nos ocupamos de estimar la demanda de agua industrial, con especial atención a las diferencias sectoriales y regionales. Disponemos de un panel de datos para las comunidades autónomas españolas para el periodo 1993-2013, con una desagregación sectorial en 11 ramas de actividad. Tras analizar las propiedades estocásticas de las variables del modelo para garantizar una inferencia consistente, estimamos conjuntamente la función de costes *translog* y las funciones de participación en costes de los *inputs* (capital, trabajo, agua, energía y suministros). La elasticidad de la demanda de agua es -0,66, la elasticidad *output* es 1,04 y la relación entre el agua y el resto de *inputs* es de sustitución. Además, advertimos una fuerte heterogeneidad sectorial y regional. Por lo general, las ramas de actividad en las que el agua representa una mayor proporción de los costes totales presentan una mayor elasticidad de la demanda de agua, al igual que las regiones con clima más húmedo y las regiones con precios más bajos. Los resultados indican que la política de precios del agua puede emplearse eficazmente como mecanismo para incentivar un menor uso del recurso, pero que debe complementarse necesariamente con otro tipo de instrumentos para asegurar la contribución de todas las ramas de actividad al logro de ese objetivo y su continuidad en el tiempo.

# 1. Introducción

España es uno de los países europeos con mayor escasez de agua, cada vez más agravada por el cambio climático [European Environment Agency (2009)]. El principal problema es la existencia de sequías recurrentes, de modo especialmente acusado en el este, centro y sur del país, con un elevado riesgo de desertificación. A ello se une el importante peso que tiene la producción de cultivos de regadío en las zonas áridas, lo que genera continuos conflictos por el reparto de este recurso entre territorios y entre los diferentes usos.

El agua utilizada en España ascendió a 21.481 Hm<sup>3</sup> en el año 2013, según el Instituto Nacional de Estadística [INE (2015b)]. Por grandes sectores, el 67,66% correspondió a la agricultura, el 17,39% al autosuministro (captación directa por el propio usuario) de agua para usos industriales y el restante 14,95% a los usos urbanos (agua de red para usos domésticos, industriales y otros usos urbanos). A pesar de su menor peso, los usos urbanos tienen una relevancia especial por los requisitos de calidad y seguridad exigidos al suministro y por el potencial contaminante de sus vertidos.

El suministro de agua potable en los entornos urbanos en España se realiza a través de redes públicas de abastecimiento y es responsabilidad de los municipios, al igual que la recogida y tratamiento de las aguas residuales. No obstante, los municipios pueden optar por prestar el servicio directamente o mediante la concesión del mismo a entes o empresas especializadas, ya sean de naturaleza pública o privada.

El agua suministrada por las redes públicas de abastecimiento y, posteriormente, registrada a través de los contadores instalados por los suministradores en el domicilio de los usuarios ascendió a 3.210 Hm<sup>3</sup> en 2013. Como se comprueba en la Tabla 1, el 69,07% fue utilizada por los hogares, el 21,63% por los sectores económicos (actividades productivas de la industria y los servicios, principalmente) y el restante 9,30% fue destinada a usos municipales y otros usos.

**Tabla 1. Agua para usos urbanos suministrada a través de las redes municipales en España por tipo de usuario**

	2000		2013		Δ 2000-2013
	Hm3	%	Hm3	%	%
<b>Total</b>	3.781,68	100,00	3.210,84	100,00	-15,09
<b>Hogares</b>	2.482,08	65,63	2.217,69	69,07	-10,65
<b>Sectores económicos</b>	840,16	22,22	694,66	21,63	-17,32
<b>Usos municipales y otros</b>	459,43	12,15	298,50	9,30	-35,03

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de INE (2015b).

Entre 2000 y 2013 se produjo una sustancial reducción del agua registrada, en contraste con el fuerte incremento habido de la población y la producción. En concreto, el total de agua suministrada a través de las redes municipales se redujo el 15 % (la reducción en la agricultura y el autosuministro de agua industrial fue del 14% y 7%, respectivamente), con una caída más acusada en el caso de los sectores económicos que en los hogares. Esta contracción del consumo de agua coincide en el tiempo con un incremento del 62% del precio del recurso en términos reales: el precio medio del agua de red en 2000 era de 1,04 €/m<sup>3</sup> y en 2013 de 1,69€/m<sup>3</sup>.

Con estos datos, parece que los precios habrían sido utilizados eficazmente para incentivar el ahorro de agua, en línea con lo previsto en la Directiva Marco del Agua (Directiva 2000/60/EC, 23 Octubre 2000) [European Community (2000)]. Lo que se habría visto favorecido por el hecho de que en España, a diferencia de lo que ocurre en otros países europeos, el agua suministrada a través de las redes municipales está controlada mediante contadores, de modo que cada usuario paga por el recurso en función de su consumo.

Sin embargo, la eficacia de los precios como instrumento de gestión de la demanda de agua para usos urbanos es una cuestión sometida a discusión a partir de los resultados de la literatura de aplicación porque en muchos casos se obtienen elasticidades precio de la demanda muy bajas o no significativas [Renwick y Green (2000), Renzetti (2002a), Martínez-Espiñeira y Nauges (2004), Arbués y Villanúa (2006)].

Por tanto, resulta de interés analizar la eficacia de las políticas tarifarias y si éstas han contribuido, y en qué medida, al menor uso de agua por parte de los usuarios. Al respecto, la atención prestada en la literatura de aplicación a la demanda de agua de los sectores económicos ha sido muy escasa en comparación con la otorgada a la demanda de los hogares [véase Brookshire *et al.* (2002), Arbués *et al.* (2003), Worthington y Hoffman (2008) y Nauges y Whittington (2010), para los hogares, y Renzetti (1992), Gispert (2004) y Worthington (2010), para los sectores económicos]. El caso español no es una excepción, pues sólo hemos localizado cuatro estudios referidos a los sectores económicos [García-Valiñas (2005), Arbués *et al.* (2010a), Vallés y Zárate (2013), Angulo *et al.* (2014)], de carácter exclusivamente local y referidos a determinadas ramas de actividad, en tanto que los estudios referidos a los hogares son bastante numerosos [entre otros, Martínez-Espiñeira (2002, 2003, 2007), Arbués *et al.* (2004, 2010b) y Martínez-Espiñeira y Nauges (2004)].

La escasez de estudios sobre el uso de agua de los sectores económicos se debe, principalmente, a la dificultad para obtener datos para llevar a cabo análisis de ese tipo. Esta dificultad es especialmente severa cuando se desea analizar el comportamiento de la demanda para el conjunto de las actividades productivas de un país. Por ello, gran parte de las referencias

existentes han llevado a cabo estudios de carácter local o regional [entre otros, Reynaud (2003), Féres y Reynaud (2005), además de los ya citados para España], o bien estudios nacionales utilizando una pequeña muestra de empresas [entre otros, Renzetti (1988, 1992), Wang y Lall (2002), Kumar (2006), Ku y Yoo (2012)]. Muy pocos han analizado el uso de agua por el conjunto de la industria de un país [Grebenstein y Field (1979), Mitchell *et al.* (2000), Dupont y Renzetti (2001), Renzetti y Dupont (2003), Dachraoui y Harchaoui (2004)].

Algunos trabajos han puesto de manifiesto las diferencias existentes en el uso de agua entre industrias de regiones diferentes [véase Mitchell *et al.* (2000), Wang y Lall (2002), Renzetti y Dupont (2003), Guerrero (2005), Liu *et al.* (2009)]; sin embargo, ningún estudio que conozcamos ha estimado, hasta la fecha, la demanda de agua industrial para diferentes regiones. Del mismo modo, pocos estudios ofrecen resultados detallados por ramas de actividad [entre otros, Babin *et al.* (1982), Renzetti (1988, 1992, 1993), Féres y Reynaud (2005), Féres *et al.* (2012)]. Esta situación contrasta con la fuerte heterogeneidad existente tanto entre ramas como entre regiones.

La dificultad para obtener datos también repercute en la especificación del modelo. Así, muchos estudios plantean directamente funciones de demanda muy simplificadas, en las que la cantidad depende del precio del agua y de diversos indicadores relacionados con el nivel de actividad, siguiendo la tradición existente en el ámbito de los usos domésticos [por ejemplo, Moeltner y Stoddard (2004), Arbués *et al.* (2010), Gómez-Ugalde *et al.* (2012)]. No obstante, el enfoque predominante en las últimas décadas se ha basado en la especificación de funciones de demanda derivadas, obtenidas de la correspondiente función de costes y estimadas mediante un enfoque SURE [entre otros, Dupont y Renzetti (2001), Féres y Reynaud (2005), Angulo *et al.* (2014)]. También queremos subrayar la poca atención que se ha prestado al estudio de las propiedades estocásticas de las series, sobre todo teniendo en cuenta que se está suponiendo implícitamente que, en la función de demanda, la relación entre las variables es de equilibrio a largo plazo. Al respecto, ningún estudio que conozcamos ha realizado, hasta la fecha, un análisis de cointegración en el ámbito del agua para usos industriales y solo unos pocos lo han hecho en el ámbito doméstico [véase Martínez-Espiñeira (2007), Zaiid y Binet (2015) o Zaiid y Cheikh (2015)].

El objetivo de este estudio es estimar la demanda de agua de red para usos industriales en España, teniendo en cuenta la heterogeneidad existente tanto entre ramas de actividad como entre regiones. En concreto, se va a estimar la demanda de agua para once ramas de actividad industrial y para cuatro tipos de regiones definidas en función de su grado de aridez (regiones húmedas y regiones áridas) y del precio de acceso al recurso (regiones con precios bajos y regiones con

precios altos). A partir de la estimación conjunta de la función de costes *translog* y las funciones de participación en costes de los *inputs*, mediante un enfoque SURE, obtenemos la elasticidad precio directa del agua, la elasticidad respecto al *output* y las elasticidades cruzadas de los diferentes *inputs*. Como etapa previa a la estimación de la demanda de agua, analizamos las propiedades estocásticas de las series de datos, mediante diversos test de raíz unitaria y cointegración.

La finalidad última es contribuir al debate sobre el papel de los precios en la gestión de la demanda de agua de la industria y al mejor conocimiento de los otros factores que influyen en esa demanda, así como incorporar a este ámbito de estudio las mejores prácticas en el proceso de estimación. Los resultados cobran especial relevancia tanto por la falta de estudios de amplitud y detalle equivalentes, como por referirse a un país que ilustra perfectamente los graves problemas de escasez de agua a los que se enfrentan cada vez más zonas del planeta.

Tras esta introducción, la Sección 2 presenta y analiza los datos empleados. La Sección 3 describe el modelo y las técnicas de estimación econométrica usadas. Los resultados se muestran en la Sección 4 y, las conclusiones se encuentran en la Sección 5.

## 2. Datos

La principal fuente de información de este estudio es la “Encuesta Industrial de empresas” (EIAE), elaborada anualmente por el INE desde 1993 [INE (2015a)], completada con otras fuentes estadísticas. Esta encuesta se refiere al conjunto de empresas cuya actividad principal tiene lugar en el sector industrial y están ubicadas en el territorio nacional. El objetivo de la encuesta es proporcionar información básica para el conocimiento de la realidad industrial. En concreto, los datos utilizados en este estudio provienen de una explotación *ad hoc* solicitada al INE sobre los principales resultados de esta encuesta, desagregados sectorial y geográficamente.

Disponemos de un panel de datos agregados por ramas de actividad industrial (11 ramas de actividad) y regiones (las 17 comunidades autónomas españolas), para el periodo 1993-2013. En total, contamos con 3.927 observaciones, cada una de las cuales se refiere a una rama de actividad concreta en una comunidad autónoma y año determinado.

En la Tabla 2 se proporciona el detalle de las ramas de actividad y comunidades autónomas consideradas, así como su correspondencia con la clasificación NUTS 2 de EUROSTAT, para el caso de las Comunidades Autónomas, y con la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE-2009) [INE (2009)], equivalente a la “International Standard Industrial Classification of All Economic Activities” (ISIC Rev. 4) de las Naciones Unidas, para el caso de las ramas de actividad.

**Tabla 2. Detalle sectorial y regional de los datos de estudio**

<b>Rama de actividad</b>	<b>Código CNAE-2009/ ISIC Rev. 4</b>	<b>Definición</b>
1	01-09	Industrias extractivas, energía, agua y residuos
2	10, 11, 12	Alimentación, bebidas y tabaco
3	13, 14, 15	Textil, confección, cuero y calzado
4	16, 17, 18	Madera y corcho, papel y artes gráficas
5	19, 20, 21	Industria química y farmacéutica
6	22, 23	Caucho y materias plásticas y productos minerales no metálicos diversos
7	24, 25	Metalurgia y fabricación de productos metálicos, excepto maquinaria y equipo
8	26, 27	Material y equipo eléctrico, electrónico y óptico
9	28	Maquinaria y equipo mecánico
10	29, 30	Material de transporte
11	31, 32, 33	Industrias manufactureras diversas, reparación e instalación de maquinaria y equipo
<b>Comunidad autónoma</b>	<b>Clasificación NUTS 2</b>	<b>Denominación</b>
1	ES61	Andalucía
2	ES24	Aragón
3	ES12	Principado de Asturias
4	ES53	Illes Balears
5	ES70	Canarias
6	ES13	Cantabria
7	ES41	Castilla y León
8	ES42	Castilla- La Mancha
9	ES51	Cataluña
10	ES52	Comunitat Valenciana
11	ES43	Extremadura
12	ES11	Galicia
13	ES30	Comunidad de Madrid
14	ES62	Región de Murcia
15	ES22	Comunidad Foral de Navarra
16	ES21	País Vasco
17	ES23	La Rioja

Una restricción importante a considerar es que los datos de que disponemos se refieren únicamente a empresas con más de 20 empleados, debido a que la EIAE sólo informa del gasto en agua para empresas de ese tamaño o superior. Pese a esta limitación, la información que manejamos permite realizar por primera vez un análisis referido al conjunto de toda la mediana y gran industria española, la cual aportaba el 85,61% de la producción y el 72,13% del empleo industrial de España en el promedio del periodo objeto de estudio.

Las variables sobre las que disponemos de información son el valor de la producción y el coste total de producción, así como el precio y la cantidad de los factores productivos agua, capital, trabajo, energía y suministros.

El valor de la producción lo hemos aproximado a través del total de ingresos de explotación, información que procede de la EIAE.

El coste de producción es la suma del coste de todos los factores productivos: agua, trabajo, capital, energía y suministros.

Para especificar el coste del agua hemos empleado la variable “gasto en agua” de la EIAE. El precio del agua lo hemos obtenido de una fuente estadística alternativa, “Indicadores sobre el agua” [INE (2015b)], que ofrece información sobre el coste unitario total del agua ( $\text{€/m}^3$ ) por comunidades autónomas para el periodo 1996-2013. Este coste unitario es el cociente de los ingresos obtenidos por la prestación del servicio de abastecimiento y saneamiento (incluyendo todos los conceptos que figuran en un recibo estándar de agua) y el volumen total del agua registrada y distribuida al conjunto de usuarios conectados a la red pública de suministro (hogares, industria y servicios). Esta información se ha completado para el periodo 1993-1995 generando estimaciones a partir de la misma serie temporal. Por tanto, especificamos el precio del agua a través de su precio medio, ya que no es posible conocer el precio marginal. Finalmente, hemos calculado la cantidad consumida de agua como el cociente entre el coste del agua y su precio.

El coste del factor trabajo lo hemos obtenido a partir de los gastos de personal. La cantidad de trabajo es el número de horas trabajadas en el año por el personal remunerado. El precio del trabajo lo calculamos como el cociente entre los gastos del personal y el número de horas trabajadas. Esta información proviene de la EIAE.

El coste del capital lo hemos aproximado a través del total de dotaciones para amortización del inmovilizado. Esta información se encuentra detallada en la EIAE para el periodo 1993-2007. Para el resto del periodo (2008-2013), los datos los hemos obtenido como un porcentaje determinado del total de gastos de explotación (que incluye, además de las dotaciones para la amortización del inmovilizado, el gasto en suministros y otras partidas de gasto). Este porcentaje lo hemos fijado en función del peso que suponen las dotaciones para amortización del inmovilizado sobre el total de gastos de explotación durante el periodo 1993-2007.

La cantidad de capital la hemos medido a través del stock de capital productivo. Esta información proviene de la base de datos “El stock y los servicios del capital en España y su distribución territorial en el periodo 1964-2013”, elaborada por la Fundación BBVA y el Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (Ivie) [Fundación BBVA e Ivie (2015)]. Esta base de datos ofrece estimaciones, entre otras variables, del stock de capital de la economía española

desagregada por ramas de actividad y comunidades autónomas. El precio del capital los hemos medido a través del tipo de interés de las obligaciones simples a más de dos años en el mercado secundario de renta fija, información que es ofrecida por el Banco de España a nivel nacional [Banco de España (2016)].

El coste de la energía lo hemos calculado como la suma del gasto en gas, electricidad y otros combustibles y carburantes, según la EIAE. El precio de la energía se calcula como la media de los precios nacionales del gas, electricidad, gasóleo y fuel, ponderada en función del gasto que representa cada uno de estos productos energéticos en cada rama de actividad de cada comunidad autónoma. Los datos sobre el precio del gas y la electricidad en España provienen de las estadísticas de energía de EUROSTAT [Eurostat (2016)], mientras que los precios del gasóleo y del fuel provienen del “Oil Bulletin”, elaborado por el Directorio General para la Energía de la Comisión Europea [European Commission (2016)]. La cantidad empleada de energía la calculamos como el cociente entre el coste de la energía y su precio.

El coste de los suministros lo hemos obtenido de la suma del total de compras y trabajos realizados, servicios exteriores (sin incluir el gasto en agua, gas, electricidad y otros combustibles y carburantes) y resto de gastos de explotación (excluyendo las dotaciones para amortización del inmovilizado). Estos datos provienen de la EIAE. Dado que el coste en suministros incluye factores productivos muy heterogéneos, su precio lo tratamos como inobservable [Angulo *et al.* (2014)].

Todas las magnitudes monetarias las hemos expresado en términos reales, empleando los deflatores implícitos obtenidos de la Contabilidad Regional de España [INE (2016)]. Al valor de la producción se le ha aplicado el deflactor correspondiente a cada rama de actividad en cada comunidad autónoma, mientras que al coste de los *inputs* se le ha aplicado el deflactor del conjunto de la economía española.

En la Tabla 3 presentamos la distribución sectorial y regional de la industria española de 20 o más trabajadores durante el periodo 1993-2013.

Las ramas con un mayor peso son la 1 (industrias extractivas, energía, agua y residuos), la 2 (alimentación, bebidas y tabaco) y la 10 (material de transporte), mientras que las que tienen un menor peso son la 11 (industrias manufactureras diversas, reparación e instalación de maquinaria y equipo), la 3 (textil, confección, cuero y calzado) y la 9 (maquinaria y equipo mecánico); tanto para el conjunto del periodo como en el año inicial y final. Las comunidades autónomas con una mayor participación en la producción son la 9 (Cataluña), la 13 (Madrid) y la 1 (Andalucía), mientras que las que tienen un menor peso son la 4 (Baleares), la 11 (Extremadura)



y la 17 (La Rioja); tanto para el conjunto del periodo como en el año inicial y final, aunque en el año 2013 el País Vasco (16) toma el relevo a Madrid (13).

**Tabla 3. Estructura sectorial y regional de la industria española de 20 o más trabajadores**

	Promedio periodo 1993-2013	1993	2013	$\Delta$ 2013/1993 (%)
<b>Producción (miles de millones €)</b>	460	278	495	78,06
<b>Distribución por ramas (%)</b>				
Rama 1	19,40	14,32	29,70	107,33
Rama 2	16,81	21,32	18,06	-15,29
Rama 3	3,41	5,15	1,91	-62,98
Rama 4	5,82	6,81	3,66	-46,32
Rama 5	9,71	10,42	10,32	-0,93
Rama 6	8,34	8,03	5,86	-27,02
Rama 7	10,53	8,43	9,43	11,89
Rama 8	5,55	6,30	3,29	-47,70
Rama 9	4,22	3,98	3,03	-23,80
Rama 10	13,93	13,00	12,81	-1,46
Rama 11	2,28	2,24	1,94	-13,76
<b>Distribución por comunidades autónomas (%)</b>				
CCAA 1	10,47	9,78	12,59	28,67
CCAA 2	4,44	4,35	4,38	0,75
CCAA 3	2,55	2,79	2,44	-12,28
CCAA 4	0,62	0,56	0,55	-0,97
CCAA 5	1,53	1,62	1,42	-12,05
CCAA 6	1,51	1,72	1,37	-20,27
CCAA 7	6,12	6,47	6,16	-4,81
CCAA 8	4,03	3,32	4,42	33,17
CCAA 9	24,60	25,75	23,23	-9,77
CCAA 10	9,66	9,17	9,56	4,20
CCAA 11	0,77	0,57	0,97	69,31
CCAA 12	6,25	6,04	6,73	11,35
CCAA 13	11,49	13,74	9,01	-34,41
CCAA 14	2,52	1,97	3,78	92,21
CCAA 15	3,09	2,66	2,99	12,40
CCAA 16	9,42	8,56	9,45	10,46
CCAA 17	0,93	0,93	0,93	0,26

Nota: Los valores en € están expresados a precios de 2013.

La Tabla 4 muestra la participación en costes, los precios y las cantidades consumidas de cada *input* para el conjunto de la industria española de 20 o más trabajadores durante el periodo 1993-2013. Destaca la reducida participación en costes del agua, que además ha ido reduciéndose a lo largo del periodo, al mismo tiempo que aumentaba su precio en un 123%, muy por encima

del resto de factores. El consumo de agua, que asciende en promedio anual a 254 millones de m<sup>3</sup>, ha disminuido un -38% a lo largo del periodo, mientras que el consumo de capital y energía incrementaba en más de un 50%.

**Tabla 4. Costes, precios y consumos de *inputs* en la industria española de 20 o más trabajadores**

	<b>Promedio periodo 1993-2013</b>	<b>1993</b>	<b>2013</b>	<b>Δ 2013/1993 (%)</b>
<b>Coste de producción (miles de millones €)</b>	441	298	474	59,06
<b>Participación en coste (%)</b>				
Agua	0,07	0,08	0,07	-12,71
Capital	4,61	5,38	4,52	-15,98
Trabajo	15,23	21,89	12,12	-44,62
Suministros	78,00	70,50	80,78	14,58
Energía	2,09	2,15	2,51	16,78
<b>Precio</b>				
Agua (€/m <sup>3</sup> )	1,16	0,82	1,83	122,61
Capital (%)	7,61	18,31	3,91	-78,64
Trabajo (€/hora de trabajo)	22,67	23,70	24,57	3,70
Energía (€/Kwh)	0,05	0,05	0,07	36,24
<b>Cantidad</b>				
Agua (millones m <sup>3</sup> )	254,31	284,31	177,09	-37,71
Capital (miles de millones de €)	339	267	421	57,68
Trabajo (millones de horas)	2.909,07	2.754,91	2.337,05	-15,17
Energía (millones de Kwh)	181	110	169	53,64

Nota: Los valores en € están expresados a precios de 2013.

En el Gráfico 1 mostramos la evolución de una serie de indicadores clave relacionados con el uso del agua durante el periodo analizado.

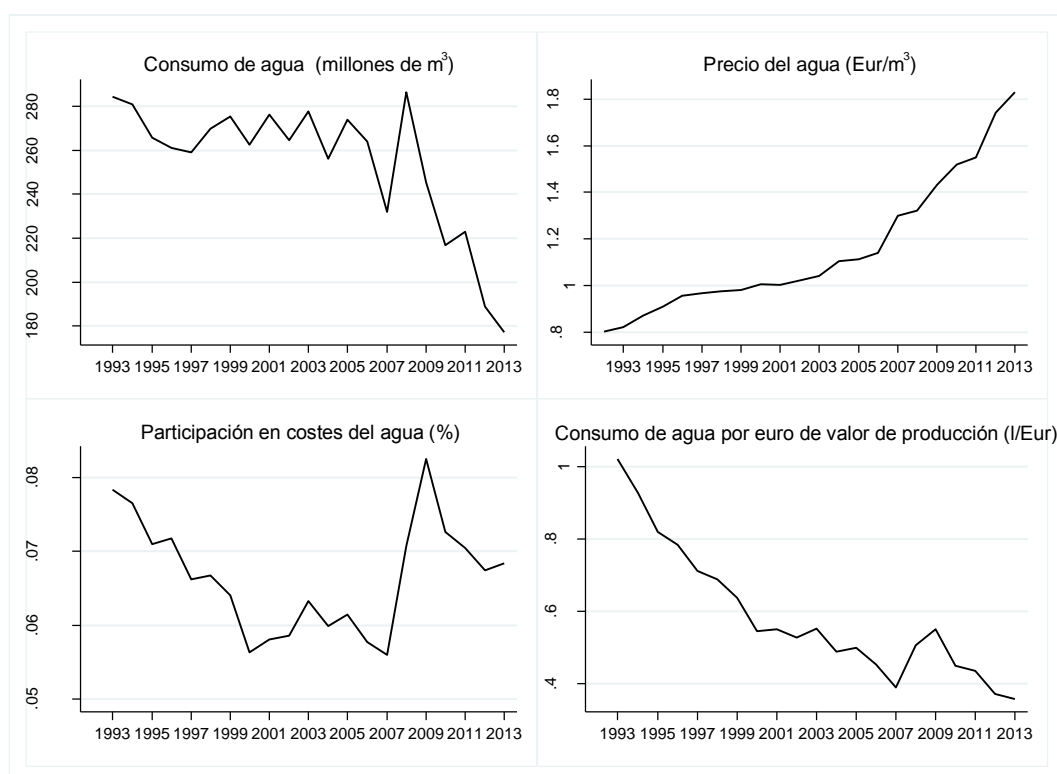
El consumo de agua siguió una tendencia claramente decreciente durante los cinco primeros años y se hizo plana en los nueve siguientes a pesar de las oscilaciones interanuales. El comportamiento de los años 2007 y 2008 es claramente atípico, con una fuerte reducción seguida de un aumento aún más intenso. A partir de ese último año, coincidiendo con la grave crisis sufrida por la economía española, se observa una tendencia fuertemente decreciente. El balance para el conjunto del periodo, como ya se señaló en la Tabla 4, es una intensa reducción (-38%). Por el contrario, el precio del agua experimentó un continuo incremento durante todo el periodo (123%), especialmente intenso desde 2007.

La participación en costes del factor agua presenta fuertes contrastes en su comportamiento a lo largo del periodo. La tendencia hasta el año 2000 es decreciente y entre 2001 y 2007 plana. En 2008 y 2009 se observa un crecimiento excepcional, que sitúa la participación

en costes por encima del nivel de partida de la serie. Los años finales son, de nuevo, de reducción, determinando el balance del periodo (-13%).

En cuanto al consumo de agua por euro de valor de producción, se ha ido reduciendo constantemente a lo largo del periodo, con excepción de los años 2008 y 2009, pasando de 1,02 l/€ en 1993 a 0,36 l/€ en 2013 (una reducción del 65%). Este descenso fue especialmente intenso en los primeros años, hasta 2000 (-47%).

**Gráfico 1. Evolución de las principales magnitudes relacionadas con el uso de agua en la industria española de 20 o más trabajadores**



Las empresas que integran la industria española de más de veinte empleados son muy heterogéneas, por lo que es razonable pensar que las magnitudes previamente presentadas enmascararán grandes diferencias, tanto entre ramas de actividad como entre comunidades autónomas. Este supuesto es el que se examina con el análisis de la varianza (ANOVA) de la Tabla 5.

Para cada una de las principales variables relacionadas con el uso del agua se observa que la comunidad autónoma y la rama de actividad incorporan rasgos diferenciales, al igual que cuando éstas interactúan entre sí (esta interacción la denominamos en la Tabla 5 como CCAA#RAMA). Los resultados confirman que, al estimar la demanda de agua industrial,

debemos tener en cuenta la heterogeneidad existente tanto entre comunidades autónomas como entre ramas de actividad.

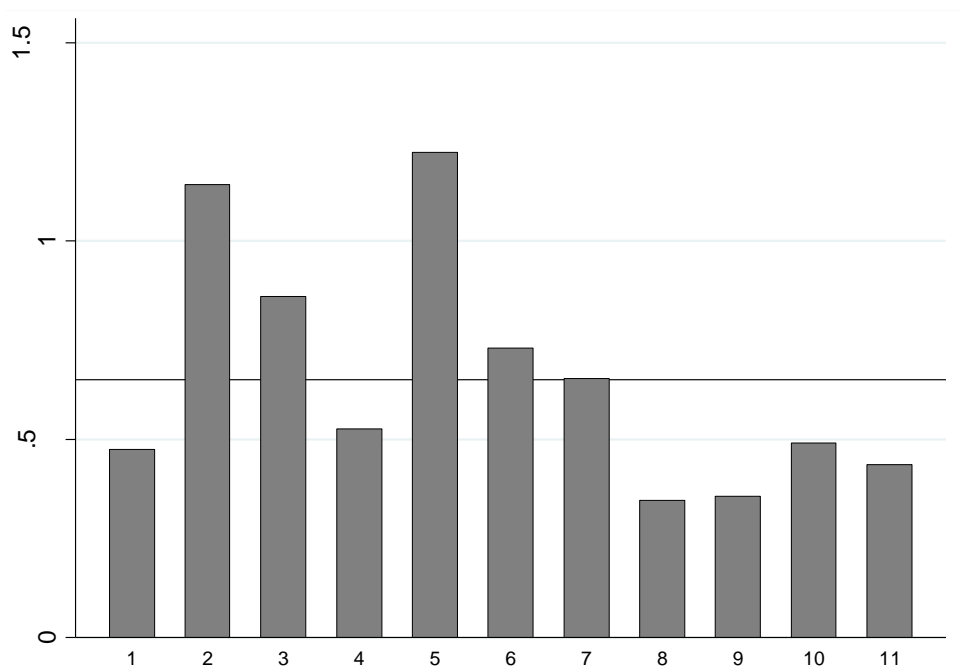
**Tabla 5. Análisis de a varianza**

	<b>Estadístico F</b>	<b>p-valor</b>
<b>Consumo de agua</b>		
CCAA	350,93	0,00
RAMA	460,34	0,00
CCAA#RAMA	51,16	0,00
<b>Precio del agua</b>		
CCAA	427,14	0,00
RAMA	-	-
CCAA#RAMA	-	-
<b>Participación en costes del agua</b>		
CCAA	80,13	0,00
RAMA	266,5	0,00
CCAA#RAMA	19,28	0,00
<b>Consumo de agua por euro de valor de producción</b>		
CCAA	27,91	0,00
RAMA	75,08	0,00
CCAA#RAMA	4,88	0,00

Nota: La variable rama de actividad no se incluye en el análisis de la variable precio del agua, ya que el precio es único en cada comunidad autónoma.

En el Gráfico 2 se comprueba que las ramas de actividad que más cantidad de agua consumen por euro de valor de producción son la 5 (industria química y farmacéutica), con 1,22 l/€, y la 2 (alimentación, bebidas y tabaco), con 1,14 l/€. Por el contrario, las ramas 8 (material y equipo eléctrico, electrónico y óptico), con 0,34 l/€, y 9 (maquinaria y equipo mecánico), con 0,35 l/€, son las menos intensivas en este recurso.

**Gráfico 2. Consumo de agua por euro de valor de producción por ramas de actividad. Promedio para el periodo 1993-2013**

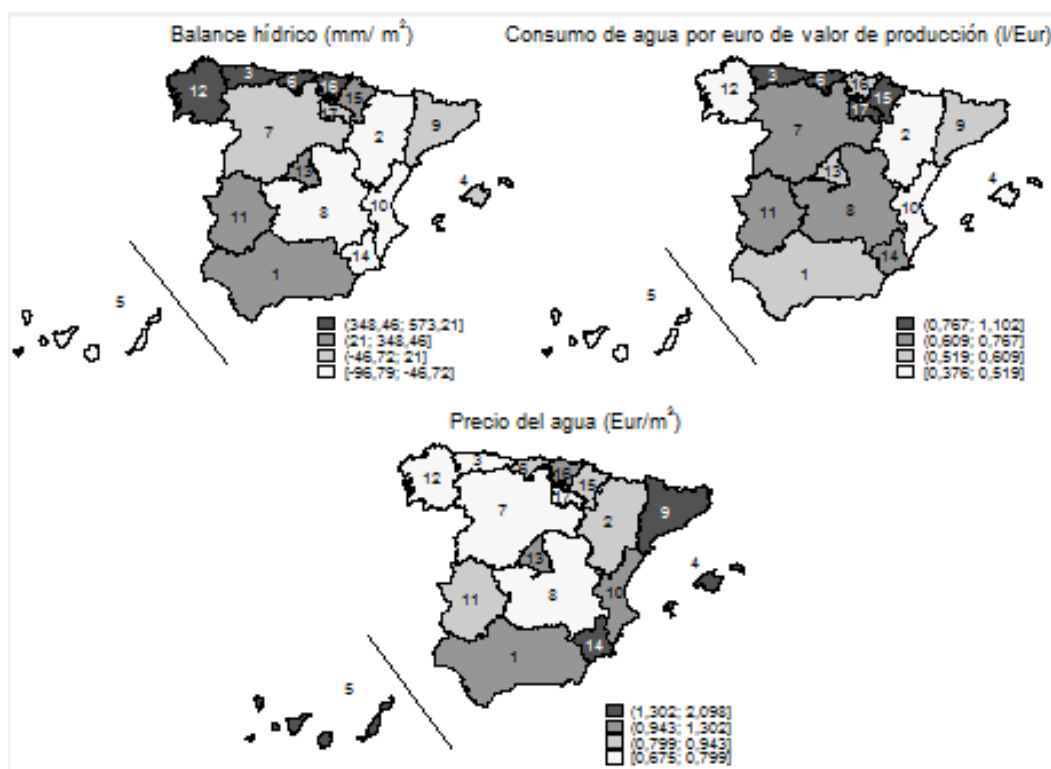


El Gráfico 3 se ocupa de la estructura territorial del consumo de agua para el caso español, mostrando el balance hídrico (precipitaciones menos evapotranspiración), el consumo de agua por euro de valor de producción y el precio del agua para las 17 comunidades autónomas. Las regiones con un balance hídrico más positivo están localizadas en el noroeste (Galicia, Asturias, Cantabria y País Vasco), mientras que las regiones con un balance hídrico más negativo son las ubicadas en el centro y este de la península (Aragón, Comunidad Valenciana, Región de Murcia y Castilla-La Mancha) y en las islas (especialmente, Canarias).

En general, las regiones con un clima más húmedo realizan un mayor consumo de agua por euro de valor de producción. En concreto, las regiones más consumidoras son Navarra (1,09 l/€), La Rioja (0,97 l/€), Asturias (0,94 l/€) y Cantabria (0,80 l/€); mientras que las menos consumidoras son Baleares (0,37 l/€), Canarias (0,44 l/€), Comunidad Valenciana (0,46 l/€), Galicia (0,51 l/€) y Aragón (0,51 l/€), todas pertenecientes a la España árida. El precio también es más alto en regiones con problemas de escasez; en concreto, las comunidades con un precio medio del agua más elevado son Canarias (2,09 €/m<sup>3</sup>), Baleares (1,97 €/m<sup>3</sup>) y Murcia (1,68 €/m<sup>3</sup>), mientras que las que tiene un precio más bajo son La Rioja (0,67 €/m<sup>3</sup>), Castilla y León (0,75 €/m<sup>3</sup>) y Galicia (0,79€/m<sup>3</sup>).

Por tanto, parece observarse una relación positiva entre consumo de agua y abundancia del recurso y negativa entre estas dos variables y el precio del agua.

**Gráfico 3. Balance hídrico, consumo de agua por euro de valor de producción y precio del agua por comunidades autónomas**



Nota: La correspondencia entre la numeración de las comunidades autónomas y su denominación se muestra en la Tabla 2. Los datos del balance hídrico se refieren al promedio del periodo 1996-2010 y se han obtenido del Sistema Integrado de Información del Agua [Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente (2016)]. El resto de magnitudes son el promedio para el periodo 1993-2013.

Debido a la falta de suficientes grados de libertad al estimar la demanda de agua para cada comunidad autónoma, clasificamos las 17 comunidades autónomas según el grado de aridez (regiones húmedas y regiones áridas) y según el precio del agua (regiones con precios bajos y regiones con precios altos). En ambos casos, se ha efectuado la división en el percentil 50. La Tabla 6 muestra la composición de ambos grupos de regiones.

**Tabla 6. Clasificación de las comunidades autónomas según el grado de aridez y el precio del agua**

	Comunidades autónomas
<b>Según el grado de aridez</b>	
Regiones húmedas	Galicia, Cantabria, País Vasco, Principado de Asturias, Comunidad de Madrid, Comunidad Foral de Navarra, Andalucía, Extremadura
Regiones áridas	Aragón, Comunidad Valenciana, Región de Murcia, Canarias, Castilla-La Mancha, La Rioja, Castilla y León, Cataluña, Baleares
<b>Según el precio del agua</b>	
Regiones con precios bajos	La Rioja, Castilla y León, Galicia, Principado de Asturias, Castilla-La Mancha, Cantabria, Extremadura, Comunidad Foral de Navarra
Regiones con precios altos	Canarias, Baleares, Región de Murcia, Cataluña, Comunidad Valenciana, Comunidad de Madrid, País Vasco, Andalucía, Aragón

### 3. Especificación y estimación del modelo

Nuestro modelo parte de una función de producción tipo *translog* en la que participan los *inputs* agua (W), capital (K), trabajo (L), energía (E) y suministros (S). La elección de la función *translog* se debe a sus buenas propiedades: es parsimoniosa, flexible y permite trabajar con tecnología multi-producto [Reynaud (2003)], además la función de costes asociada es homogénea en precios [Christensen *et al.* (1971, 1973)]. Para el caso que nos ocupa, la función de costes tiene la siguiente estructura:

$$\begin{aligned} \ln G = & \alpha + \alpha_Y \ln Y + \sum_{i=1}^5 \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \alpha_{YY} (\ln Y)^2 \\ & + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^5 \sum_{j=1}^5 \alpha_{ij} \ln p_i \ln p_j + \sum_{i=1}^5 \alpha_{Yi} \ln Y \ln p_i \end{aligned} \quad (1)$$

con  $i, j = W, K, L, E, S$  y donde  $G$  es el coste total de producción,  $Y$  es el *output*, y  $p_i$  son los precios de los diferentes *inputs*.

Aplicando el lema de Shepard se obtienen las funciones de demanda de *inputs* minimizadoras de costes o funciones de participación en costes de cada *input*:

$$\frac{\partial \ln G}{\partial \ln p_i} = w_i = \alpha_i + \alpha_{Yi} \ln Y + \sum_{j=1}^5 \alpha_{ij} \ln p_j \quad (2)$$

siendo  $i = W, K, L, E, S$ .

La función de costes debe cumplir las hipótesis de simetría en precios y homogeneidad de grado 1 en precios y *output*, lo que implica imponer las siguientes restricciones a los parámetros de las ecuaciones (1) y (2):

$$\begin{aligned} & \alpha_{ij} = \alpha_{ji} \\ & \sum_{i=1}^4 \alpha_i = 1; \quad \sum_{i=1}^4 \alpha_{Yi} = 0; \quad \sum_{j=1}^4 \alpha_{ij} = 0; \quad \sum_{i=1}^4 \alpha_{ij} = 0 \quad i, j = W, K, L, E, S \end{aligned} \quad (3)$$

En la literatura de aplicación no hay un consenso sobre si es más conveniente estimar la función de costes o las funciones de participación en coste de cada *input* aunque, de acuerdo a Guilkey y Lovell (1980), el procedimiento más eficiente consiste en estimar conjuntamente ambas funciones con un modelo SURE. Este planteamiento ha sido ampliamente usado en la literatura [Grebstein y Field (1979), Babin *et al.* (1982), Dupont y Renzetti (2001), Renzetti y

Dupont (2003), Dachraoui y Harchaoui (2004), Féres y Reynaud (2005), Guerrero (2005), Linz y Tsegai (2009), Angulo *et al.* (2014)] y es el que nosotros también vamos a seguir.

Tras estimar el sistema de ecuaciones de (1) y (2), resulta inmediato calcular la elasticidad precio directa ( $\varepsilon_{ii}$ ) de cada *input* como:

$$\varepsilon_{ii} = \frac{\alpha_{ii} + w_i^2 - w_i}{w_i} \quad (4)$$

También es posible analizar la relación de sustituibilidad o complementariedad entre los *inputs* a través de la Elasticidad de Sustitución de Morishima ( $M_{ij}$  y  $M_{ji}$ ), definida como:

$$\begin{aligned} M_{ij} &= \varepsilon_{ji} - \varepsilon_{ii} \\ M_{ji} &= \varepsilon_{ij} - \varepsilon_{jj} \end{aligned} \quad (5)$$

siendo:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{jj} &= \frac{\alpha_{jj} + w_j^2 - w_j}{w_j} \\ \varepsilon_{ij} &= \frac{\alpha_{ij} + w_i w_j}{w_i} \\ \varepsilon_{ji} &= \frac{\alpha_{ji} + w_i w_j}{w_j} \end{aligned}$$

Por último, la elasticidad de la demanda de un factor  $i$  respecto del *output* ( $\mu_{iY}$ ) se calcula de la forma usual:

$$\mu_{iY} = \frac{\partial Q_i}{\partial Y} \cdot \frac{Y}{Q_i} = \frac{\alpha_{Yi}}{w_i} + \eta_Y \quad (6)$$

donde  $\eta_Y$  representa la elasticidad del coste con respecto al *output*.

En un modelo como el que estamos planteando se asume implícitamente que la relación entre las variables es de equilibrio a largo plazo, lo que significa que deben estar cointegradas. Como es bien sabido, se dice que dos series estén cointegradas si, siendo no estacionarias (I(1) o superior), mantienen una relación estable a largo plazo. El requisito de cointegración es importante para evitar casos de relaciones espurias [Engle y Granger (1987)].

Dada la trascendencia de este problema para justificar todo el trabajo posterior, iniciamos la aplicación analizando la naturaleza estocástica de las variables mediante una batería de



contrastes de raíz unitaria y de cointegración. Los datos que utilizamos son de tipo panel, por lo que los tests deberán ser los adecuados a este hecho. La excepción son los precios del capital ( $\ln P_K$ ) y de la energía ( $\ln P_{gas}, \ln P_{electricidad}, \ln P_{gasoleo}, \ln P_{fuel}$ ) que al ser precios de referencia nacionales, se convierten en series temporales univariantes para las que usaremos los contrastes de raíz unitaria tradicionales.

En concreto, empleamos los test de raíz unitaria para panel de Levin-Lin-Chu (LLC) [Levin *et al.* (2002)], de Im-Pesaran-Shin (IPS) [Im *et al.* (2003)], de Fisher [Choi (2001)] y de Hadri (2000). En todos los casos, la ecuación de contraste incluye término constante y tendencia y se sustraen las medias de la sección cruzada para hacerlos más robustos a los (posibles) problemas de dependencia transversal.

Los test de raíz unitaria para series temporales que empleamos son el Dickey-Fuller aumentado (ADF) [Dickey y Fuller (1979)], el de Phillips-Perron (PP) [Phillips y Perron (1988)] y el Dickey-Fuller GLS (DFGLS), que modifica el test de Dickey-Fuller transformando las series mediante una regresión de mínimos cuadrados generalizados [Elliott *et al.* (1996)]. En estos test se incluye también término constante y tendencia.

En la Tabla 7 se muestran los resultados para el agregado (conjunto de la mediana y gran industria española). Pese a la existencia de algunas contradicciones, en general, los test para las variables en niveles no permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Por el contrario, los test para las primeras diferencias rechazan la hipótesis de raíz unitaria. Por tanto, podemos concluir que todas las variables analizadas son integradas de orden uno. El detalle de estos contrastes por ramas de actividad y por comunidades autónomas, se encuentra en las Tablas A1 y A2 del Apéndice. Nuevamente, los resultados confirman, en términos generales, que este conjunto de variables son I(1).

Los contrastes de raíz unitaria para datos panel anteriores, también conocidos como de primera generación, presentan problemas de potencia cuando existen relaciones de correlación transversal entre los paneles. Este es el problema que tratan de corregir los denominados contrastes de segunda generación, desarrollando contrastes robustos a correlación transversal. En nuestro caso hemos recurrido al contraste CIPS de Pesaran (2007), al test de Moon y Perron (2004), MP, al test de Choi (2004), CH, y al contraste BNG de Bai y Ng (2004). Los resultados por ramas de actividad se muestran en la Tabla A3 del Apéndice. Nuevamente, subsisten algunas contradicciones en esta nueva oleada de resultados, consecuencia del propio funcionamiento de los contrastes y de pequeñas anomalías en los datos, que no nos alejan de la conclusión fundamental: todas las variables de nuestro estudio son I(1), con o sin estructura panel. No hemos

podido repetir el análisis de raíz unitaria, agrupando por comunidad autónoma (las unidades de corte transversal en este caso serían las ramas de actividad), por insuficiencia de datos.

**Tabla 7. Test de raíz unitaria**

Variables de panel	LLC	IPS	Fisher				HADRI	Conclusión
			P	Z	L	Pm		
	H <sub>0</sub> : todos los paneles contienen raíz unitaria	H <sub>0</sub> : todos los paneles contienen raíz unitaria	H <sub>0</sub> : todos los paneles contienen raíz unitaria				H <sub>0</sub> : todos los paneles son estacionarios	
	H <sub>1</sub> : los paneles son estacionarios	H <sub>1</sub> : algunos paneles son estacionarios	H <sub>1</sub> : al menos un panel es estacionario				H <sub>1</sub> : algún panel contiene raíz unitaria	
<i>lnY</i>	0,05	0,00	0,17	0,99	0,99	0,17	0,00	<b>I(1)</b>
<i>d. lnY</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	
<i>lnQ<sub>W</sub></i>	0,12	0,46	0,94	0,94	0,92	0,93	0,00	<b>I(1)</b>
<i>d. lnQ<sub>W</sub></i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	
<i>lnQ<sub>K</sub></i>	0,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,00	<b>I(1)</b>
<i>d. lnQ<sub>K</sub></i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	
<i>lnQ<sub>L</sub></i>	0,22	0,00	0,91	1,00	1,00	0,91	0,00	<b>I(1)</b>
<i>d. lnQ<sub>L</sub></i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	
<i>lnQ<sub>E</sub></i>	0,45	0,84	0,89	1,00	1,00	0,88	0,00	<b>I(1)</b>
<i>d. lnQ<sub>E</sub></i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	
<i>lnG</i>	0,00	0,00	0,27	1,00	1,00	0,27	0,00	<b>I(1)</b>
<i>d. lnG</i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,92	
<i>lnP<sub>W</sub></i>	0,19	0,04	0,58	0,87	0,85	0,61	0,00	<b>I(1)</b>
<i>d. lnP<sub>W</sub></i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,50	
<i>lnP<sub>L</sub></i>	0,09	0,40	0,02	0,97	0,82	0,02	0,00	<b>I(1)</b>
<i>d. lnP<sub>L</sub></i>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	
Variables de serie temporal	ADF	PP	DFGLS 1 LAG		DFGLS 2 LAG		Conclusión	
H <sub>0</sub> : la variable contiene una raíz unitaria								
H <sub>1</sub> : la variable es estacionaria								
<i>lnP<sub>K</sub></i>	0,65	0,68	-1,75	(-3,50)	-1,11	(-3,28)	<b>I(1)</b>	
<i>d. lnP<sub>K</sub></i>	0,03	0,05	-3,55	(-3,47)	-4,14	(-3,22)		
<i>lnP<sub>gas</sub></i>	0,10	0,10	-3,08	(-3,50)	-3,19	(-3,28)	<b>I(1)</b>	
<i>d. lnP<sub>gas</sub></i>	0,00	0,00	-3,94	(-3,47)	-2,65	(-3,22)		
<i>lnP<sub>electricidad</sub></i>	0,91	0,92	-1,00	(-3,50)	-1,10	(-3,28)	<b>I(1)</b>	
<i>d. lnP<sub>electricidad</sub></i>	0,00	0,00	-3,88	(-3,47)	-2,67	(-3,22)		
<i>lnP<sub>gasoleo</sub></i>	0,01	0,01	-3,08	(-3,50)	-3,32	(-3,28)	<b>I(1)</b>	
<i>d. lnP<sub>gasoleo</sub></i>	0,00	0,00	-3,19	(-3,47)	-3,42	(-3,22)		
<i>lnP<sub>fuel</sub></i>	0,07	0,08	-2,89	(-3,50)	-3,67	(-3,28)	<b>I(1)</b>	
<i>d. lnP<sub>fuel</sub></i>	0,00	0,00	-2,73	(-3,47)	-3,16	(-3,22)		

Nota: En la tabla se muestra el p-valor del estadístico, excepto en los test DFGLS 1 LAG y DFGLS 2 LAG donde se muestra el valor del estadístico y, entre paréntesis, el valor crítico correspondiente al 5%.

El test de Fisher combina los p-valores usando la inversa de la distribución chi-cuadrado (P), la inversa de la normal (Z), la inversa de la transformaciones logit (L) y una versión modificada de la inversa de la transformación chi-cuadrado (Pm) [ver Choi (2001) para los detalles]. Los test DFGLS 1 LAG y DFGLS 2 LAG toman uno y dos retardos, respectivamente.

Si las series no son estacionarias y por lo tanto carecen de la noción de equilibrio, cabe preguntarse si, conjuntamente, existen restricciones de la suficiente envergadura entre ellas que introduzcan orden y equilibrio en su relación a largo plazo. En este caso, estamos hablando de cointegración, hipótesis que podemos afrontar desde el punto de vista de las ramas de actividad (existe/no existe cointegración entre comunidades) o desde la perspectiva de las comunidades autónomas (existe/no existe cointegración intra comunidades). El contraste que utilizaremos es el de Pedroni (1999, 2001).

La teoría de la dualidad indica que una función de producción se encuentra asociada a una función de costes, y a la inversa. La relación entre ambas es unívoca. Sin embargo, los factores que intervienen en cada caso son diferentes (cantidades en el caso de la función de producción y precios en la función de costes). Los equilibrios no tienen necesariamente el mismo significado en ambos casos, lo cual aconseja realizar el análisis de cointegración de forma separada, considerando bien el ámbito de la función de producción o el de la función de costes asociada.

Los resultados obtenidos para el agregado y por ramas de actividad y comunidades autónomas aparecen en la Tabla 8 y son concluyentes. Parece evidente que el supuesto de cointegración no puede rechazarse en ninguno de los casos considerados. Por tanto, la relación entre el valor de la producción y la cantidad de los *inputs* y entre el gasto total y los precios de los *inputs* son de equilibrio a largo plazo, tanto si consideramos el conjunto de la industria nacional, como si realizamos dicho análisis por ramas de actividad o por comunidades autónomas (resultados similares se obtienen con otros contrastes como el de Westerlund (2007)).

Los resultados anteriores corroboran el sentido de la investigación que estamos llevando a cabo. El grupo de variables que hemos seleccionado, individualmente, no son estacionarias pero se encuentran interconectadas por relaciones consistentes de equilibrio a largo plazo, tanto en lo que tiene que ver con el ámbito de la función de producción como en lo que respecta a la función de costes asociada, lo que nos capacita para abordar la segunda parte del análisis en la que vamos a estimar esas relaciones de largo plazo, condensadas en las ecuaciones (1) y (2).

**Tabla 8. Test de cointegración de Pedroni (1999, 2001) para el agregado de la industria y por ramas de actividad y comunidades autónomas**

	Función de producción			Función de costes			Conclusión
	rho	t	ADF	rho	t	ADF	
<b>Agregado</b>	-11,98***	-70,91***	-32,09***	2,77***	-46,10***	-15,69***	<b>Cointegración</b>
<b>rama 1</b>	3,54***	-3,68***	4,49***	7,16***	2,18**	11,24***	<b>Cointegración</b>
<b>rama 2</b>	2,07**	-5,94***	1,37	7,07***	1,40	5,66***	<b>Cointegración</b>
<b>rama 3</b>	2,71***	-6,15***	1,97**	7,61***	3,69***	11,92***	<b>Cointegración</b>
<b>rama 4</b>	2,57***	-8,69***	-0,04	7,13***	1,53	10,95***	<b>Cointegración</b>
<b>rama 5</b>	2,76***	-4,95***	2,54**	7,39***	2,99***	10,75***	<b>Cointegración</b>
<b>rama 6</b>	2,68***	-7,34***	0,77	7,66***	4,10***	9,31***	<b>Cointegración</b>
<b>rama 7</b>	3,31***	-4,14***	4,92***	6,73***	1,26	9,84***	<b>Cointegración</b>
<b>rama 8</b>	2,82***	-4,80***	6,77***	7,66***	6,23***	12,58***	<b>Cointegración</b>
<b>rama 9</b>	3,06***	-3,47***	2,40**	6,96***	2,22**	8,84***	<b>Cointegración</b>
<b>rama 10</b>	3,61***	-3,53***	2,82***	7,22***	2,91***	7,85***	<b>Cointegración</b>
<b>rama 11</b>	2,93***	-3,53***	7,04***	7,65***	3,50***	11,34***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 1</b>	3,01***	-2,37**	2,27**	7,28***	7,54***	10,07***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA2</b>	2,62***	-3,10***	6,34***	7,07***	6,83***	7,67***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 3</b>	2,36**	-3,17***	6,29***	6,60***	5,64***	10,86***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 4</b>	0,72***	-7,38***	0,09	7,13***	7,39***	11,47***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 5</b>	1,91*	-5,98***	2,54**	7,29***	8,01***	6,92***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 6</b>	2,51**	-4,02***	2,36**	6,73**	6,39***	10,14***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 7</b>	1,88*	-5,41***	4,03***	6,53***	4,98***	10,26***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 8</b>	2,04**	-4,71***	-3,56***	6,98***	7,14***	10,23***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 9</b>	2,93***	-1,50	3,49***	7,51***	8,87***	6,54***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 10</b>	3,24***	-2,43**	1,92*	6,81***	6,50***	9,78***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 11</b>	3,80***	-0,12	2,43**	7,28***	7,77***	9,42***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 12</b>	2,66***	-1,66*	3,48***	6,68***	6,01***	9,07***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 13</b>	2,83***	-2,08**	2,70***	7,26***	7,86***	9,04***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 14</b>	1,62	-7,57***	2,58***	6,15***	3,88***	8,78***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 15</b>	2,91***	-1,05	2,13**	6,95***	6,74***	9,03***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 16</b>	2,81***	-3,62***	1,65*	6,68***	5,40***	8,02***	<b>Cointegración</b>
<b>CCAA 17</b>	1,29	-8,96***	2,57***	6,31***	3,59***	11,88***	<b>Cointegración</b>

Nota: En la tabla se muestra el valor del estadístico, que se distribuye como una normal. \*, \*\* y \*\*\* indican significatividad al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

$H_0$ : no cointegración;  $H_1$ : cointegración, en todos los casos.

Rho, t y ADF significa que el test se ha realizado empleando los estadísticos  $\rho$ , t y Dickey-Fuller aumentado, respectivamente.

Función de producción se refiere a la hipotética relación de cointegración existente entre las variables  $\ln Y$ ,  $\ln Q_W$ ,  $\ln Q_K$ ,  $\ln Q_L$ ,  $\ln Q_E$ ; función de costes se refiere a la hipotética relación de cointegración existente entre las variables  $\ln G$ ,  $\ln P_W$ ,  $\ln P_K$ ,  $\ln P_L$ ,  $\ln P_{gas}$ ,  $\ln P_{electricidad}$ ,  $\ln P_{gas\acute{o}leo}$ , y  $\ln P_{fuel}$ .

Como se ha dicho, el sistema de ecuaciones se estimará en el contexto de un modelo SUR que, además, debe asegurar el cumplimiento de las restricciones descritas en (3). Los resultados de todo el proceso se muestran en la Tabla 9. El precio del agua se ha retardado un periodo para evitar problemas de endogeneidad, tal como hacen Dachraoui y Harchaoui (2004) y Angulo et al. (2014).

Con respecto a la estructura panel de los datos, los resultados de los que disponemos nos conducen hacia un modelo de efectos fijos con efectos no observables por rama de actividad y comunidades autónoma. No hemos considerado el caso más general en el que se permite también la interacción entre regiones y ramas de actividad debido a que eso incrementa considerablemente el número de parámetros del modelo, reduciendo drásticamente los grados de libertad, pese a que esta interacción es significativa en el análisis ANOVA de la Tabla 5.

Junto a los efectos individuales no observables incluimos también efectos temporales además de una variable puramente tendencial (*Trend*). La misión de la tendencia es recoger los efectos del progreso tecnológico en lo que respecta al uso del agua, de forma similar a como se ha venido haciendo en la literatura de aplicación previa [De Rooy (1974), Ziegler y Bell (1984), Dupont y Renzetti (2001), Renzetti y Dupont (2003), Vallés y Zárata (2013), Angulo *et al.* (2014)].

**Tabla 9. Estimación SUR del modelo *translog***

	$\ln G$	$W_W$	$W_K$	$W_L$	$W_E$
$\alpha$	-0,04031 (0,04)	0,00109 (0,00)	0,03473 (0,00)	0,01010 (0,00)	0,00421 (0,00)
<i>Trend</i>	0,00722 (0,01)	-0,00016 (0,00)	-0,00534 (0,00)	-0,00271 (0,00)	0,00064 (0,00)
$\ln Y$	0,99053 (0,00)	0,00002 (0,31)	-0,00244 (0,00)	-0,01540 (0,00)	-0,00200 (0,00)
$(\ln Y)^2$	0,00232 (0,00)				
$\ln P_W$	0,00109 (0,00)	0,00022 (0,00)	-0,00238 (0,01)	-0,00010 (0,43)	-0,00004 (0,67)
$\ln P_K$	0,03473 (0,00)	-0,00238 (0,01)	-0,08270 (0,00)	0,02203 (0,00)	0,00294 (0,06)
$\ln P_L$	0,01010 (0,00)	-0,00010 (0,43)	0,02203 (0,00)	0,10807 (0,00)	0,00861 (0,00)
$\ln P_E$	0,00421 (0,00)	-0,00004 (0,67)	0,00294 (0,06)	0,00861 (0,00)	-0,01173 (0,00)
$\ln P_W \ln P_W$	0,00022 (0,00)				
$\ln P_K \ln P_K$	-0,08270 (0,00)				
$\ln P_L \ln P_L$	0,10807 (0,00)				
$\ln P_E \ln P_E$	-0,01173 (0,00)				
$\ln P_W \ln P_K$	-0,00238 (0,01)				
$\ln P_W \ln P_L$	-0,00010 (0,43)				
$\ln P_W \ln P_E$	-0,00004 (0,67)				
$\ln P_K \ln P_L$	0,02203 (0,00)				
$\ln P_K \ln P_E$	0,00294 (0,06)				
$\ln P_L \ln P_E$	0,00861 (0,00)				
$\ln Y \ln P_W$	0,00002 (0,31)				
$\ln Y \ln P_K$	-0,00244 (0,00)				
$\ln Y \ln P_L$	-0,01540 (0,00)				
$\ln Y \ln P_E$	-0,00200 (0,00)				

Nota: Entre paréntesis se muestra el p-valor

## 4. Resultados y discusión

En la Tabla 10 se muestra la elasticidad precio directa de cada factor y la elasticidad estimada de la demanda de agua con respecto al nivel de producción, para el agregado y para cada rama de actividad considerada en el estudio. Estas elasticidades han sido calculadas aplicando las ecuaciones (4), (5) y (6), partiendo de los resultados de la estimación presentados en la Tabla 9.

La elasticidad precio directa del agua es -0,66 para el agregado, por lo que la demanda de agua resulta ser normal e inelástica para el conjunto de la mediana y gran industria española. Este resultado se encuentra en el rango medio de las elasticidades obtenidas en la literatura referida al sector industrial, el cual varía desde valores inferiores a -0,1 [Ziegler y Bell (1984), Canizales y Bravo (2011), Vallés y Zárata (2013)] hasta elasticidades en torno a -1,1 [Féres y Reynaud (2005), Kumar (2006)].

**Tabla 10. Elasticidades directas y elasticidad *output* para el agregado de la industria y por ramas de actividad**

	<b>E<sub>WW</sub></b>	<b>E<sub>KK</sub></b>	<b>E<sub>LL</sub></b>	<b>E<sub>EE</sub></b>	<b>E<sub>SS</sub></b>	<b>E<sub>WY</sub></b>
<b>Agregado</b>	-0,66 (0,00)	-2,75 (0,00)	-0,26 (0,00)	-1,47 (0,00)	-0,16 (0,00)	1,04 (0,00)
<b>Rama 1</b>	-0,26 (0,71)	-3,79 (0,00)	-0,81 (0,00)	-1,72 (0,00)	-0,49 (0,00)	1,13 (0,07)
<b>Rama 2</b>	-1,20 (0,00)	-1,75 (0,00)	-0,30 (0,00)	-1,12 (0,00)	-0,09 (0,00)	1,27 (0,00)
<b>Rama 3</b>	-0,65 (0,47)	-3,80 (0,00)	-0,72 (0,00)	-2,18 (0,00)	-0,49 (0,00)	1,02 (0,06)
<b>Rama 4</b>	-0,63 (0,12)	-2,35 (0,00)	-0,08 (0,32)	-0,63 (0,00)	-0,29 (0,00)	1,37 (0,00)
<b>Rama 5</b>	-0,67 (0,15)	-3,84 (0,00)	0,04 (0,61)	-1,80 (0,00)	-0,37 (0,00)	1,25 (0,00)
<b>Rama 6</b>	-0,80 (0,02)	-0,56 (0,21)	-0,19 (0,00)	-1,43 (0,00)	-0,11 (0,08)	0,87 (0,01)
<b>Rama 7</b>	-0,73 (0,03)	-1,90 (0,00)	-0,06 (0,57)	-1,13 (0,00)	-0,17 (0,00)	0,19 (0,57)
<b>Rama 8</b>	2,38 (0,33)	-1,96 (0,22)	-0,35 (0,00)	-1,62 (0,00)	-0,12 (0,23)	-1,67 (0,21)
<b>Rama 9</b>	-0,82 (0,78)	-0,80 (0,35)	0,23 (0,00)	-2,37 (0,00)	0,07 (0,17)	2,44 (0,16)
<b>Rama 10</b>	-1,28 (0,68)	-1,97 (0,03)	0,35 (0,00)	-1,56 (0,00)	-0,02 (0,76)	1,75 (0,23)
<b>Rama 11</b>	-1,08 (0,10)	-4,29 (0,00)	-0,01 (0,89)	-0,82 (0,00)	-0,24 (0,00)	2,19 (0,00)

Nota: Entre paréntesis se muestra el p-valor.

El análisis por ramas de actividad muestra que el precio del agua únicamente tiene un efecto significativo sobre la cantidad de agua demandada en las ramas 2 (alimentación, bebidas y tabaco), 6 (caucho y materias plásticas y productos minerales no metálicos diversos) y 7 (metalurgia y fabricación de productos metálicos, excepto maquinaria y equipo). En el resto de ramas de actividad, la elasticidad directa del agua no es significativa al estándar habitual del 5%. No obstante, en las ramas 4 (madera y corcho, papel y artes gráficas), 5 (industria química y farmacéutica), y 11 (industrias manufactureras diversas, reparación e instalación de maquinaria y equipo), la significatividad se sitúa entre el 10% y el 15%.

La rama 2 es la única significativa al 5% en la que la demanda de agua resulta ser elástica (-1,20). Este resultado corrobora la evidencia aportada en la literatura, donde alimentación, bebidas y tabaco suele ser una agrupación con una elevada elasticidad [Renzetti (1993), Dupont y Renzetti (1998), Malla y Gopalakrishnan (1999), Guerrero (2005), Canizales y Bravo (2011)]. Debe tenerse en cuenta que se trata de una actividad con un elevado uso de agua por unidad de producción y, consiguientemente, con una alta participación de este factor en la estructura de costes.

La elasticidad obtenida en la rama 6 (-0,80) es elevada en comparación con los resultados de otros estudios, que varían entre -0,15 y -0,78 [Babin *et al.* (1982), Renzetti (1993)], mientras que la correspondiente a la rama 7 (-0,73) se encuentra en la parte media del rango de elasticidades publicadas, entre -0,24 y -1,67 [Babin *et al.* (1982), Renzetti (1993), Wang y Lall (2002), Reynaud (2003)].

Con respecto a la elasticidad en la rama 4 (-0,63), nuestros resultados se encuentran en la parte baja de los obtenidos en otros estudios, que varían entre -0,59 y -0,91 [Babin *et al.* (1982), Renzetti (1992), Renzetti (1993), Wang y Lall (2002), Reynaud (2003), Kumar (2006)], mientras que la obtenida en la rama 5 (-0,67) se encuentra en la parte media del rango, que varía entre -0,37 y -0,96 [Wang y Lall (2002), Reynaud (2003), Kumar (2006)]. Finalmente, el resultado para la rama 11 (-1,08) es más elevado que las elasticidades obtenidas por los dos únicos estudios que se encargan de esta rama de actividad [-0,78 en el caso de Reynaud (2003) y -0,86 en Kumar (2006)].

Estos resultados indican que en las ramas con menor intensidad en el uso de agua y, por tanto, con menor participación del agua en los costes (véase Gráfico 2), la elasticidad precio directa del agua tiende a no ser significativa, al contrario de lo que sucede en las ramas con mayor consumo. En cuanto al valor de la elasticidad, entre las ramas cuya elasticidad es significativa al 5% se aprecia una ordenación relativamente clara: mayor elasticidad va asociada a una mayor intensidad en el uso de agua.

Para el resto de factores productivos, se obtiene una elasticidad superior a la obtenida para el agua, como ocurre en el caso del capital (-2,75) o de la energía (-1,47), e inferior en el caso del trabajo (-0,26) y los suministros (-0,16). En general, estos resultados son similares a los obtenidos por la literatura, si bien un poco más elevados en el caso del capital y la energía. El análisis por ramas de actividad muestra que, en general, todos los *inputs* tienen una elasticidad directa negativa y significativa.

La elasticidad de la demanda de agua con respecto al nivel de producción es de 1,04 para el agregado, por lo que el volumen de agua necesario variará (casi) proporcionalmente con su producción. Este resultado se encuentra en la parte alta del rango de elasticidades obtenidas en la literatura. En la mayoría de las ramas, esa elasticidad es significativa variando entre 0,87 (rama 6) y 2,19 (rama 11); la excepción son las ramas 7, 8, 9 y 10, caracterizadas por la baja participación del agua en los costes.

En la Tabla 11 se presentan las elasticidades de Morishima entre el factor agua y el resto de *inputs* para el agregado y por ramas de actividad (en la Tabla A4 del Apéndice se muestra esta relación también para los *inputs* no hídricos). Si consideramos el conjunto de la mediana y gran industria española, todos los *inputs* son sustitutivos, exceptuando que el precio del agua no afecta significativamente a la demanda de capital. La relación de sustituibilidad entre factores productivos está en la línea de los resultados publicados en la literatura.

El análisis por ramas de actividad revela que, en muchos casos, el precio del capital, del trabajo y de los suministros no afecta significativamente al volumen de agua demandado. De igual modo, en muchos casos, el precio del agua tampoco afecta significativamente a la cantidad demandada de los otros *inputs*. El precio de la energía es un factor determinante de la demanda de agua en todas las ramas de actividad; sin embargo, la relación no es simétrica ya que, en general, el precio del agua parece ser menos relevante en lo que respecta a la demanda de energía. Esta relación entre energía y agua está en línea con los resultados obtenidos por Dupont y Renzetti (2001) y Féres y Reynaud (2005), los dos únicos estudios que la han analizado con anterioridad.

A nuestro parecer, la fuerte relación de sustituibilidad entre el agua y la energía se debe a dos motivos. En primer lugar, aquellas empresas con capacidad para utilizar fuentes alternativas al suministro de red (autosuministro o reutilización), pueden sustituir agua de red por otro *input* hídrico. Habitualmente, la utilización de estas fuentes alternativas lleva asociado el uso de energía para el bombeo de agua, ya sea para la captación propia de agua de pozos o para posibilitar su reutilización por la propia empresa. En tal caso, se estará sustituyendo agua de red por energía en la función de producción. En segundo lugar, el ahorro de agua por parte de las empresas se logra en muchos casos mediante la sustitución de procesos tradicionales, altamente consumidores de



agua, por procesos mecanizados, que requieren un menor uso de este recurso pero conllevan un mayor consumo energético.

**Tabla 11. Elasticidades de Morishima entre el factor agua y el resto de *inputs* para el agregado de la industria y por ramas de actividad**

	$M_{KW}$	$M_{LW}$	$M_{EW}$	$M_{SW}$	$M_{WK}$	$M_{WL}$	$M_{WE}$	$M_{WS}$
<b>Agregado</b>	-0,90 (0,53)	0,27 (0,00)	0,82 (0,00)	0,66 (0,00)	0,61 (0,00)	0,20 (0,00)	1,53 (0,00)	1,43 (0,00)
<b>Rama 1</b>	5,17 (0,44)	0,85 (0,00)	0,80 (0,01)	0,29 (0,68)	0,27 (0,70)	0,79 (0,01)	1,72 (0,00)	2,45 (0,01)
<b>Rama 2</b>	6,81 (0,00)	0,33 (0,00)	0,43 (0,00)	1,25 (0,00)	1,36 (0,00)	0,29 (0,00)	1,14 (0,00)	1,92 (0,00)
<b>Rama 3</b>	-2,35 (0,48)	0,96 (0,00)	0,84 (0,00)	0,66 (0,47)	0,48 (0,59)	1,18 (0,00)	2,19 (0,00)	2,31 (0,06)
<b>Rama 4</b>	-2,04 (0,54)	0,11 (0,25)	-0,31 (0,10)	0,63 (0,12)	0,59 (0,15)	0,40 (0,00)	0,56 (0,00)	0,34 (0,67)
<b>Rama 5</b>	5,30 (0,11)	-0,06 (0,55)	0,38 (0,01)	0,63 (0,17)	0,70 (0,14)	0,27 (0,14)	1,90 (0,00)	0,71 (0,20)
<b>Rama 6</b>	-3,89 (0,17)	0,21 (0,02)	0,41 (0,00)	0,80 (0,02)	0,74 (0,03)	0,18 (0,23)	1,49 (0,00)	1,27 (0,08)
<b>Rama 7</b>	-0,50 (0,85)	0,08 (0,57)	-0,23 (0,34)	0,73 (0,03)	0,69 (0,04)	0,23 (0,18)	1,08 (0,00)	1,48 (0,03)
<b>Rama 8</b>	-100,02 (0,00)	0,38 (0,00)	0,12 (0,54)	-2,29 (0,34)	-3,22 (0,19)	0,20 (0,21)	1,61 (0,00)	4,32 (0,10)
<b>Rama 9</b>	16,24 (0,03)	-0,33 (0,00)	-0,39 (0,28)	0,86 (0,78)	0,96 (0,75)	-0,36 (0,00)	2,37 (0,00)	3,60 (0,23)
<b>Rama 10</b>	-25,71 (0,00)	-0,46 (0,00)	0,26 (0,44)	1,52 (0,63)	0,95 (0,76)	-0,42 (0,01)	1,59 (0,00)	6,51 (0,00)
<b>Rama 11</b>	10,81 (0,01)	0,01 (0,94)	0,10 (0,61)	1,05 (0,11)	1,16 (0,08)	0,23 (0,16)	0,83 (0,00)	-0,32 (0,81)

Nota: Entre paréntesis se muestra el p-valor.

El análisis por regiones, atendiendo a su grado de aridez (regiones húmedas y áridas) y al precio por el acceso al recurso (regiones con precios bajos y altos), se resume en la Tabla 12. En conjunto, esos resultados demuestran que la demanda de agua es normal e inelástica en todos los casos y que la elasticidad varía según el grado de aridez y el nivel de precios.

**Tabla 12. Elasticidades directas y elasticidad *output* por regiones**

	<b>E<sub>WW</sub></b>	<b>E<sub>KK</sub></b>	<b>E<sub>LL</sub></b>	<b>E<sub>EE</sub></b>	<b>E<sub>SS</sub></b>	<b>E<sub>WY</sub></b>
<b>Según el grado de aridez</b>						
Regiones húmedas	-0,69 (0,00)	0,21 (0,75)	-0,35 (0,00)	-1,00 (0,00)	0,04 (0,42)	0,98 (0,00)
Regiones áridas	-0,56 (0,00)	-3,88 (0,00)	-0,19 (0,00)	-1,81 (0,00)	-0,25 (0,00)	1,04 (0,00)
<b>Según el precio del agua</b>						
Regiones con precios bajos	-0,75 (0,06)	1,36 (0,09)	-0,26 (0,00)	-1,11 (0,00)	0,13 (0,02)	0,74 (0,00)
Regiones con precios altos	-0,60 (0,03)	-2,77 (0,00)	-0,26 (0,00)	-1,79 (0,00)	-0,21 (0,00)	1,04 (0,00)

Nota: Entre paréntesis se muestra el p-valor.

Parece claro que las regiones más húmedas, y las que tienen un menor precio del agua, tienen una demanda de agua más elástica. Este resultado es razonable puesto que en estas regiones las fuentes alternativas al suministro de red son más accesibles y, por tanto, ante incrementos en el precio del agua de red, los usuarios tenderán más facilidad para responder sustituyendo agua de red por agua autosuministrada. Además, puesto que en estas regiones se suele hacer un uso menos eficiente del recurso, los usuarios disponen de mayor margen para reducir el consumo, mejorando la eficiencia para controlar de esta forma el gasto en agua. Por el contrario, en las regiones áridas, así como en las que tienen precios elevados, la elasticidad precio directa es ligeramente inferior. Esto puede deberse a que, en las zonas con climas más secos, el acceso a recursos hídricos alternativos al suministro de red es más difícil y los usuarios suelen hacer un uso más eficiente del recurso por lo que, ante aumentos en el precio, tienen un menor margen de mejora.

Por otra parte, se observa que la elasticidad *output* es superior en las regiones más áridas y con precios más elevados. El razonamiento detrás de este resultado puede ser el mismo que en el caso de la elasticidad precio directa.

Finalmente, en la Tabla 13 incluimos las elasticidades de sustitución de Morishima entre el factor agua y el resto de *inputs* por regiones (en la Tabla A4 del Apéndice se presentan estas elasticidades para el resto de factores). Los resultados indican que, con carácter general, los *inputs* son sustitutivos, aunque en algunos casos las elasticidades no son significativas. De nuevo, destaca que el agua y la energía son sustitutivos en todos los tipos de regiones.

**Tabla 13. Elasticidades de Morishima entre el factor agua y el resto de *inputs* por regiones**

	$E_{KW}$	$E_{LW}$	$E_{EW}$	$E_{SW}$	$E_{WK}$	$E_{WL}$	$E_{WE}$	$E_{WS}$
<b>Según el grado de aridez</b>								
Regiones húmedas	-3,92 (0,06)	0,49 (0,03)	0,93 (0,00)	4,29 (0,03)	0,64 (0,00)	0,69 (0,00)	0,69 (0,00)	0,70 (0,00)
Regiones áridas	-0,01 (1,00)	0,10 (0,75)	1,76 (0,00)	4,85 (0,01)	0,51 (0,01)	0,56 (0,00)	0,56 (0,00)	0,56 (0,00)
<b>Según el precio del agua</b>								
Regiones con precios bajos	-17,10 (0,00)	1,29 (0,02)	1,07 (0,01)	15,36 (0,00)	0,53 (0,20)	0,75 (0,06)	0,75 (0,06)	0,76 (0,06)
Regiones con precios altos	4,43 (0,04)	-0,07 (0,85)	1,79 (0,00)	-0,51 (0,80)	0,62 (0,03)	0,60 (0,03)	0,60 (0,03)	0,60 (0,03)

Nota: Entre paréntesis se muestra el p-valor.

## 5. Conclusiones

Este estudio ha analizado los determinantes de la demanda de agua en la industria española, prestando una especial atención a las diferencias sectoriales y regionales.

Los resultados obtenidos para el agregado de la mediana y gran industria española indican que los precios son un instrumento eficaz para incentivar a los usuarios a reducir su consumo de agua y contribuir a la sostenibilidad en el uso del recurso. No obstante, el valor de la elasticidad de la demanda (-0,66) implica que para conseguir una determinada reducción porcentual de la cantidad de agua utilizada se requiere de un incremento porcentual muy superior del precio del agua, lo cual puede disuadir a algunos decisores públicos del uso de este instrumento por el coste político que les puede ocasionar. En contrapartida, este valor de la elasticidad posibilita que el incremento de precios se traduzca en un incremento de los ingresos obtenidos por la prestación del servicio de suministro de agua potable y recogida y tratamiento de aguas residuales, necesario en muchos casos para conseguir la plena recuperación de los costes en el servicio y contribuir, así, al equilibrio de los presupuestos municipales y regionales. La experiencia española en cuanto a la evolución de los precios permite ser optimista, ya que muestra una clara apuesta por la sostenibilidad en el uso del agua y por la recuperación de costes.

El análisis sectorial y regional realizado revela una notable heterogeneidad, ya que las diferentes ramas de actividad y regiones reaccionan con distinta intensidad en lo que respecta al uso de agua frente a las variaciones en su precio.

Por un lado, observamos que en las ramas de actividad en las que el agua tiene una mayor participación en los costes totales la elasticidad de la demanda de agua tiende a ser significativa

y su valor crece con dicha participación. Esto implica que la utilización de los precios como instrumento para disminuir el uso de agua en la industria sólo va a ser eficaz en las ramas de actividad con mayor intensidad en el uso de agua, aunque no en todas. Además, esta eficacia va a ir perdiendo fuerza conforme las empresas vayan reduciendo la intensidad de uso, circunstancia que nuestros datos constatan que está sucediendo en el caso de España. De hecho, el modelo que hemos estimado corrobora este resultado, puesto que el coeficiente de la variable tendencia de la ecuación de participación en costes del agua es significativo y tiene signo negativo. Por tanto, la política de precios debería complementarse necesariamente con la utilización de otros instrumentos de gestión de la demanda para conseguir que todas las ramas de actividad contribuyan a la sostenibilidad en el uso del agua y para compensar su pérdida progresiva de eficacia.

Por otro lado, los resultados desagregados por regiones nos muestran que, en las regiones más húmedas, al igual que las que tienen precios del agua más bajos, los incrementos en el precio se traducen en mayores reducciones de la demanda de agua de red, probablemente por la sustitución de este tipo de agua por otras fuentes alternativas de suministro y por el aprovechamiento del margen de mejora en la eficiencia de su uso. Por el contrario, en las regiones áridas, así como en las que tienen precios más altos, aunque el incremento del precio surte efecto, la reducción obtenida en el uso de agua es menor. Este resultado es, en cierto modo, preocupante ya que muestra que allí donde es más necesario reducir el uso de agua, los precios son menos eficaces para lograrlo. Por tanto, en un contexto de creciente escasez de agua, debido al cambio climático, y precios cada vez más elevados es necesario potenciar el uso de otros instrumentos para contribuir a la sostenibilidad del sistema.

La política de precios del agua no sólo afecta al consumo de agua, sino que también condiciona el uso de los otros factores productivos, especialmente del *input* energía (elasticidad de 0,82). Así, el incremento en el precio del agua lleva a las empresas a sustituir agua por energía como consecuencia del uso de fuentes alternativas al agua de red o por la introducción de procesos más mecanizados. Esto constituye un serio problema desde el punto de vista de la sostenibilidad ambiental, ya que el cambio climático está directamente vinculado al consumo de energía. Por tanto, decisores públicos deberían prestar atención a cómo las políticas dirigidas a reducir el uso de agua de red pueden afectar al consumo de energía y adoptar medidas para favorecer que la industria aplique las tecnologías más eficientes en el uso de la energía vinculada al uso de agua mediante, por ejemplo, el asesoramiento técnico o la concesión de ayudas financieras. Por otra parte, los decisores públicos deberán tener en cuenta que los incrementos en el precio de la energía

implican un mayor consumo de agua (elasticidad de 1,53), dificultando las políticas de conservación del recurso.

Los resultados agregados permiten, además, identificar el nivel de producción como un determinante significativo de la demanda de agua (elasticidad de 1,04). Por tanto, cualquier política que tenga como objetivo reducir el uso de agua por la industria y contribuir a su sostenibilidad debería adoptar medidas para reducir esa elasticidad. Para ello puede ser necesario recurrir a instrumentos como la regulación (estándares técnicos) o el apoyo financiero a la innovación tecnológica dirigida al ahorro de agua. Dado que la elasticidad de la demanda respecto al *output* muestra una gran variabilidad entre ramas de actividad debería prestarse especial atención a las ramas en que esa elasticidad es significativa y más elevada.

# Apéndice A. Resultados adicionales

Tabla A1. Test de raíz unitaria por ramas de actividad

	LLC	IPS	Fisher				HADRI	Conclusión
			P	Z	L	Pm		
<i>lnY</i>								
rama 1	0,07	0,00	0,05	0,23	0,25	0,04	0,00	I(1)
rama 2	0,07	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	I(0)
rama 3	0,97	0,16	0,21	0,91	0,86	0,22	0,00	I(1)
rama 4	0,03	0,00	0,00	0,13	0,00	0,00	0,00	I(0)
rama 5	0,00	0,00	0,25	0,39	0,39	0,27	0,00	I(1)
rama 6	0,92	0,51	0,98	1,00	1,00	0,96	0,00	I(1)
rama 7	0,99	0,14	0,30	0,94	0,97	0,32	0,00	I(1)
rama 8	0,23	0,01	0,33	0,64	0,62	0,36	0,00	I(1)
rama 9	0,49	0,00	0,06	0,31	0,32	0,05	0,00	I(1)
rama 10	0,00	0,00	0,08	0,02	0,03	0,07	0,00	I(0)
rama 11	0,00	0,00	0,12	0,15	0,14	0,12	0,00	I(1)
<i>ln Q<sub>K</sub></i>								
rama 1	0,00	0,18	0,76	0,95	0,94	0,77	0,00	I(1)
rama 2	0,16	0,18	0,61	0,97	0,97	0,63	0,00	I(1)
rama 3	0,00	0,75	1,00	1,00	1,00	0,99	0,00	I(1)
rama 4	0,00	0,40	0,85	0,98	0,98	0,84	0,00	I(1)
rama 5	0,00	0,79	0,99	1,00	1,00	0,98	0,00	I(1)
rama 6	0,00	0,09	0,28	0,70	0,65	0,31	0,00	I(1)
rama 7	0,00	0,11	0,87	0,88	0,88	0,86	0,00	I(1)
rama 8	0,00	0,87	0,00	0,98	0,23	0,00	0,00	I(1)
rama 9	0,00	0,52	0,76	0,92	0,90	0,77	0,00	I(1)
rama 10	0,00	0,30	0,54	0,77	0,76	0,57	0,00	I(1)
rama 11	0,00	0,96	1,00	1,00	1,00	1,00	0,00	I(1)
<i>ln Q<sub>L</sub></i>								
rama 1	0,40	0,00	0,28	0,32	0,34	0,30	0,00	I(1)
rama 2	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	I(0)
rama 3	0,95	0,01	0,04	0,43	0,43	0,03	0,00	I(1)
rama 4	0,04	0,00	0,00	0,05	0,01	0,00	0,00	I(0)
rama 5	0,00	0,00	0,05	0,18	0,18	0,04	0,00	I(0)
rama 6	0,58	0,63	1,00	1,00	1,00	0,99	0,00	I(1)
rama 7	1,00	0,03	0,09	0,28	0,32	0,08	0,00	I(1)
rama 8	0,48	0,16	0,22	0,91	0,88	0,23	0,00	I(1)
rama 9	0,52	0,00	0,01	0,20	0,13	0,00	0,00	I(1)
rama 10	0,84	0,07	0,84	0,91	0,90	0,84	0,00	I(1)
rama 11	0,03	0,00	0,07	0,15	0,11	0,06	0,00	I(1)
<i>ln Q<sub>W</sub></i>								
rama 1	0,29	0,12	0,28	0,24	0,23	0,30	0,00	I(1)
rama 2	0,73	0,42	0,74	0,68	0,69	0,75	0,00	I(1)
rama 3	0,01	0,04	0,04	0,08	0,07	0,03	0,00	I(0)
rama 4	0,33	0,47	0,87	0,75	0,73	0,87	0,00	I(1)
rama 5	0,20	0,64	0,67	0,56	0,50	0,69	0,00	I(1)
rama 6	0,54	0,54	0,59	0,80	0,80	0,62	0,00	I(1)
rama 7	0,71	0,45	0,39	0,71	0,71	0,42	0,00	I(1)
rama 8	0,13	0,67	0,96	0,91	0,89	0,94	0,00	I(1)
rama 9	0,58	0,32	0,51	0,58	0,52	0,54	0,00	I(1)
rama 10	0,71	0,96	1,00	1,00	1,00	0,99	0,00	I(1)
rama 11	0,03	0,01	0,05	0,02	0,03	0,04	0,00	I(0)

	LLC	IPS	Fisher				HADRI	Conclusión
			P	Z	L	Pm		
<i>lnQ<sub>E</sub></i>								
rama 1	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	0,02	0,00	I(0)
rama 2	0,76	0,40	0,67	0,67	0,65	0,69	0,00	I(1)
rama 3	0,16	0,13	0,13	0,24	0,20	0,13	0,00	I(1)
rama 4	0,22	0,55	0,49	0,82	0,78	0,52	0,00	I(1)
rama 5	0,00	0,12	0,26	0,23	0,23	0,28	0,00	I(1)
rama 6	0,52	0,95	0,38	0,96	0,95	0,41	0,00	I(1)
rama 7	0,07	0,52	0,86	0,78	0,78	0,86	0,00	I(1)
rama 8	0,98	0,78	0,90	0,95	0,95	0,89	0,00	I(1)
rama 9	0,95	0,40	0,46	0,66	0,62	0,49	0,00	I(1)
rama 10	0,98	0,99	1,00	1,00	1,00	0,99	0,00	I(1)
rama 11	0,44	0,69	0,44	0,63	0,64	0,48	0,00	I(1)
<i>lnP<sub>L</sub></i>								
rama 1	0,16	0,72	0,93	0,92	0,92	0,91	0,00	I(1)
rama 2	0,88	0,77	0,75	0,92	0,94	0,76	0,00	I(1)
rama 3	0,96	0,82	0,29	0,93	0,93	0,32	0,00	I(1)
rama 4	0,64	0,33	0,60	0,57	0,57	0,63	0,00	I(1)
rama 5	0,60	0,13	0,29	0,26	0,25	0,31	0,00	I(1)
rama 6	0,83	0,56	0,17	0,78	0,72	0,17	0,00	I(1)
rama 7	1,00	0,26	0,18	0,45	0,46	0,19	0,00	I(1)
rama 8	0,00	0,00	0,00	0,03	0,00	0,00	0,00	I(0)
rama 9	0,98	0,97	0,98	1,00	1,00	0,97	0,00	I(1)
rama 10	1,00	0,90	0,77	0,99	0,99	0,78	0,00	I(1)
rama 11	0,53	0,42	0,46	0,68	0,65	0,49	0,00	I(1)
<i>lnGT</i>								
rama 1	0,01	0,00	0,03	0,11	0,10	0,02	0,00	I(0)
rama 2	0,11	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	I(0)
rama 3	0,73	0,04	0,21	0,80	0,70	0,23	0,00	I(1)
rama 4	0,02	0,00	0,00	0,04	0,00	0,00	0,00	I(0)
rama 5	0,00	0,00	0,17	0,25	0,27	0,17	0,00	I(1)
rama 6	0,25	0,20	0,99	1,00	0,99	0,98	0,00	I(1)
rama 7	0,80	0,01	0,13	0,50	0,58	0,13	0,00	I(1)
rama 8	0,03	0,00	0,46	0,58	0,61	0,49	0,00	I(1)
rama 9	0,23	0,01	0,24	0,58	0,61	0,26	0,00	I(1)
rama 10	0,23	0,01	0,47	0,59	0,59	0,50	0,00	I(1)
rama 11	0,00	0,00	0,12	0,14	0,13	0,12	0,00	I(1)

Nota: En la tabla se muestra el p-valor. Únicamente se muestran los resultados de las variables en niveles, puesto que para las variables en diferencias se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en todos los casos. Las variables de serie temporal (precio del capital y precios energéticos) y la variable precio del agua no se han considerado en este caso porque son variables sin variación por ramas de actividad. El test de Fisher combina los p-valores usando la inversa de la distribución chi-cuadrado (P), la inversa de la normal (Z), la inversa de las transformaciones logit (L) y una versión modificada de la inversa de la transformación chi-cuadrado propuesta por Choi (2001) (Pm).

Tabla A2. Test de raíz unitaria por comunidades autónomas

	LLC	IPS	Fisher				HADRI	Conclusión		LLC	IPS	Fisher				HADRI	Conclusión	
			P	Z	L	Pm						P	Z	L	Pm			
<b>lnY</b>																		
CCAA 1	0,06	0,10	0,41	0,77	0,82	0,45	0,00	I(1)	CCAA 1	0,80	0,63	0,04	0,85	0,64	0,02	0,00	I(1)	
CCAA 2	0,43	0,06	0,28	0,70	0,68	0,30	0,00	I(1)	CCAA 2	0,15	0,26	0,49	0,42	0,42	0,53	0,00	I(1)	
CCAA 3	0,05	0,01	0,39	0,46	0,42	0,43	0,00	I(1)	CCAA 3	0,01	0,04	0,03	0,06	0,04	0,02	0,00	I(0)	
CCAA 4	0,80	0,00	0,08	0,27	0,21	0,06	0,00	I(1)	CCAA 4	0,40	0,90	0,99	0,98	0,98	0,97	0,00	I(1)	
CCAA 5	0,52	0,25	0,97	0,99	0,98	0,95	0,00	I(1)	CCAA 5	0,56	0,55	0,77	0,77	0,77	0,78	0,00	I(1)	
CCAA 6	0,75	0,04	0,72	0,75	0,77	0,74	0,00	I(1)	CCAA 6	0,71	0,31	0,07	0,53	0,35	0,06	0,00	I(1)	
CCAA 7	0,18	0,00	0,06	0,22	0,26	0,04	0,00	I(1)	CCAA 7	0,89	0,77	0,98	0,94	0,92	0,96	0,00	I(1)	
CCAA 8	0,11	0,15	0,40	0,83	0,77	0,43	0,00	I(1)	CCAA 8	0,17	0,24	0,08	0,39	0,29	0,07	0,00	I(1)	
CCAA 9	0,56	0,33	0,99	0,99	0,98	0,97	0,00	I(1)	CCAA 9	0,28	0,46	0,69	0,69	0,66	0,71	0,00	I(1)	
CCAA 10	0,04	0,20	0,94	0,95	0,95	0,92	0,00	I(1)	CCAA 10	0,01	0,31	0,23	0,47	0,46	0,24	0,00	I(1)	
CCAA 11	0,01	0,02	0,48	0,48	0,51	0,52	0,00	I(1)	CCAA 11	0,09	0,83	0,97	0,96	0,95	0,94	0,00	I(1)	
CCAA 12	0,17	0,01	0,12	0,30	0,23	0,12	0,00	I(1)	CCAA 12	0,06	0,03	0,11	0,03	0,04	0,10	0,00	I(1)	
CCAA 13	0,22	0,31	0,96	0,98	0,98	0,94	0,00	I(1)	CCAA 13	0,24	0,63	0,84	0,83	0,84	0,84	0,00	I(1)	
CCAA 14	0,91	0,19	0,00	0,65	0,22	0,00	0,00	I(1)	CCAA 14	0,75	0,92	0,99	0,99	0,99	0,97	0,00	I(1)	
CCAA 15	0,50	0,03	0,32	0,58	0,54	0,35	0,00	I(1)	CCAA 15	0,21	0,07	0,08	0,10	0,09	0,06	0,00	I(1)	
CCAA 16	0,00	0,00	0,01	0,01	0,02	0,01	0,00	I(0)	CCAA 16	0,95	0,76	0,77	0,91	0,93	0,78	0,00	I(1)	
CCAA 17	0,17	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	I(0)	CCAA 17	1,00	0,91	0,98	0,99	0,99	0,96	0,00	I(1)	
<b>lnQ<sub>K</sub></b>									<b>lnP<sub>L</sub></b>									
CCAA 1	0,28	0,95	1,00	1,00	1,00	0,98	0,00	I(1)	CCAA 1	0,82	0,93	0,82	0,99	0,98	0,82	0,00	I(1)	
CCAA 2	0,00	0,94	0,99	0,99	0,99	0,97	0,00	I(1)	CCAA 2	0,75	0,64	0,77	0,85	0,84	0,78	0,00	I(1)	
CCAA 3	0,00	0,88	0,99	0,98	0,97	0,98	0,00	I(1)	CCAA 3	0,27	0,39	0,80	0,59	0,59	0,81	0,00	I(1)	
CCAA 4	0,00	1,00	0,24	1,00	1,00	0,26	0,00	I(1)	CCAA 4	0,52	0,39	0,61	0,61	0,59	0,65	0,00	I(1)	
CCAA 5	0,00	0,94	0,91	1,00	1,00	0,89	0,00	I(1)	CCAA 5	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	I(0)	
CCAA 6	0,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,99	0,00	I(1)	CCAA 6	0,28	0,17	0,15	0,24	0,26	0,15	0,00	I(1)	
CCAA 7	0,00	0,90	0,94	0,94	0,93	0,92	0,00	I(1)	CCAA 7	0,32	0,21	0,06	0,37	0,24	0,05	0,00	I(1)	
CCAA 8	0,00	0,54	0,55	0,97	0,96	0,59	0,00	I(1)	CCAA 8	0,49	0,49	0,42	0,69	0,71	0,46	0,00	I(1)	
CCAA 9	0,19	0,95	1,00	1,00	1,00	0,99	0,00	I(1)	CCAA 9	0,85	0,42	0,67	0,63	0,64	0,70	0,00	I(1)	
CCAA 10	0,22	0,71	0,01	0,96	0,77	0,01	0,00	I(1)	CCAA 10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	I(0)	
CCAA 11	0,00	0,92	0,99	0,97	0,97	0,96	0,00	I(1)	CCAA 11	1,00	0,90	0,87	0,98	0,98	0,86	0,00	I(1)	
CCAA 12	0,00	0,79	0,81	0,99	0,99	0,81	0,00	I(1)	CCAA 12	0,30	0,33	0,33	0,53	0,50	0,36	0,00	I(1)	
CCAA 13	0,09	0,88	0,83	1,00	1,00	0,83	0,00	I(1)	CCAA 13	0,85	0,67	0,69	0,87	0,87	0,71	0,00	I(1)	
CCAA 14	0,00	0,93	1,00	1,00	1,00	0,99	0,00	I(1)	CCAA 14	0,94	0,86	0,83	0,97	0,97	0,83	0,00	I(1)	
CCAA 15	0,00	0,29	0,09	0,58	0,43	0,07	0,00	I(1)	CCAA 15	0,10	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	I(0)	
CCAA 16	0,45	0,90	0,47	0,87	0,83	0,51	0,00	I(1)	CCAA 16	0,32	0,26	0,19	0,38	0,44	0,20	0,00	I(1)	
CCAA 17	0,00	0,82	1,00	0,99	0,99	0,98	0,00	I(1)	CCAA 17	0,95	0,57	0,87	0,78	0,78	0,86	0,00	I(1)	
<b>lnQ<sub>L</sub></b>									<b>lnGT</b>									
CCAA 1	0,24	0,37	0,95	0,99	0,99	0,92	0,00	I(1)	CCAA 1	0,08	0,10	0,56	0,84	0,87	0,60	0,00	I(1)	
CCAA 2	0,63	0,01	0,03	0,26	0,27	0,02	0,00	I(1)	CCAA 2	0,43	0,11	0,33	0,82	0,81	0,36	0,00	I(1)	
CCAA 3	0,59	0,05	0,09	0,18	0,15	0,08	0,00	I(1)	CCAA 3	0,05	0,01	0,38	0,50	0,45	0,41	0,00	I(1)	
CCAA 4	0,91	0,91	1,00	1,00	1,00	0,99	0,00	I(1)	CCAA 4	0,19	0,06	0,75	0,84	0,84	0,76	0,00	I(1)	
CCAA 5	0,54	0,43	0,49	0,98	0,98	0,53	0,00	I(1)	CCAA 5	0,39	0,28	0,86	0,97	0,97	0,85	0,00	I(1)	
CCAA 6	0,71	0,04	0,36	0,82	0,81	0,40	0,00	I(1)	CCAA 6	0,61	0,02	0,67	0,61	0,63	0,70	0,00	I(1)	
CCAA 7	0,56	0,15	0,93	0,98	0,98	0,91	0,00	I(1)	CCAA 7	0,22	0,01	0,11	0,37	0,40	0,11	0,00	I(1)	
CCAA 8	0,52	0,60	0,65	0,98	0,98	0,68	0,00	I(1)	CCAA 8	0,09	0,08	0,40	0,78	0,75	0,44	0,00	I(1)	
CCAA 9	0,15	0,51	0,98	0,99	0,99	0,96	0,00	I(1)	CCAA 9	0,63	0,49	1,00	1,00	1,00	0,98	0,00	I(1)	
CCAA 10	0,45	0,58	1,00	1,00	1,00	0,98	0,00	I(1)	CCAA 10	0,03	0,16	0,75	0,87	0,88	0,76	0,00	I(1)	
CCAA 11	0,78	0,12	0,25	0,76	0,81	0,27	0,00	I(1)	CCAA 11	0,18	0,19	0,87	0,94	0,93	0,86	0,00	I(1)	
CCAA 12	0,07	0,02	0,08	0,39	0,31	0,07	0,00	I(1)	CCAA 12	0,33	0,01	0,24	0,45	0,41	0,25	0,00	I(1)	
CCAA 13	0,91	0,94	0,99	1,00	1,00	0,98	0,00	I(1)	CCAA 13	0,08	0,19	0,97	0,95	0,94	0,95	0,00	I(1)	
CCAA 14	0,17	0,18	0,09	0,91	0,90	0,09	0,00	I(1)	CCAA 14	0,88	0,10	0,00	0,51	0,12	0,00	0,00	I(1)	
CCAA 15	0,05	0,00	0,24	0,08	0,09	0,26	0,00	I(1)	CCAA 15	0,24	0,01	0,11	0,37	0,27	0,10	0,00	I(1)	
CCAA 16	0,44	0,16	0,74	0,92	0,95	0,76	0,00	I(1)	CCAA 16	0,00	0,00	0,31	0,18	0,20	0,34	0,00	I(1)	
CCAA 17	0,33	0,01	0,07	0,31	0,19	0,05	0,00	I(1)	CCAA 17	0,23	0,00	0,06	0,03	0,03	0,04	0,00	I(0)	
<b>lnQ<sub>W</sub></b>									<b>lnP<sub>W</sub></b>	<b>ADF</b>	<b>PP</b>	<b>DFGLS 1 LAG</b>	<b>DFGLS 2 LAG</b>					
CCAA 1	0,31	0,67	0,71	0,88	0,85	0,73	0,00	I(1)	CCAA 1	0,88	0,83	-1,18	-(3,50)	-0,90	-(3,28)		I(1)	
CCAA 2	0,98	0,75	0,74	0,89	0,91	0,75	0,00	I(1)	CCAA 2	0,14	0,15	-1,90	-(3,50)	-1,58	-(3,28)		I(1)	
CCAA 3	0,13	0,28	0,20	0,47	0,39	0,22	0,00	I(1)	CCAA 3	0,00	0,00	-2,13	-(3,50)	-2,15	-(3,28)		NC	
CCAA 4	0,18	0,19	0,00	0,39	0,10	0,00	0,00	I(1)	CCAA 4	0,39	0,37	-1,30	-(3,50)	-1,46	-(3,28)		I(1)	
CCAA 5	0,71	0,68	0,72	0,87	0,87	0,74	0,00	I(1)	CCAA 5	0,98	0,98	-0,73	-(3,50)	-1,31	-(3,28)		I(1)	
CCAA 6	0,05	0,11	0,22	0,17	0,18	0,23	0,00	I(1)	CCAA 6	0,04	0,04	-1,26	-(3,50)	-1,33	-(3,28)		NC	
CCAA 7	0,17	0,00	0,04	0,01	0,01	0,02	0,00	I(0)	CCAA 7	0,59	0,55	-1,60	-(3,50)	-1,64	-(3,28)		I(1)	
CCAA 8	0,51	0,07	0,03	0,13	0,06	0,02	0,00	I(1)	CCAA 8	0,22	0,18	-2,39	-(3,50)	-2,03	-(3,28)		I(1)	
CCAA 9	0,62	0,97	1,00	1,00	1,00	0,98	0,00	I(1)	CCAA 9	0,90	0,83	-0,94	-(3,50)	-1,20	-(3,28)		I(1)	
CCAA 10	0,18	0,54	0,75	0,74	0,76	0,76	0,00	I(1)	CCAA 10	0,83	0,82	-1,44	-(3,50)	-1,25	-(3,28)		I(1)	
CCAA 11	0,00	0,01	0,03	0,01	0,02	0,02	0,00	I(0)	CCAA 11	0,19	0,19	-2,70	-(3,50)	-3,91	-(3,28)		I(1)	
CCAA 12	0,68	0,59	0,46	0,78	0,79	0,50	0,00	I(1)	CCAA 12	0,41	0,38	-2,11	-(3,50)	-1,90	-(3,28)		I(1)	
CCAA 13	0,43	0																

**Tabla A3. Test de raíz unitaria robustos a correlación transversal por ramas de actividad**

	CIPS	MP	CHOI	BNG	Conclusión
<b><i>lnY</i></b>					
rama 1	0,64	0,20	0,04	0,05	NC
rama 2	0,24	0,00	0,02	0,11	NC
rama 3	0,96	0,00	0,54	0,08	I(1)
rama 4	0,01	0,03	1,00	0,97	NC
rama 5	0,02	0,00	0,65	0,24	NC
rama 6	0,03	0,00	1,00	0,82	NC
rama 7	0,01	0,00	1,00	0,95	NC
rama 8	0,86	0,00	1,00	0,97	I(1)
rama 9	0,25	0,00	1,00	0,32	I(1)
rama 10	0,30	0,00	0,93	0,68	I(1)
rama 11	0,34	0,00	0,96	0,15	I(1)
<b><i>lnQ<sub>K</sub></i></b>					
rama 1	0,11	0,04	0,51	0,00	NC
rama 2	0,71	0,00	1,00	-	I(1)
rama 3	0,01	0,00	1,00	0,09	NC
rama 4	0,01	0,02	1,00	0,83	NC
rama 5	0,75	0,17	0,35	0,46	I(1)
rama 6	0,01	0,20	1,00	-	I(1)
rama 7	0,02	0,00	1,00	0,16	NC
rama 8	0,02	0,00	0,79	0,98	NC
rama 9	0,13	0,23	1,00	0,82	I(1)
rama 10	0,01	0,23	1,00	0,29	I(1)
rama 11	0,01	0,01	1,00	0,93	NC
<b><i>lnQ<sub>L</sub></i></b>					
rama 1	0,31	0,00	0,87	0,86	I(1)
rama 2	0,01	0,00	0,99	-	I(0)
rama 3	0,78	0,00	1,00	0,24	I(1)
rama 4	0,06	0,00	1,00	0,79	I(1)
rama 5	0,29	0,00	0,89	0,40	I(1)
rama 6	0,46	0,00	1,00	0,15	I(1)
rama 7	0,09	0,00	1,00	1,00	I(1)
rama 8	0,98	0,00	1,00	0,93	I(1)
rama 9	0,49	0,00	1,00	-	I(1)
rama 10	0,68	0,00	0,86	0,75	I(1)
rama 11	0,99	0,00	0,48	0,66	I(1)
<b><i>lnQ<sub>W</sub></i></b>					
rama 1	0,21	0,00	0,00	0,72	NC
rama 2	0,48	0,00	0,00	-	I(0)
rama 3	0,79	0,00	0,00	0,99	NC
rama 4	0,32	0,00	0,15	0,57	I(1)
rama 5	0,73	0,00	0,04	-	I(0)
rama 6	0,35	0,00	0,56	-	I(1)
rama 7	0,51	0,00	0,00	0,69	NC
rama 8	0,85	0,00	0,15	-	I(1)
rama 9	0,01	0,00	0,00	0,93	I(0)
rama 10	0,06	0,00	0,12	0,92	I(1)
rama 11	0,11	0,00	0,00	0,25	NC

	CIPS	MP	CHOI	BNG	Conclusión
<b><i>lnQ<sub>E</sub></i></b>					
rama 1	0,28	0,00	0,02	0,94	NC
rama 2	0,13	0,00	0,11	-	I(1)
rama 3	0,93	0,00	0,97	0,73	I(1)
rama 4	0,06	0,00	0,98	0,27	I(1)
rama 5	0,63	0,00	0,00	-	I(0)
rama 6	0,03	0,00	1,00	0,85	NC
rama 7	0,36	0,00	0,98	0,13	I(1)
rama 8	0,04	0,00	0,76	0,96	NC
rama 9	0,02	0,00	0,98	0,38	NC
rama 10	0,01	0,00	0,07	0,72	NC
rama 11	0,03	0,00	0,56	0,90	NC
<b><i>lnP<sub>L</sub></i></b>					
rama 1	0,86	0,00	0,00	0,00	I(0)
rama 2	0,07	0,00	0,85	0,19	I(1)
rama 3	0,05	0,00	0,00	0,93	I(0)
rama 4	0,43	0,00	0,00	0,71	NC
rama 5	0,03	0,00	0,00	0,00	I(0)
rama 6	0,24	0,00	0,03	0,17	NC
rama 7	0,01	0,00	0,37	-	I(0)
rama 8	0,10	0,00	0,04	0,54	NC
rama 9	0,24	0,00	0,30	0,00	NC
rama 10	0,12	0,00	0,09	0,23	I(1)
rama 11	0,01	0,00	0,05	0,54	I(0)
<b><i>lnGT</i></b>					
rama 1	0,61	0,39	0,00	0,21	I(1)
rama 2	0,28	0,00	0,00	0,56	NC
rama 3	0,96	0,00	0,46	0,12	I(1)
rama 4	0,01	0,00	0,96	0,96	NC
rama 5	0,02	0,00	0,75	0,91	NC
rama 6	0,01	0,00	1,00	0,60	NC
rama 7	0,01	0,00	1,00	1,00	NC
rama 8	0,77	0,00	0,97	0,81	I(1)
rama 9	0,43	0,00	1,00	0,21	I(1)
rama 10	0,83	0,19	0,70	0,86	I(1)
rama 11	0,34	0,00	0,92	0,44	I(1)

Nota: En la tabla se muestra el p-valor. Únicamente se muestran los resultados de las variables en niveles, puesto que para las variables en diferencias se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en todos los casos. Las variables de serie temporal (precio del capital y precios energéticos) y la variable precio del agua no se han considerado en este caso porque son variables sin variación por ramas de actividad.

En todos los test realizados, las hipótesis nula y alternativas son las siguientes: H<sub>0</sub>: raíz unitaria; H<sub>1</sub>: no raíz unitaria. NC significa que los test no son conclusivos.



**Tabla A4. Elasticidades de Morishima entre los *inputs* no hídricos para el agregado de la industria y por ramas de actividad y regiones**

	<b>M<sub>KL</sub></b>	<b>M<sub>KE</sub></b>	<b>M<sub>KS</sub></b>	<b>M<sub>LK</sub></b>	<b>M<sub>LE</sub></b>	<b>M<sub>LS</sub></b>	<b>M<sub>SK</sub></b>	<b>M<sub>SL</sub></b>	<b>M<sub>SE</sub></b>	<b>M<sub>EK</sub></b>	<b>M<sub>EL</sub></b>	<b>M<sub>ES</sub></b>
<b>Agregado</b>	2,91 (0,00)	2,88 (0,00)	0,30 (0,11)	0,93 (0,00)	0,66 (0,00)	1,55 (0,00)	0,66 (0,00)	2,92 (0,00)	0,91 (0,00)	2,20 (0,00)	4,46 (0,00)	1,49 (0,00)
<b>Por ramas de actividad:</b>												
Rama 1	4,30 (0,00)	4,19 (0,00)	-0,12 (0,95)	1,39 (0,00)	0,26 (0,71)	1,57 (0,00)	0,25 (0,71)	2,68 (0,00)	3,30 (0,00)	3,83 (0,00)	-0,43 (0,95)	1,76 (0,00)
Rama 2	1,82 (0,00)	1,81 (0,00)	1,74 (0,09)	0,53 (0,00)	1,19 (0,00)	1,25 (0,00)	1,21 (0,00)	2,01 (0,00)	0,77 (0,00)	1,32 (0,00)	-6,01 (0,00)	1,14 (0,00)
Rama 3	3,81 (0,00)	3,98 (0,00)	0,28 (0,87)	0,82 (0,00)	0,66 (0,47)	2,01 (0,00)	0,65 (0,47)	3,51 (0,00)	2,82 (0,00)	4,52 (0,00)	7,58 (0,04)	2,24 (0,00)
Rama 4	2,39 (0,00)	2,54 (0,00)	-1,26 (0,42)	0,21 (0,20)	0,63 (0,12)	0,56 (0,00)	0,63 (0,12)	2,25 (0,00)	1,41 (0,00)	2,63 (0,00)	6,94 (0,04)	0,70 (0,00)
Rama 5	3,79 (0,00)	4,14 (0,00)	0,26 (0,84)	-0,20 (0,40)	0,67 (0,15)	1,51 (0,00)	0,67 (0,15)	3,45 (0,00)	2,17 (0,00)	4,62 (0,00)	0,36 (0,91)	1,89 (0,00)
Rama 6	0,63 (0,16)	0,57 (0,24)	0,04 (0,97)	0,43 (0,02)	0,81 (0,01)	1,70 (0,00)	0,80 (0,02)	0,83 (0,06)	1,05 (0,00)	0,22 (0,70)	5,66 (0,07)	1,51 (0,00)
Rama 7	1,97 (0,00)	1,99 (0,00)	-2,49 (0,17)	0,37 (0,15)	0,73 (0,03)	1,20 (0,00)	0,72 (0,04)	1,98 (0,00)	1,50 (0,00)	1,73 (0,00)	5,51 (0,06)	1,20 (0,00)
Rama 8	2,24 (0,16)	2,00 (0,24)	-4,52 (0,32)	1,98 (0,00)	-2,33 (0,34)	2,00 (0,00)	-2,38 (0,33)	3,43 (0,07)	0,40 (0,60)	0,91 (0,60)	101,89 (0,00)	1,62 (0,00)
Rama 9	0,85 (0,32)	0,81 (0,36)	17,43 (0,05)	0,15 (0,45)	0,81 (0,79)	2,36 (0,00)	0,84 (0,78)	0,77 (0,44)	2,47 (0,00)	0,22 (0,80)	-33,58 (0,00)	2,41 (0,00)
Rama 10	1,98 (0,03)	2,08 (0,03)	17,86 (0,03)	-0,30 (0,18)	1,29 (0,68)	1,52 (0,00)	1,33 (0,67)	1,80 (0,07)	0,89 (0,10)	2,31 (0,02)	5,82 (0,57)	1,57 (0,00)
Rama 11	4,31 (0,00)	4,51 (0,00)	-0,04 (0,99)	0,14 (0,46)	1,08 (0,10)	0,57 (0,00)	1,08 (0,10)	3,73 (0,00)	1,57 (0,00)	4,57 (0,00)	-4,01 (0,41)	0,85 (0,00)
<b>Por regiones:</b>												
Regiones húmedas	-0,06 (0,93)	0,00 (1,00)	-0,26 (0,70)	0,98 (0,00)	1,31 (0,00)	0,37 (0,00)	-0,93 (0,18)	0,05 (0,53)	-0,21 (0,23)	1,10 (0,00)	1,11 (0,00)	0,99 (0,00)
Regiones áridas	4,04 (0,00)	4,12 (0,00)	4,08 (0,00)	0,87 (0,00)	0,48 (0,00)	0,20 (0,00)	3,39 (0,00)	0,25 (0,00)	1,54 (0,00)	1,93 (0,00)	1,85 (0,00)	1,86 (0,00)
Regiones con precios bajos	-1,17 (0,14)	-1,16 (0,15)	-1,49 (0,08)	1,07 (0,00)	1,16 (0,00)	0,25 (0,00)	-2,19 (0,01)	-0,17 (0,04)	-0,13 (0,49)	1,22 (0,00)	1,22 (0,00)	1,11 (1,00)
Regiones con precios altos	2,90 (0,00)	2,87 (0,00)	2,91 (0,00)	0,81 (0,00)	0,53 (0,00)	0,28 (0,00)	2,36 (0,00)	0,30 (0,00)	1,63 (0,00)	1,84 (0,00)	1,83 (0,00)	1,84 (1,00)

Nota: Entre paréntesis se muestra el p-valor.

## Referencias

- Angulo, A. M., M. Atwi, R. Barberán, y J. Mur (2014), "Economic analysis of the water demand in the hotels and restaurants sector: Shadow prices and elasticities", *Water Resources Research*, 50: 6577-6591.
- Arbués, F., R. Barberán, y I. Villanúa (2004), "Price impact on urban residential water demand: A dynamic panel data approach", *Water Resources Research*, 40.
- Arbués, F., M. A. García Valiñas, y R. Martínez-Espiñeira (2003), "Estimation of residential water demand: A state-of-the-art review", *Journal of Socio-Economics*, 32: 81-102.
- Arbués, F., M. A. García Valiñas, y I. Villanúa (2010a), "Urban water demand for service and industrial use: The case of Zaragoza", *Water Resources Management*, 24: 4033-4048.
- Arbués, F. y I. Villanúa (2006), "Potential for pricing policies in urban water resource management: estimation of urban residential water demand in Zaragoza, Spain", *Urban Studies*, 43: 2421-2442.
- Arbués, F., I. Villanúa, y R. Barberán (2010b), "Household size and residential water demand: an empirical approach", *Agricultural and Resource Economics*, 54: 61-80.
- Babin, F. J., C. E. Willis, y G. Allen (1982), "Estimation of substitution possibilities between water and other production inputs", *American Journal of Agricultural Economics*, 64: 148-151.
- Bai, J. y S. Ng (2004), "A PANIC attack on unit roots and cointegration", *Econometrica*, 72: 1127-1177.
- Banco de España (2016), *Boletín estadístico*, [http://www.bde.es/bde/es/secciones/informes/boletines/Boletin\\_Estadist/](http://www.bde.es/bde/es/secciones/informes/boletines/Boletin_Estadist/).
- Brookshire, D. S., H. S. Burness, J. M. Chermak, y K. Krause (2002), "Western urban water demand", *Natural Resources Journal*, 42: 873-898.
- Canizales, R. y H. M. Bravo (2011), "Estudio sobre Valoración Económica y Financiera del Agua para el Uso Industrial del Organismo de Cuenca Lema Santiago Pacífico", Conagua, México D.F.
- Choi, I. (2001), "Unit root tests for panel data", *Journal of International Money and Finance*, 20: 249-272.
- Choi, I. (2004), "Unit root tests for cross-sectionally correlated panels", en Saikkonen, P. y I. Choi (ed.), *Econometric Theory and Practice: Frontiers of Analysis and Applied Research: Essays in Honor of Peter C.B. Phillips*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Christensen, L. R., D. W. Jorgeson, y L. J. Lau (1971), "Conjugate duality and the transcendental logarithmic production function", *Econometrica*, 39: 255-256.

- Christensen, L. R., D. W. Jorgeson, y L. J. Lau (1973), "Trascendental logarithmic production frontiers", *Review of Economics and Statistics*, 55: 28-45.
- Dachraoui, K. y T. M. Harchaoui (2004), "Water Use, Shadow Prices and the Canadian Business Sector Productivity Performance", *Economic Analysis Research Paper Series 11F0027 n 026*, Statistics Canada, Ottawa.
- De Rooy, J. (1974), "Price responsiveness of the industrial demand for water", *Water Resources Research*, 10: 403-406.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- Dupont, D. P. y S. Renzetti (1998), "Water use in the Canadian food processing industry", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 46: 83-92.
- Dupont, D. P. y S. Renzetti (2001), "The role of water in manufacturing", *Environmental and Resource Economics*, 18: 411-432.
- Elliott, G., T. J. Rothenberg, y J. H. Stock (1996), "Efficient tests for an autoregressive unit root", *Econometrica*, 64: 813-836.
- Engle, R. F. y C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55: 251-276.
- European Commission (2016), *Weekly Oil Bulletin*, <https://ec.europa.eu/energy/en/data-analysis/weekly-oil-bulletin>.
- European Community (2000), Directive 2000/60/EC of the European Parliament and the Council of 23 October 2000 establishing a framework for Community action in the field of water policy (Official Journal of the European Communities L 327 of 22.12.2000).
- European Environment Agency (2009), "Water resources across Europe. Confronting water scarcity and drought", *EEA report 2/2009*, EEA, Copenhagen.
- Eurostat (2016), *Energy Statistics*, <http://ec.europa.eu/eurostat/web/energy/data/main-tables>.
- Féres, J., A. Reynaud, y A. Thomas (2012), "Water reuse in Brazilian manufacturing firms", *Applied Economics*, 44: 1417-1427.
- Féres, J. y A. Reynaud (2005), "Assessing the impact of environmental regulation on industrial water use: Evidence from Brazil", *Land Economics*, 81: 396-411.
- Fundación BBVA e Ivie (2015), *El stock y los servicios del capital en España y su distribución territorial y sectorial (1964-2013)*, [http://www.fbbva.es/TLFU/microsites/stock09/fbbva\\_stock08\\_index.html](http://www.fbbva.es/TLFU/microsites/stock09/fbbva_stock08_index.html).
- García-Valiñas, M. A. (2005), "Fijación de precios para el servicio municipal de suministro de agua: Un ejercicio de análisis de bienestar", *Hacienda pública española*, 172: 119-142.

- Gispert, C. (2004), "The economic analysis of industrial water demand: A review", *Government and Policy*, 22: 15-30.
- Grebenstein, C. R. y B. C. Field (1979), "Substituting for water inputs in U.S. manufacturing", *Water Resources Research*, 15: 228-232.
- Guerrero, H. (2005), Industrial water demand in Mexico: Econometric analysis and implications for water management policy, Université de Toulouse 1, Toulouse.
- Guilkey, D. K. y K. Lovell (1980), "On the flexibility of the translog approximation", *International Economic Review*, 21: 137-147.
- Hadri, K. (2000), "Testing for stationarity in heterogeneous panel data", *Econometrics Journal*, 3: 148-161.
- Im, K. S., M. H. Pesaran, y Y. Shin (2003), "Testing for unit root in heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, 115: 53-74.
- INE (2009), *CNAE 2009. Clasificación Nacional de Actividades Económicas.*, <http://www.ine.es/jaxi/menu.do?type=pcaxis&path=/t40/clasrev&file=inebase>.
- INE (2015), *Encuesta industrial de empresas*, [http://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica\\_C&cid=1254736143952&menu=ultiDatos&idp=1254735576715](http://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736143952&menu=ultiDatos&idp=1254735576715).
- INE (2015), *Estadística sobre el suministro y saneamiento de agua*, [http://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica\\_C&cid=1254736176834&menu=resultados&idp=1254735976602](http://www.ine.es/dyngs/INEbase/es/operacion.htm?c=Estadistica_C&cid=1254736176834&menu=resultados&idp=1254735976602).
- INE (2016), *Contabilidad Regional de España*, <http://www.ine.es/jaxi/menu.do;jsessionid=038E2EF952AA657A136739FCA517F649.jaxi03?type=pcaxis&path=%2Ft35%2Fp010&file=inebase&L=0>.
- Ku, S. J. y S. H. Yoo (2012), "Economic value of water in the Korean manufacturing industry", *Water Resources Management*, 26: 81-88.
- Kumar, S. (2006), "Analysing industrial water demand in India: An input distance function approach", *Water Policy*, 8: 15-29.
- Levin, A., C. F. Lin, y C. S. Chu (2002), "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics*, 108: 1-24.
- Linz, T. y D. W. Tsegai (2009), "Industrial water demand analysis in the Middle Olifants sub-basin of South Africa", *Discussion Papers on Development Policy 130*, Center for Development Research (ZEF), Bonn University, Bonn, Germany.
- Liu, X., X. Chen, y S. Wang (2009), "Evaluating and predicting shadow prices of water resources in China and its nine major river basins", *Water Resources Management*, 23: 1467-1478.

- Malla, P. B. y C. Gopalakrishnan (1999), "The economics of urban water demand: The case of industrial and commercial water use in Hawaii", *International Journal of Water Resources Development*, 15: 367-374.
- Martínez-Espiñeira, R. (2002), "Residential water demand in the Northwest of Spain", *Environmental and Resource Economics*, 21: 161-187.
- Martínez-Espiñeira, R. (2003), "Estimating water demand under increasing-block tariffs using aggregate data proportions of users per block", *Environmental and Resource Economics*, 26.
- Martínez-Espiñeira, R. (2007), "An estimation of residential water demand using co-integration and error correction techniques", *Journal of Applied Economics*, 10: 161-184.
- Martínez-Espiñeira, R. y C. Nauges (2004), "Is all domestic water consumption sensitive to price control?", *Applied Economics*, 35: 1697-1703.
- Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente (2016), *Sistema Integrado de Información del Agua*, <http://servicios2.magrama.es/sia/visualizacion/descargas/series.jsp>.
- Mitchell, G., T. McDonald, P. Wattage, y P. Williamson (2000), "A standard industrial classification coded strategic planning model of industrial and commercial water demand for U.K. regions", *Water and Environmental Journal*, 14: 226-232.
- Moon, R. y P. Perron (2004), "Testing for a unit root in panels with dynamic factors", *Journal of Econometrics*, 122: 81-126.
- Nauges, C. y D. Whittington (2010), "Estimation of water demand in developing countries: An overview", *The World Bank Research Observer*, 25: 263-294.
- Pedroni, P. (1999), "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 653-670.
- Pedroni, P. (2001), "Purchasing power parity tests in cointegrated panels", *The Review of Economic and Statistics*, 83: 727-731.
- Pesaran, M. H. (2007), "A simple panel unit root test in the presence of cross-sectional dependence", *Journal of Applied Econometrics*, 22: 265-312.
- Phillips, P. C. B. y P. Perron (1988), "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75: 335-346.
- Renwick, M. E. y R. D. Green (2000), "Do residential water demand side management policies measure up? An analysis of eight California water agencies", *Journal of Environmental Economics and Management*, 40: 37-55.
- Renzetti, S. (1988), "An econometric study of industrial water demands in British Columbia, Canada", *Water Resources Research*, 24: 1569-1573.

- Renzetti, S. (1992), "Estimating the structure of industrial water demands: The case of Canadian manufacturing", *Land Economics*, 68: 396-404.
- Renzetti, S. (1993), "Examining the differences in self- and publicly supplied firms' water demands", *Land Economics*, 69: 191-188.
- Renzetti, S. (2002a), "Commercial and industrial water demands", en Renzetti, S. (ed.), *The Economics of Water Demand*, London: Kluwer Academic, 35-49.
- Renzetti, S. (2002b), *The Economics of Industrial Water Use*, Cheltenham, U.K.: Edward Elgar Publishing Inc.
- Renzetti, S. y D. P. Dupont (2003), "The value of water in manufacturing", *CSERGE Working Paper ECM 03-03*, University of East Anglia, Norwich, UK.
- Reynaud, A. (2003), "An econometric estimation of industrial water demand in France", *Environmental and Resource Economics*, 25: 213-232.
- Vallés, J. y A. Zárate (2013), "Environmental taxation and industrial water use in Spain", *Investigaciones Regionales*, 34: 133-164.
- Wang, H. y S. Lall (2002), "Valuing water for Chinese industries: A marginal productivity analysis", *Applied Economics*, 34: 759-765.
- Westerlund, J. (2007), "Testing for error correction in panel data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69: 709-748.
- Worthington, A. C. y M. Hoffman (2008), "An empirical survey of residential water demand modeling", *Journal of Economic Surveys*, 22: 842-871.
- Worthington, A. (2010), "Commercial and industrial water demand estimation: Theoretical and methodological guidelines for applied economics research", *Estudios de Economía Aplicada*, 28: 237-258.
- Zaied, Y. B. y M. E. Binet (2015), "Modeling seasonality in residential water demand: the case of Tunisia", *Applied Economics*, 47: 1983-1996.
- Zaied, Y. B. y N. B. Cheikh (2015), "Modeling regional water consumption in Tunisia using panel cointegration second generation tests", *Journal of Quantitative Economics*, 13: 237-251.
- Ziegler, J. A. y S. E. Bell (1984), "Estimating demand for intake water by self-supplied firms", *Water Resources Research*, 20: 4-8.