

Resumen

Este trabajo estudia la distribución espacial de la productividad agraria en las regiones europeas en el período 1990-2000. Para ello se utilizan dos aproximaciones, una descriptiva y otra explicativa, cuya combinación permite superar los inconvenientes de los análisis convencionales de convergencia regional. Los índices de desigualdad y las funciones de densidad estimadas muestran una disminución de las disparidades regionales en productividad agraria, mientras que la movilidad intra-distribucional ha sido bastante limitada. Asimismo, el análisis llevado a cabo nos ha permitido analizar el papel desempeñado por diferentes variables a la hora de explicar la dinámica de la distribución objeto de estudio.

Palabras clave: productividad agraria, regiones, Unión Europea.

Abstract

This article studies the spatial distribution of agricultural productivity in the European regions in the period 1990-2000. For this purpose we employ two approaches, one descriptive and the other explanatory, the combination of which enables us to overcome the disadvantages of the conventional analyses of regional convergence. The indices of inequality and the estimated density functions show a decrease in regional agricultural productivity disparities, whereas intra-distributional mobility has been rather limited. Likewise, the analysis carried out has enabled us to analyse the role played by different variables when it comes to explaining the dynamics of the distribution being studied.

Key words: agricultural productivity, regions, European Union.

JEL classification: Q10, R11, R12.

TENDENCIAS Y FACTORES EXPLICATIVOS DE LA PRODUCTIVIDAD AGRARIA EN LAS REGIONES EUROPEAS

Roberto EZCURRA

Belén IRÁIZOZ

Pedro PASCUAL

Manuel RAPÚN

Universidad Pública de Navarra

I. INTRODUCCIÓN (*)

En los últimos años, se han publicado numerosos trabajos que, utilizando diferentes aproximaciones, han tratado del análisis de los desequilibrios territoriales en la renta per cápita o en la productividad agregada en la Unión Europea (UE). Varios factores han contribuido al crecimiento del interés sobre esta materia.

Cabría mencionar, en primer lugar, las numerosas aportaciones de las teorías de crecimiento económico realizadas en los últimos treinta años, coincidiendo con el surgimiento de los modelos de crecimiento endógeno en los años ochenta.

En segundo lugar, y desde un punto de vista político e institucional, la entrada en vigor del Acta Única, a finales de los años ochenta, y la aprobación del Tratado de Maastricht, a principios de los noventa, han puesto de relieve la necesidad de reducir las diferencias en los niveles de desarrollo entre las regiones europeas. De hecho, el crecimiento y la cohesión económica y social en los países miembros son objetivos prioritarios de este tratado (1). La reforma de los fondos estructurales, otorgando un creciente protagonismo a la política regional, significó una clara apuesta de la UE por la reducción de las desigualdades regionales en

el nivel de desarrollo de las regiones. Finalmente, el Tratado de Lisboa señala que la UE debe fomentar la cohesión económica, social y territorial entre los estados miembros.

Esta situación ha dado lugar a una extensa literatura sobre convergencia-divergencia regional y sobre el papel que han jugado a este respecto el proceso de integración y la política regional europea; véanse, sin ánimo de exhaustividad, los trabajos de Barro y Sala i Martin (1992), Cuadrado (2001), Comisión Europea (2004, 2007), Gardiner *et al.* (2004), Ezcurra *et al.* (2005) y Ertur *et al.* (2006), entre otros muchos.

En el contexto de referencia de este trabajo se encuentran también un grupo de aportaciones dedicadas al análisis de la productividad sectorial en la UE, aunque la mayoría de ellas toman el país, y no la región, como unidad de análisis. Así, la mayoría de las investigaciones se han centrado en la evolución de la especialización y la concentración de las actividades manufactureras, en orden a compararlas con las predicciones surgidas a partir de las teorías neoclásicas de comercio internacional y de la denominada Nueva Geografía Económica (Krugman, 1998) acerca del proceso de integración.

En relación con el sector primario, una referencia destacable

es la publicación realizada anualmente por la Comisión Europea que analiza la situación del sector desde un punto de vista comunitario (2). También hay un gran número de aportaciones centradas en los resultados y tendencias a escala nacional, utilizando diferentes aproximaciones; véanse, por ejemplo, Schimmelpfennig y Thirtle (1999), Burrel y Oskam (2000), Gutiérrez (2000), Ball *et al.* (2001), Alauddin *et al.* (2004), Wichern (2004), Coelli y Rao (2005), Rezitis (2005), y Lissitsa *et al.* (2008), entre otras.

Sin embargo, existen pocas aportaciones que analicen las tendencias de las agriculturas regionales europeas (Shucksmith *et al.*, 2005; Castillo y Cuerva, 2006, y Ezcurra *et al.* 2008), debido probablemente a la ausencia de datos estadísticos al nivel de desagregación requerido. Esta circunstancia resulta sorprendente si se tiene en cuenta la cantidad de recursos que se han destinado a financiar la PAC en las últimas cuatro décadas (3). Así, un estudio realizado para la Comisión por el grupo de economistas agrarios RICAP se «encontró con muchas dificultades entre las cuales la ausencia de información centralizada acerca de las tendencias en la producción agraria y en los resultados económicos de la agricultura regional dentro de la Comunidad fue, sin duda, la más importante» (citado por Shucksmith *et al.* 2005: 3). Las contribuciones mencionadas ponen de manifiesto que, con el mayor énfasis otorgado a la cohesión económica, social y territorial, ha aumentado el interés por los efectos espaciales de las políticas comunitarias (Comisión Europea, 2004, 2007).

Es en este contexto en el que nuestro trabajo analiza la distribución regional de la productividad agraria en la UE en el período 1990-2000, utilizando un enfoque tanto estático como dinámi-

co. También se pretende explicar el comportamiento de la productividad agraria regional, de forma similar a lo que se ha hecho en otros trabajos centrados en la productividad agraria a escala internacional, y a través de una aproximación metodológica menos habitual en la literatura citada.

El contenido del trabajo está organizado de la siguiente manera: en el apartado II, se presentan los datos y la metodología utilizada, en el III se examina la dinámica de la distribución de la variable objeto de estudio, en el IV, se investiga el papel jugado por algunas variables en la explicación los desequilibrios territoriales existentes en el sector agrario, y se finaliza el trabajo incluyendo las principales conclusiones en el apartado V.

II. DATOS Y METODOLOGÍA

Los datos utilizados en este trabajo proceden de la base regional de *Cambridge Econometrics*. Estos datos están basados en la información sobre el sector agrario suministrada por Eurostat, que se completa con otras fuentes, ya que en algunos aspectos tiene lagunas importantes (Shucksmith *et al.* 2005). Por ello, y teniendo en cuenta la disponibilidad de información, se ha considerado el estudio de la productividad agraria de 99 unidades territoriales, sobre todo NUTS-2 (4), para el período 1990-2000 (véase el apéndice 2). Entre ellas se encuentran las comunidades autónomas españolas.

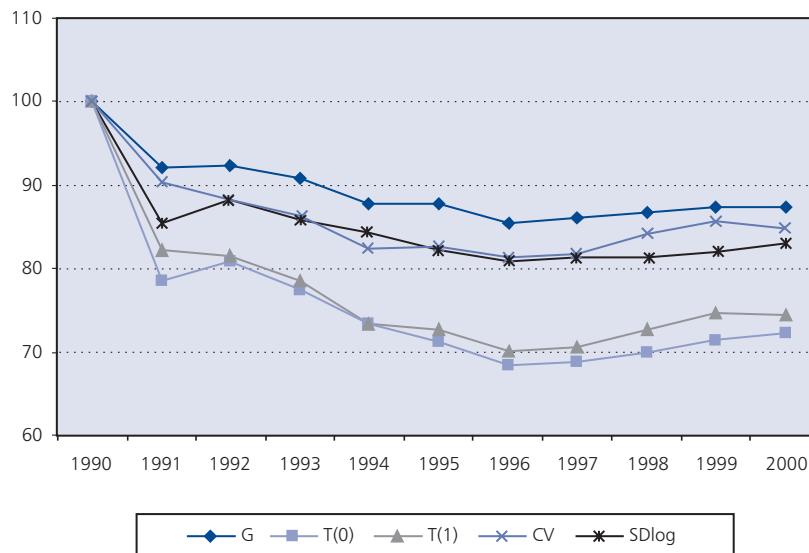
La variable de estudio es la productividad agraria, medida en términos de la productividad del factor trabajo. Este indicador se ha calculado utilizando como medida del *output* el valor añadido bruto a precios de mercado en términos reales, y como medida del factor trabajo, el empleo agrario (5).

Existe cierta controversia en la literatura acerca del uso de este tipo de medida de la productividad. La OCDE (OCDE, 2001: 15) señala que el principal inconveniente de este tipo de indicador es que «la productividad del trabajo es una medida parcial de productividad y refleja la influencia conjunta de una serie de factores». Por ello, este organismo sugiere la posibilidad de estimarla junto con otras medidas de la productividad. En la misma línea, Ruttan (2002) señala que un análisis de la productividad basado en esta ratio constituye una fase inicial necesaria, pero que con ella no se considera la complejidad del proceso de producción agrario, por lo que, en una segunda fase, se tendría que estimar la productividad total de los factores (6).

Sin embargo, algunos autores reclaman la necesidad de utilizar tanto medidas parciales como totales de la productividad, dado que ambos tipos tienen ventajas e inconvenientes. Eldmann (2002), por ejemplo, identifica como principales ventajas de las medidas parciales su facilidad de cálculo y de interpretación, y como principales inconvenientes de la productividad total de los factores su nivel de exigencia en términos de disponibilidad de información. Este último problema también es mencionado por Schreyer y Pilat (2001) como uno de los factores a considerar cuando se decide qué medida de productividad utilizar. Sargent y Rodríguez (2001) señalan que la elección dependerá de diversos factores, incluyendo el período de análisis, la calidad y comparabilidad de la información y el modelo de crecimiento utilizado, y sugieren utilizar la productividad del trabajo cuando se trata de analizar tendencias a lo largo de períodos que rondan los diez años, y que cuando el análisis se centra en las tendencias a largo plazo es más conveniente consi-

<p>derar la productividad total de los factores.</p> <p>A la vista de estas recomendaciones, y teniendo en cuenta la dificultad de encontrar datos a escala regional europea para calcular la productividad total de los factores (en concreto, no ha sido posible recabar información acerca del capital agrario regional), se ha optado por la utilización de una medida parcial, la productividad del trabajo. Además, hay que tener en cuenta que nuestro objetivo no se centra exclusivamente en la medida de la productividad agraria en sí misma, sino que se trata de analizar la forma en la que las disparidades en las agriculturas regionales europeas han evolucionado entre 1990 y 2000. Dada la aproximación metodológica adoptada, resulta factible utilizar la mencionada variable. No obstante lo anterior, como ya se ha señalado, las medidas parciales de productividad presentan limitaciones que es importante considerar cuando se analizan los resultados derivados de este trabajo.</p> <p>Adicionalmente, y para realizar el análisis explicativo, se ha utilizado información de la <i>Encuesta sobre la estructura de las explotaciones agrícolas</i> (1990 y 2000) procedente de Eurostat (7).</p> <p>Con respecto a la metodología utilizada, algunos trabajos han aplicado los conceptos de convergencia sigma y beta introducidos por Barro y Sala-i-Martin (1992), combinando la información suministrada por varias medidas de dispersión con la estimación de ecuaciones de convergencia. Sin embargo, como ha puntualizado en repetidas ocasiones Quah (1993, 1996a,b), esta aproximación, además de numerosos problemas econométricos, también tiene limitaciones cuando trata de reflejar la dinámica de la distribución</p>	<p>analizada. Concretamente, ofrece sólo una visión parcial de la distribución observada, puesto que no considera, por ejemplo, el hecho de que varias regiones puedan modificar sus posiciones relativas a lo largo del período de estudio, lo que implica que no se contempla su movilidad. Asimismo, se ignora que una reducción de la dispersión en la distribución puede ser compatible con un proceso de polarización en una serie de <i>clusters</i> regionales internamente homogéneos (Anderson, 2004). Para superar las mencionadas limitaciones del análisis tradicional de convergencia, se ha optado por examinar la dinámica de la distribución a lo largo del tiempo utilizando la aproximación no paramétrica propuesta por Quah (1996a, b).</p>	<p>productividad ha pasado de suponer un 76 por 100 de la media europea a un 78 por 100. El rango de variación va desde un 31 por 100 del Principado de Asturias hasta un 135 por 100 de La Rioja.</p> <p>En lo que se refiere a la dinámica de la productividad agraria regional, y a diferencia de los estudios de convergencia convencionales, utilizaremos una serie de medidas procedentes de la literatura dedicada al estudio de la distribución personal de la renta. Como es sabido, los resultados obtenidos al aplicar este enfoque pueden diferir, en ocasiones incluso de manera significativa, en función de cuáles sean los indicadores empleados en el análisis. Ante la evidente dificultad que representa este hecho, parece razonable comprobar la robustez de nuestras conclusiones mediante la utilización de distintas medidas de desigualdad. Así, hemos considerado la información proporcionada por el índice de Gini, G, y las dos medidas propuestas por Theil (1967) en el contexto de la teoría de la información, $T(0)$ y $T(1)$. Asimismo, también hemos empleado el coeficiente de variación, CV, y la desviación típica de los logaritmos, SD/\log, dos medidas de dispersión ampliamente utilizadas en la literatura (Barro y Salai Martín, 1995) para capturar el concepto de convergencia sigma (8).</p> <p>El gráfico 1 presenta la evolución de las distintas medidas de desigualdad que acabamos de mencionar. Los resultados obtenidos indican una disminución en el grado de dispersión de la distribución analizada entre 1990 y 2000. En particular, los valores de los diferentes índices han disminuido entre un 11 y un 27 por 100 a lo largo de los once años considerados. No obstante, ello no implica que las disparidades se</p>
---	--	---

GRÁFICO 1
DISPARIDADES REGIONALES EN LA PRODUCTIVIDAD AGRARIA
(1990=100)



hayan reducido a un ritmo constante durante el intervalo temporal examinado. Tal y como podemos observar, con independencia de la medida utilizada, el proceso de convergencia se ha debido fundamentalmente al comportamiento experimentado por la distribución durante la primera mitad de la década de los noventa. De hecho, a partir de 1996 las diferencias regionales han aumentado levemente, aunque ello no ha sido suficiente para compensar la reducción previa.

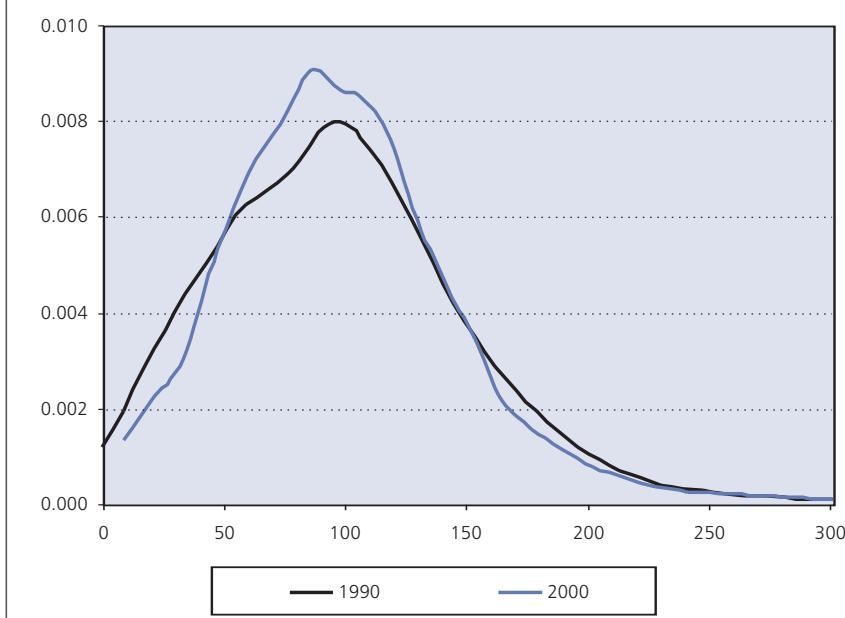
Ahora bien, es importante resaltar que el conjunto de medidas calculadas en el gráfico 1 no proporciona una descripción precisa del conjunto de la distribución objeto de estudio (Quah, 1996a, b). Por ello, a continuación hemos procedido a estimar las funciones de densidad de la distribución regional de la productividad agrícola. Para ello, hemos seguido la práctica habitual en la literatura, basada en el empleo de técnicas no paramétricas, lo que evita la

necesidad de tener que especificar previamente una forma funcional determinada. Concretamen-

te, hemos utilizado el estimador *kernel* adaptativo con ancho de banda variable propuesto por Abramson (1982), lo que permite reducir la varianza de las estimaciones en las zonas donde existe un número relativamente reducido de observaciones, y disminuir el sesgo en áreas con una mayor presencia de observaciones (9). Los resultados obtenidos se presentan en el gráfico 2 (10). El eje horizontal del gráfico representa el nivel de productividad agraria de las distintas regiones normalizado en función de la media muestral, a la que se le ha asignado un valor de 100. A su vez, los niveles de densidad correspondientes aparecen reflejados en el eje vertical.

Tal y como se puede comprobar, las funciones de densidad estimadas para 1990 y 2000 son, en ambos casos, unimodales. No obstante, ello no implica que la situación inicial haya permanecido constante durante la década

GRÁFICO 2
FUNCIONES DE DENSIDAD DE LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DE LA PRODUCTIVIDAD AGRARIA



TENDENCIAS Y FACTORES EXPLICATIVOS DE LA PRODUCTIVIDAD AGRARIA EN LAS REGIONES EUROPEAS

examinada. En particular, el gráfico 2 muestra cómo la densidad localizada en torno a la media ha aumentado a lo largo del tiempo, debido a la pérdida de peso experimentada por los extremos de la distribución. De hecho, en 1990 la productividad agraria oscilaba entre el 50 y el 150 por 100 de la media en el 63 por 100 de las regiones contempladas. Once años después, en 2000, este porcentaje había aumentado hasta el 71 por 100. Cabe señalar que este resultado es consistente con las conclusiones derivadas a partir del examen del gráfico 1.

Los distintos análisis llevados a cabo hasta ahora se han basado exclusivamente en la información proporcionada por una serie de cortes transversales de la distribución objeto de estudio. Ello implica que no se ha tenido en cuenta la posibilidad de que las distintas regiones modifiquen a lo largo del tiempo sus posiciones relativas. Con el fin de superar esta limitación, se han completado los resultados anteriores con el estudio del grado de movilidad de la distribución regional de la productividad agraria.

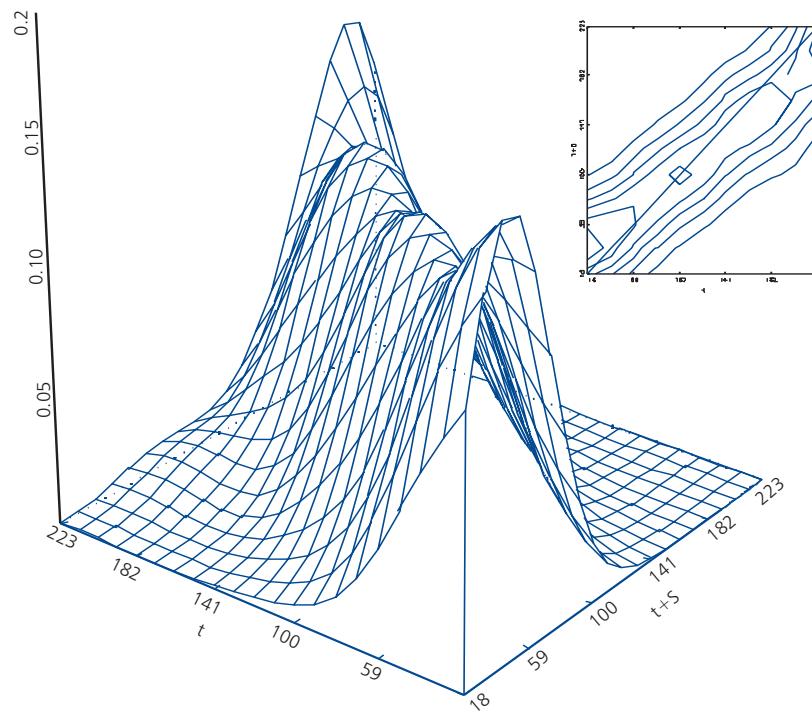
Una primera posibilidad de investigar esta cuestión consiste en emplear matrices de probabilidades de transición obtenidas tras dividir la distribución en una serie de clases exhaustivas y mutuamente excluyentes. No obstante, las conclusiones alcanzadas al aplicar este enfoque resultan sensibles al procedimiento utilizado para definir las distintas clases. De hecho, en principio, no existe ningún método que permita determinar un número óptimo de clases en cada caso, de forma que, en este sentido, la decisión del investigador ha de ser necesariamente arbitraria. Con el fin de superar esta limitación, Quah (1996a) sugiere la posibilidad de sustituir la matriz de transición dis-

creta por un *kernel* estocástico que refleje las probabilidades de transición entre un número teóricamente infinito de clases, reduciendo su amplitud infinitesimalmente (11). El *kernel* estocástico puede aproximarse a partir de la estimación de la función de densidad de la distribución en un período determinado, $t+k$, condicionada a los valores de un período anterior, t . Para ello, se lleva a cabo la estimación no paramétrica de la función de densidad conjunta de la distribución en los momentos t y $t+k$, normalizada en función de la distribución marginal implícita en t , a fin de obtener las probabilidades condicionadas correspondientes.

El gráfico 3 muestra el *kernel* estocástico estimado a partir de la distribución de la productividad

agraria de las regiones europeas, utilizando períodos de transición de cinco años de duración (12). Este gráfico tridimensional indica, de manera análoga a una matriz de transición discreta, las probabilidades de que una región con una productividad agraria determinada en t alcance cualquier otro nivel de productividad en $t+5$. Lógicamente, los picos del gráfico se corresponden con probabilidades elevadas. De esta manera, si la masa de probabilidad aparece concentrada en torno a la diagonal principal, la dinámica intradistribucional se caracterizaría por una fuerte persistencia en las posiciones relativas regionales a lo largo del tiempo. Sin embargo, podría suceder que la masa de probabilidad se localizara mayoritariamente en la diagonal opuesta a la principal, lo que sería indicativo de una

GRÁFICO 3
KERNEL ESTOCÁSTICO Y DIAGRAMA DE CONTORNO DE LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DE LA PRODUCTIVIDAD AGRARIA



situación donde se produciría un intercambio de las posiciones relativas entre las regiones situadas en los extremos de la distribución. Finalmente, podría suceder, al menos teóricamente, que la masa de probabilidad se situara paralela al eje t , alrededor de un valor determinado de la variable objeto de estudio. Este hecho estaría reflejando una convergencia de la productividad agraria regional en torno a ese valor. Con el fin de facilitar la interpretación, en el gráfico 3 también se incluye el diagrama de contorno correspondiente, que representa cortes paralelos a la base del *kernel* a alturas equidistantes.

El gráfico 3 se caracteriza, en términos generales, por una marcada concentración de la masa de probabilidad alrededor de la diagonal principal. Como sabemos, ello indica la existencia de un grado limitado de movilidad en la distribución regional de la productividad agraria (13). Por lo tanto, las regiones europeas han tendido, en su conjunto, a mantener sus posiciones relativas durante el período de estudio. No obstante, una observación más detallada del gráfico 3 muestra cómo varias regiones situadas en los extremos de la distribución se han aproximado hacia la media a lo largo del tiempo, lo que permite explicar el proceso de convergencia detectado anteriormente (14).

IV. ANÁLISIS EXPLICATIVO DE LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DE LA PRODUCTIVIDAD AGRARIA

Para completar los resultados que se acaban de presentar, este apartado se centra en el análisis de los posibles factores explicativos de las diferencias regionales en los niveles de productividad agraria en la UE. La elección de las variables explicativas se ha basa-

do principalmente en consideraciones teóricas, aunque la selección final ha estado restringida por la disponibilidad de información estadística al nivel geográfico utilizado, lo que limita el alcance de nuestra investigación.

En la literatura se han apuntado numerosas hipótesis acerca de los factores que pueden ejercer un efecto exógeno sobre la productividad agraria (15). Los más estudiados han sido los relacionados con el nivel educativo de los trabajadores agrarios, el gasto público y privado en investigación, la existencia de servicios de extensión agraria, la disponibilidad de capital público, la intensidad en el uso de factores de producción y diferentes políticas de precios (16). Teniendo en cuenta lo anterior, las variables consideradas en este trabajo, resumidas en el cuadro n.º 1, son las siguientes: nivel de desarrollo económico regional, participación de la agricultura en la economía regional, inversión por trabajador, tamaño medio de la explotación agraria y porcentaje de participación en la propiedad de la tierra. También se han incluido una serie de variables *dummy* para reflejar las diferencias en la localización de las ex-

plotaciones agrarias y su especialización productiva, y el tipo de propietario de las explotaciones, su edad y nivel de dedicación a la explotación (en el apéndice 1 se incluyen algunos estadísticos descriptivos).

El modelo propuesto puede expresarse como:

$$y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + u_{it} \quad [1]$$

donde X es un vector que incluye las variables explicativas consideradas, mientras que u es el término de error. Los coeficientes asociados a las distintas variables independientes se han estimado por mínimos cuadrados ordinarios, utilizando la información de las 99 regiones consideradas en el año t ($t = 1990, 2000$). Asimismo, hemos utilizado el estimador propuesto por White (1980) para obtener la matriz de varianzas y covarianzas de los estimadores. Cabe señalar que no se han impuesto restricciones de igualdad de los coeficientes entre las ecuaciones de ambos años. La razón para no considerar conjuntamente los datos de los dos períodos en un solo panel ha sido la evidencia estadística de que se han producido cambios en los efectos de

CUADRO N.º 1

VARIABLES EXPLICATIVAS CONSIDERADAS EN EL ANÁLISIS

Variables

Nivel de desarrollo económico

- Producto interior bruto per cápita
- Producto interior bruto per cápita 2
- Superficie en Zonas Desfavorecidas (porcentaje)
- Inversión por trabajador en el sector agrario

Características de los propietarios

- Edad de los agricultores
- Participación en la propiedad de la tierra (porcentaje)

Características de las explotaciones

- Tamaño medio

Especialización productiva

- Valor añadido bruto en el sector agrario (porcentaje)
- Especialización en herbívoros
- Especialización en grandes cultivos

TENDENCIAS Y FACTORES EXPLICATIVOS DE LA PRODUCTIVIDAD AGRARIA EN LAS REGIONES EUROPEAS

las variables explicativas en los niveles de la productividad agraria regional.

Las estimaciones del modelo [1] para 1990 y 2000 se incluyen en el cuadro n.º 2. Antes de comentar el signo y la magnitud de los coeficientes estimados, conviene señalar que el ajuste obtenido con la especificación final es razonablemente alto en ambos años. Además, el grado de colinealidad entre los regresores, reflejado por el valor del factor de inflación de la varianza calculado para cada variable explicativa, es moderado. Este resultado aumenta el nivel de confianza de las estimaciones de los coeficientes.

También se ha tenido en cuenta la posibilidad de que algunas variables (las utilizadas para captar el nivel de desarrollo y la inversión por trabajador en el sector primario) estuvieran correlacionadas con las perturbaciones, y pudieran, por tanto, sesgar las estimaciones. Para contrastar esta posibilidad, se han calculado diferentes tests de Hausman, utilizando las variables PIB per cápita e inversión por trabajador retardadas cinco años. La validez de estas dos variables como instrumentos se sustenta en su correlación con las variables originales y la ausencia de correlación con los residuos obtenidos de las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (Wooldridge, 2003). Los tests de Hausman indican que

la endogeneidad no es problemática. Por otra parte, la presencia de dependencia espacial en el término de error del modelo [1] puede incidir negativamente en los resultados (Anselin, 1988). Por esta razón, también se ha analizado la posible existencia de autocorrelación espacial. Para ello, se han calculado las versiones robustas de los contrastes de multiplicadores de Lagrange propuestos por Anselin *et al.* (1996). En todos los casos, se acepta la hipótesis nula de ausencia de dependencia espacial en nuestro modelo (17).

El nivel de desarrollo regional ha sido considerado en otros trabajos (Alauddin *et al.*, 2004; Chen y Song, 2008) como factor condicionante de la productividad agraria, dado que existen diversas razones por las que es previsible que ambas variables estén positivamente relacionadas. Como ha señalado Federico (2005), los agricultores de las regiones o países más desarrollados probablemente tengan mayores niveles de educación y sean menos aversos al riesgo, y por lo tanto estén más preparados y sean más rápidos y eficientes en la adopción de innovaciones. Existe además una razón adicional para justificar la existencia de dicha relación positiva, y es que el crecimiento económico está positivamente relacionado con la cantidad de recursos dedicados a la investigación y desarrollo (I+D) y a las infraestructuras, cuyo efecto en la productividad agraria ha sido confirmado en otros trabajos (Gopinath y Roe, 1997; McCunn y Huffman, 2000; Evenson, 2001). Puesto que no hay información disponible sobre estas variables a escala regional, en la literatura se suele proponer el uso de una medida indirecta como pueden ser la renta o el PIB per cápita.

Los resultados obtenidos confirman la hipótesis planteada (el

CUADRO N.º 2

ANÁLISIS EXPLICATIVO DE LA PRODUCTIVIDAD AGRARIA

Variables	1990	2000
Constante	0,126 (0,355)	0,315 (0,293)
PIBpc	1,601*** (0,499)	0,694* (0,398)
PIBpc2	-0,745*** (0,200)	-0,289* (0,160)
Superficie en zonas desfavorecidas (porcentaje)	-0,123* (0,072)	0,004 (0,058)
Inversión por trabajador	0,412*** (0,098)	0,472*** (0,073)
Edad de los agricultores	0,195** (0,085)	-0,006 (0,071)
Participación en la propiedad de la tierra (porcentaje)	-0,623*** (0,186)	-0,345** (0,145)
Tamaño medio de la explotación	0,149*** (0,048)	0,146*** (0,053)
VAB en el sector agrario (porcentaje)	0,157** (0,078)	0,090* (0,049)
Especialización en herbívoros	-0,236** (0,100)	-0,152* (0,088)
Especialización en grandes cultivos	-0,229** (0,091)	-0,135 (0,085)
F-Test	31,56***	50,63***
R-LMERR	2,455	0,132
R-LMLAG	2,129	0,651
R ²	0,795	0,747
Número de observaciones	99	99

Notas: Entre paréntesis se incluyen los errores estándar, que se han estimado utilizando el método propuesto por White (1980). * Significativo al 10 por 100; ** significativo al 5 por 100; *** significativo al 1 por 100. R-LMERR es la versión robusta del test de los multiplicadores de Lagrange para el modelo de error espacial. R-LMLAG es la versión robusta del test de los multiplicadores de Lagrange para el modelo de retardo espacial.

coeficiente estimado tiene signo positivo y es estadísticamente significativo en los dos años analizados), así como la evidencia empírica obtenida por otros autores que han utilizado datos de países. Por ejemplo, Alauddin *et al.* (2004), con datos relativos a 111 países, derivan la existencia de un efecto positivo de la renta per cápita en la productividad agraria. A la misma conclusión llega un trabajo de la Comisión Europea (1994) utilizando datos regionales, aunque la relación se debilita conforme aumenta el nivel de desarrollo regional. En nuestro trabajo también se ha recogido la posibilidad de este tipo de comportamiento, a través de la inclusión de la renta per cápita al cuadrado. Los resultados son similares a los apuntados anteriormente, dado que el coeficiente estimado es negativo y también estadísticamente significativo.

Esta circunstancia conduce a la Comisión Europea (1994) a afirmar que la productividad agraria, en etapas más avanzadas del desarrollo económico, se ve afectada por otros factores, entre los que destacan las condiciones naturales. En la literatura, las variables más comunes para reflejar tales factores naturales suelen ser la calidad del suelo (Fulginiti y Perrin, 1998) o las condiciones climáticas de las regiones (McCunn y Huffman, 2000, Alauddin *et al.*, 2004), que se están convirtiendo en importantes restricciones al crecimiento de la productividad agraria (Ruttan, 2002).

En nuestro trabajo, estas circunstancias se han tratado de aproximar a través del porcentaje de explotaciones localizadas en áreas desfavorecidas, donde la agricultura está condicionada por restricciones naturales que implican menor producción con las mismas cantidades de factores productivos y, por tanto, meno-

res niveles de productividad. Se ha definido una variable *dummy* para dividir las regiones en dos grupos según el porcentaje de tierra localizada en áreas desfavorecidas (por encima o por debajo del 70 por 100). El coeficiente estimado para 1990 es negativo y estadísticamente significativo, por lo que se confirman la hipótesis planteada y los resultados obtenidos en los estudios citados. En el año 2000, sin embargo, el coeficiente pierde significatividad estadística.

Otro factor considerado en la literatura como determinante de la productividad agraria es el volumen de capital por trabajador (Ball *et al.* 2001 y 2004; Craig *et al.* 1997). Se parte de la hipótesis, de acuerdo con Gardner (2007), de que cuando se dispone de más capital por trabajador los agricultores tienen mayor capacidad para adquirir equipo tecnológicamente más avanzado, lo que les permite aumentar su productividad. Esto implica que la información tecnológica está incorporada en este factor de producción. Al no disponer de una medida de capital agrario, la variable que se ha utilizado ha sido la inversión por trabajador en los cinco años precedentes. Nuevamente, la hipótesis es confirmada por los resultados, dado que el coeficiente estimado indica que cuanto mayor es la inversión que se realiza en la región mayor es la productividad agraria.

Por otra parte, en los estudios de adopción de tecnología, entre las características socio-demográficas de los agricultores, se suele incluir la edad, variable considerada como *proxy* de la capacidad de gestión. En la mayoría de ellos (Gloy y Akridge, 2000; Soule *et al.*, 2000; Barham *et al.*, 2004) la edad es entendida como un indicador de los objetivos y motivaciones de los agricultores, que sue-

len depender de la etapa del ciclo de vida en la que se encuentra la familia agraria. En este contexto, se espera que la relación entre edad y adopción de tecnología sea negativa, dado que los agricultores con más edad tienen un horizonte de planificación más corto y no pueden aprovecharse de los beneficios a largo plazo de cualquier tecnología que adopten. Por la misma razón, se supone que los agricultores jóvenes van a utilizar la tecnología más avanzada y a alcanzar, por tanto, mayores niveles de productividad. Sin embargo, en otras contribuciones (Alauddin *et al.*, 2004) la edad se interpreta como una variable que representa la experiencia y, en este sentido, los agricultores de mayor edad estarían mejor dotados, y por tanto alcanzarían mayores niveles de productividad. En nuestro caso, se ha incluido una variable *dummy* que toma el valor 0 cuando más del 10 por 100 de propietarios de explotaciones agrarias tiene menos de 35 años. El resultado para 1990 es estadísticamente significativo, e indica la existencia de una relación positiva entre productividad y porcentaje de agricultores jóvenes, avalando la primera interpretación planteada.

Por otro lado, se espera una relación negativa entre la productividad agraria y el uso de factores productivos que no son propiedad de los agricultores. Los agricultores que utilizan tierra arrendada pueden tener menos incentivos para utilizar prácticas de manejo óptimas (Llewelyn y Williams, 1996) y podrían, por tanto, obtener peores resultados. Pero, como apuntan Kariagiannis y Sarris (2005), aumentar la proporción de tierra arrendada puede ser una vía para que los agricultores alcancen una escala de tamaño óptima, y así mejorar la eficiencia de escala y la productividad. Esta hipótesis se ha contrastado a través de

<p>la inclusión de una variable que refleja el porcentaje de tierra que es propiedad de los agricultores. El coeficiente estimado es estadísticamente significativo en ambos años, e indica que existe una relación negativa entre las variables consideradas, lo que nos conduce a aceptar la hipótesis planteada por Kariagiannis y Sarris (2005).</p> <p>Respecto al tamaño de las explotaciones agrarias, la relación esperada con la productividad es positiva debido a la posible existencia de economías de escala, aunque la evidencia empírica es controvertida, lo que ha provocado que sea un tema muy estudiado en la literatura (Álvarez y Arias, 2004). Para empezar, la primera cuestión debatida hace referencia a la elección de la variable para representar el tamaño de la explotación agraria (Lund y Price, 1998). En nuestro caso, siguiendo la recomendación de Koester (2005), se ha optado por una medida del resultado de la explotación, el tamaño económico medio de las explotaciones agrarias de la región, medido en unidades de dimensión económica - UDE (18). El coeficiente estimado para ambos años es positivo y estadísticamente significativo, lo que confirma la existencia de economías de escala en el proceso de producción agraria en el entorno europeo.</p> <p>También existe la posibilidad de que determinadas actividades sean más productivas que otras (Helfand y Levine, 2004), por lo que la especialización regional en unas u otras conduciría a diferencias en los niveles de productividad. Se ha considerado, en primer lugar, el nivel de especialización regional en la producción agraria, a través de la participación de la agricultura en el valor añadido regional. No es sencillo establecer a priori el signo del coeficiente que acompañará a esta variable. Por</p>	<p>una parte, si se asume que una mayor especialización en la producción agraria se puede deber a un mayor esfuerzo (como mayores niveles de inversión e incorporación de tecnología) de los agentes implicados, la relación será positiva. Sin embargo, existe la posibilidad de que la mayor especialización en el sector agrario sea debida a que la región ha sido incapaz de atraer a otro tipo de actividades, por lo que puede tratarse de una agricultura poco desarrollada. En este caso, la relación entre especialización y productividad agraria sería negativa. Los resultados obtenidos confirman la primera hipótesis, obteniéndose un efecto positivo procedente de la especialización, posiblemente asociado a la introducción de nueva tecnología.</p> <p>En segundo lugar, se ha considerado la especialización en determinadas actividades agrarias, para lo que se han incluido dos variables <i>dummy</i>. La primera toma el valor 1 para aquellas regiones donde la mayoría de las explotaciones están especializadas en animales herbívoros, y cero en otro caso. La segunda variable <i>dummy</i> distingue entre regiones en las que la mayoría de las explotaciones están especializadas en grandes cultivos y el resto de regiones. El grupo de referencia está formado, por tanto, por todas las demás regiones (especializadas en cultivos permanentes, horticultura, granívoros y explotaciones mixtas). El coeficiente estimado para la primera es negativo y estadísticamente significativo en ambos años, por lo que la especialización en animales herbívoros conduce a peores resultados en términos de productividad. Resultados similares se obtienen para las regiones especializadas en grandes cultivos, aunque el coeficiente estimado solamente es estadísticamente significativo en 1990.</p>	<p>Es necesario señalar que los coeficientes estimados en el cuadro número 2 muestran únicamente el efecto medio de las distintas variables explicativas sobre una economía representativa, de manera que no proporcionan información acerca de su impacto sobre el conjunto de la distribución objeto de estudio (Quah, 1996a). Por esta razón, y siguiendo la estrategia adoptada por Cheshire y Magrini (2000) y por López-Bazo <i>et al.</i> (2005) en un contexto distinto al analizado en este trabajo, se simulan varias distribuciones virtuales a partir de los coeficientes estimados en el cuadro n.º 2, suponiendo la ausencia de diferencias regionales en 1990 y 2000 en cada una de las variables analizadas.</p> <p>Estas distribuciones virtuales pueden interpretarse como la parte de la distribución real de la productividad agraria regional que no se puede explicar por las disparidades existentes en cada una de las variables estudiadas. Si una variable no tiene efecto en la distribución real, ésta y la distribución virtual tendrían que coincidir. Por el contrario, si la variable condicionante contribuye de forma significativa a explicar la desigualdad observada, el grado de dispersión de la distribución virtual será inferior a la real.</p> <p>Con el fin de facilitar la interpretación, se han agrupado las diferentes variables explicativas en cuatro categorías (véase el cuadro número 1 para más detalles): nivel de desarrollo, características de los propietarios, características de las explotaciones y especialización productiva.</p> <p>Los gráficos 4, 5, 6, y 7 muestran las funciones de densidad estimadas por medio de la metodología señalada para cada una de las distribuciones virtuales generadas para los cuatro grupos de variables. Con el fin de facilitar las</p>
---	--	---

comparaciones, los gráficos también incluyen las funciones de

densidad de la distribución regional de la productividad agraria es-

timada previamente para 1990 y 2000 (gráfico 2).

GRÁFICO 4

EFFECTO DEL NIVEL DE DESARROLLO ECONÓMICO SOBRE LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DE LA PRODUCTIVIDAD AGRARIA

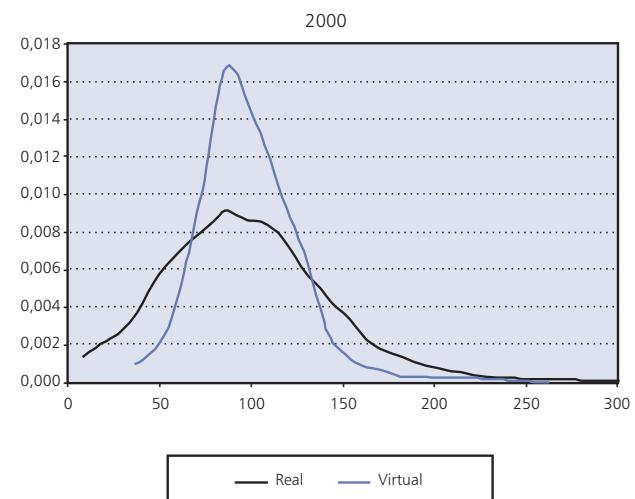
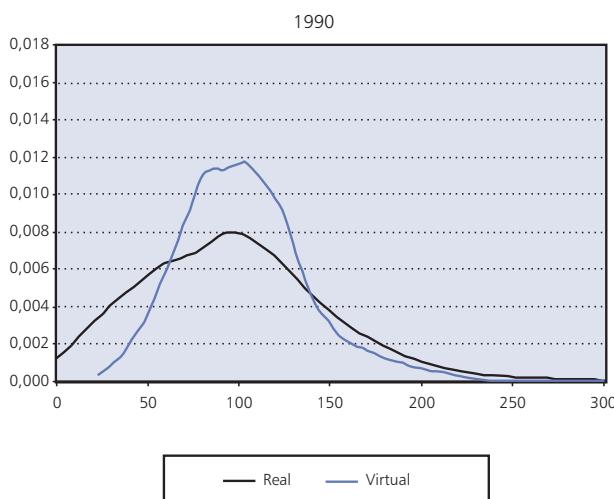
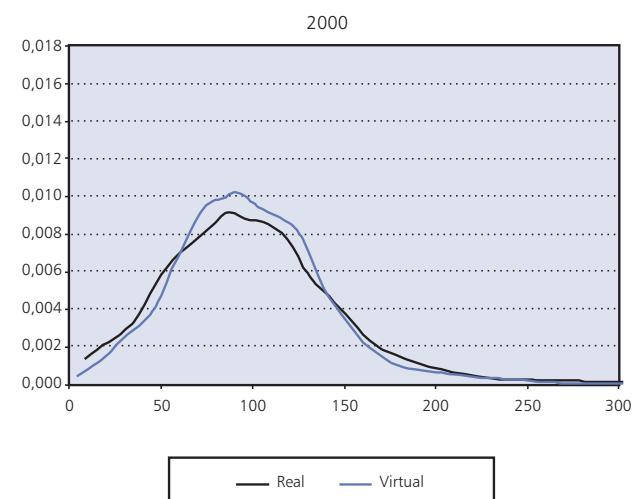
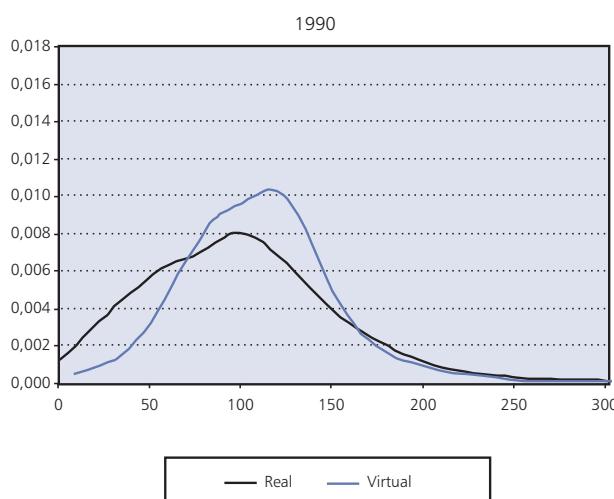


GRÁFICO 5

EFFECTO DE LAS CARACTERÍSTICAS DEL PROPIETARIO SOBRE LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DE LA PRODUCTIVIDAD AGRARIA



TENDENCIAS Y FACTORES EXPLICATIVOS DE LA PRODUCTIVIDAD AGRARIA EN LAS REGIONES EUROPEAS

GRÁFICO 6

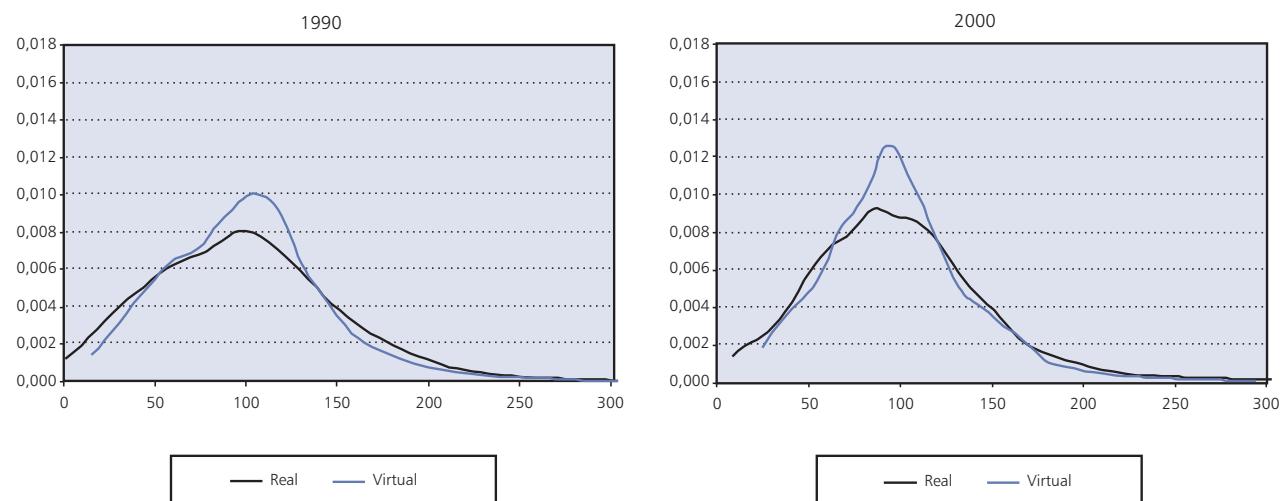
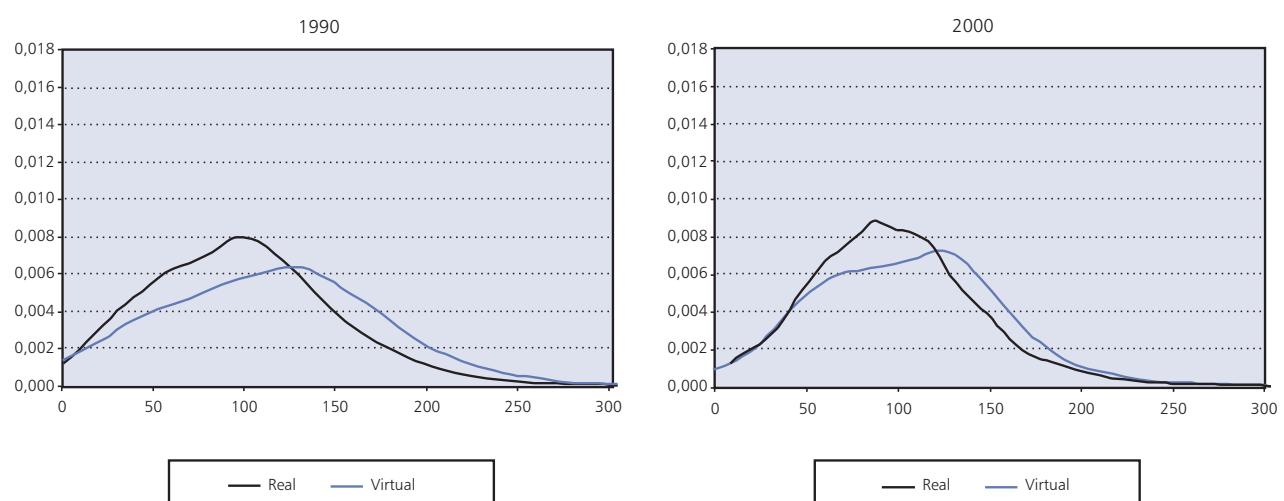
EFFECTO DE LAS CARACTERÍSTICAS DE LA EXPLOTACIÓN SOBRE LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DE LA PRODUCTIVIDAD AGRARIA

GRÁFICO 7

EFFECTO DE LA ESPECIALIZACIÓN PRODUCTIVA SOBRE LA DISTRIBUCIÓN REGIONAL DE LA PRODUCTIVIDAD AGRARIA

De acuerdo con nuestros resultados, las diferencias en el nivel

de desarrollo regional son el factor más importante cuando se tra-

ta de explicar el grado de dispersión de la distribución regional de

la productividad agraria en el período de estudio. A este respecto, el gráfico 4 muestra que, cuando la distribución se condiciona por el nivel de desarrollo regional, existe un mayor grado de concentración en torno a la media muestral que en el caso de la distribución real, tanto en 1990 como en 2000. Por el contrario, como puede observarse en los gráficos 5 y 6, el papel jugado por las características de los propietarios y el tamaño de la explotación es mucho menor. Aunque las distribuciones virtuales están más concentradas, las diferencias no son importantes e incluso disminuyen a lo largo del período de análisis (en el caso de las características del propietario). Finalmente, hay que señalar que, de acuerdo con el gráfico 7, tampoco la especialización productiva contribuye de forma significativa a explicar las disparidades observadas en la productividad agraria regional.

Una cuestión adicional que cabría plantearse es: ¿hasta qué punto los determinantes apuntados en este apartado ayudan a explicar la situación de las regiones españolas? Es difícil analizar factor por factor, teniendo en cuenta, además, la diversidad de comportamientos de las regiones españolas, pero en general se observa que las regiones españolas tienen un menor PIB per cápita, una menor inversión por trabajador y un menor tamaño medio de las explotaciones agrarias. Todos ellos son elementos que ayudarían a explicar la menor productividad agraria de las regiones españolas. Sin embargo, otras variables, como la especialización, muestran valores que implicarían mejores situaciones de las regiones españolas. No obstante, y como se ha señalado anteriormente, las variables que explicarían la menor productividad de las regiones españolas parecen tener una mayor relevancia en este contexto.

En todo caso, este tema podría ser objeto de un análisis por menorizado de las regiones españolas considerando un período más amplio y más variables explicativas, y teniendo como variable dependiente índices de productividad total de los factores, y no parciales como en este caso.

V. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos examinado la distribución regional de la productividad agraria en 99 regiones europeas a lo largo del período comprendido entre 1990 y 2000. Para ello, hemos utilizado diferentes instrumentos metodológicos, lo que nos ha permitido profundizar en el conocimiento de la naturaleza de los desequilibrios territoriales observados en la agricultura europea.

En primer término, y desde un punto de vista descriptivo, cabe destacar que las disparidades regionales se han reducido, a lo largo del período objeto de estudio, como consecuencia del aumento del número de regiones con un valor de la productividad agraria en torno a la media comunitaria. No obstante, al mismo tiempo, el *kernel* estocástico indica que el nivel de movilidad intradistribucional es relativamente reducido. Es decir, en general, las regiones mantienen sus posiciones relativas durante los años considerados, aunque las distancias entre ellas son menores al final del período de estudio.

En segundo lugar, el análisis explicativo, basado en la estimación de un modelo de regresión múltiple, pone de manifiesto la existencia de una relación positiva entre la productividad agraria y el nivel de desarrollo económico, la inversión por trabajador y el tamaño de las explotaciones. Por el contrario, el porcentaje de la su-

perficie agraria en zonas desfavorecidas, la edad del propietario de la explotación y el porcentaje de tierra propiedad del agricultor influyen negativamente sobre la variable dependiente.

Con el fin de completar estos resultados, a continuación hemos estudiado el papel desempeñado por las diferentes variables explicativas seleccionadas sobre el nivel de dispersión del conjunto de la distribución regional de la productividad agraria. A este respecto, el análisis llevado a cabo revela claramente la importancia, en este contexto, de las distintas variables relacionadas con el nivel de desarrollo económico. Por su parte, las características del propietario y la explotación resultan menos relevantes a la hora de explicar las disparidades regionales observadas en la agricultura europea.

En relación con las limitaciones y la extensión a futuras investigaciones, cabe destacar la necesidad de contar con una base de datos regionales que permita estimar indicadores de productividad total durante un período más amplio que el aquí considerado para el conjunto de regiones europeas, ya que los procesos estudiados se analizan mejor en un contexto de largo plazo. Asimismo, consideramos de interés profundizar en el enfoque metodológico no paramétrico, que permite conocer el papel de diferentes variables en la evolución del nivel de dispersión de la productividad agraria medida de forma parcial o total. Una extensión futura de este trabajo consistirá en investigar la evolución de las regiones españolas utilizando los tres enfoques metodológicos adoptados en este trabajo, aprovechando las crecientes disponibilidades de información regional existente en España, en comparación con la existente en el ámbito de la Unión Europea.

<p>NOTAS</p> <p>(*) Los autores desean agradecer el apoyo financiero suministrado por el Ministerio de Educación y Ciencia a través de los proyectos SEJ2005-08738 C02-01, y C02-02</p>	<p>(1) El artículo 2 del Tratado de la Unión Europea específicamente establece que: «La Unión tendrá los siguientes objetivos: promover (...) y conseguir un desarrollo equilibrado y sostenible principalmente mediante (...) el fortalecimiento de la cohesión económica y social ...».</p> <p>(2) Véase en la página web http://euroopa.eu.int la sección correspondiente a la política agraria comunitaria (PAC).</p>	<p>(10) Aunque las funciones de densidad fueron estimadas para distintos años del intervalo temporal considerado, por razones de espacio únicamente se incluyen en el gráfico 2 las correspondientes a 1990 y 2000. En cualquier caso, el resto pueden ser suministradas por los autores en caso de solicitud.</p>
<p>(3) Esta política, que ha tenido como objetivo fundamental el incremento de la productividad agraria, en línea con lo establecido por el Tratado de Roma, ha usado en torno al 60 por 100 del presupuesto comunitario entre 1990 y 2000. No obstante, de acuerdo con las <i>Perspectivas Financieras 2007-2013</i> la partida de gasto denominada «Conservación y gestión de los recursos naturales», en la que se incluyen los gastos de mercados agrarios y pagos directos, se sitúa en torno al 43 por 100 de los créditos de compromiso del citado período.</p> <p>(4) NUTS es el acrónimo latino para <i>Nomenclature of Territorial Units for Statistics</i>, una clasificación jerárquica de unidades espaciales establecida por Eurostat. En esta clasificación, NUTS-0 se corresponde con el nivel de país, y números crecientes indican niveles mayores de desagregación.</p>	<p>(11) Para una definición formal, véase DURLAUF y QUAH (1999).</p> <p>(12) Nuevamente hemos utilizado funciones <i>kernel</i> gaussianas, mientras que el ancho de banda ha sido seleccionado de acuerdo con SILVERMAN (1986: 86).</p> <p>(13) De hecho, el coeficiente de correlación entre el valor añadido por trabajador en el sector agrario en 1990 y 2000 se sitúa en 0,890.</p>	<p>(14) Con el fin de comprobar la robustez de estos resultados, hemos procedido a estimar distintos <i>kernels</i> estocásticos basados en diferentes períodos de transición. En particular, hemos considerado transiciones anuales y de diez años de duración. Sin embargo, los resultados son en todos los casos similares a los que acabamos de discutir.</p> <p>(15) Véanse las revisiones de la literatura sobre este tema realizadas por RUTTAN (2002) y ALAUDIN <i>et al.</i> (2004).</p>
<p>(5) También se ha utilizado el valor añadido bruto por hora trabajada, pero, dado que los resultados eran similares a los obtenidos utilizando el número de trabajadores, en este trabajo se incluyen los resultados relativos al primer indicador.</p> <p>(6) Esta aproximación se utiliza, entre otros, en los siguientes trabajos: BALL <i>et al.</i> (1999), BALL <i>et al.</i> (2001), MARTIN y MITRA (2001), McERLEAN y WU (2003), y COELLI y RAO (2005). Algunos de ellos también analizan la convergencia en productividad entre agriculturas nacionales y regionales.</p>	<p>(16) Véanse, entre otras, las contribuciones de GOPINATH y ROE (1997), ALFRANCA (1998), FULGINITI y PERRIN (1998), BALL <i>et al.</i> (2001), COELLI <i>et al.</i> (2003) y HUFFMAN y EVANSON (2006).</p> <p>(17) Para realizar estos tests, primero es necesario definir una matriz de pesos espaciales para capturar el grado de interdependencia entre cada par de regiones <i>i</i> y <i>j</i>. Siguiendo la propuesta realizada por ANSELIN (1999), en este trabajo construimos una matriz de pesos espaciales estandarizada por filas basada en la inversa de la distancia entre los centroides de las regiones al cuadrado.</p>	<p>(18) Una UDE equivale a 1.200 euros de margen bruto estándar.</p>
<p>(7) Se trata de una encuesta que se realiza a escala regional en la UE, tres veces entre cada par de censos agrarios (que se llevan a cabo con una periodicidad decenal).</p>	<p>(19) Cabe señalar que todos los índices seleccionados son independientes respecto a la escala y al tamaño de la población. Adicionalmente, todos ellos, salvo la desviación típica de los logaritmos, satisfacen el principio de las transferencias de Pigou-Dalton para la totalidad del dominio de la variable objeto de estudio (COWELL, 1995).</p>	<p>(20) En todos los cálculos hemos empleado funciones <i>kernel</i> gaussianas, mientras que para el cálculo de los distintos anchos de banda hemos utilizado como referencia la regla propuesta por SILVERMAN (1986: 48).</p>
<p>BIBLIOGRAFÍA</p>	<p>ABRAMSON, I. S. (1982), «On bandwidth variation in kernel estimates - a square root law», <i>Annals of Statistics</i>, 10:1217-1223.</p> <p>ALAUDIN, M., RAO, D.S.P., y HEADEY, D. (2004), «Explaining agricultural productivity levels and growth: An international perspective», trabajo presentado a la <i>Asia-Pacific Productivity Conference 2004</i>, Brisbane, Australia.</p> <p>ALFRANCA, O. (1998), «Determinantes de la productividad total de los factores en el sector agrario español», <i>Investigación Agraria</i>, 13: 201-225.</p> <p>ÁLVAREZ, A., y ARIAS, C. (2004), «Technical efficiency and farm size: a conditional analysis», <i>Agricultural Economics</i>, 30: 241-250.</p>	<p>ANDERSON, G. (2004), «Toward an empirical analysis of polarization», <i>Journal of Econometrics</i>, 122: 1-26.</p> <p>ANSELIN, L. (1988), <i>Spatial Econometrics: Methods and Models</i>, Kluwer, Dordrecht.</p> <p>— (1999), «Spatial econometrics», <i>Working Paper</i>, Bruton Center, School of Social Science, University of Texas.</p> <p>ANSELIN, L.; BERA, A.; FLORAX, R., y YOON, M. (1996), «Simple diagnostic tests for spatial dependence», <i>Regional Science and Urban Economics</i>, 26: 77-104.</p> <p>BALL, V.E.; GOLLOP, F.M.; KELLY-HAWKE, A., y SWINAND, G.P. (1999), «Patterns of state productivity growth in the U.S. farm sector: Linking state and aggregate models», <i>American Journal of Agricultural Economics</i>, 81: 164-179.</p> <p>BALL, V.E.; BUREAU, J.C.; BUTAULT, J.P., y NEHRING, R. (2001), «Levels of farm sector productivity: An international comparison», <i>Journal of Productivity Analysis</i>, 15: 5-29.</p> <p>BALL, V.E.; HALLAHAN, C., y NEHRING, R. (2004), «Convergence of productivity: An analysis of the catch-up hypothesis within a panel of states», <i>American Journal of Agricultural Economics</i>, 86: 1315-1321.</p> <p>BARHAM, B.L.; FOLTZ, J.D.; JACKSON-SMITH, D., y MOON, S. (2004), «The dynamics of agricultural biotechnology adoption: lesson from rBST use in Wisconsin, 1994-2001», <i>American Journal of Agricultural Economics</i>, 86: 61-72.</p> <p>BARRO, R., y SALA-i-MARTIN, X. (1992), «Convergence», <i>Journal of Political Economy</i>, 100: 407-443.</p> <p>— (1995), <i>Economic Growth</i>, Nueva York: McGraw-Hill.</p> <p>BURRELL, A., y OSKAM, A. (2000), <i>Agricultural Policy and Enlargement of the European Union</i>, Wageningen Agricultural University, Wageningen.</p> <p>CASTILLO, J.S., y CUERVA, M.C. (2006), «Análisis de la convergencia en productividad agraria en las regiones europeas», <i>Economía Agraria y Recursos Naturales</i>, 10: 89-105.</p> <p>CHEN, Z., y SONG, S. (2008), «Efficiency and technology gap in China's agriculture: A regional meta-frontier analysis», <i>China Economic Review</i>, 19: 287-296.</p> <p>CHESHIRE, P., y MAGRINI, S. (2000), «Endogenous processes in European regional growth: Convergence and policy», <i>Growth and Change</i>, 31: 455-479.</p> <p>COELLI, T.; RAHMAN, S., y THIRLIE, C. (2003), «A stochastic frontier approach to total factor productivity measurement in Bangladesh crop agriculture, 1961-92» <i>Journal of International Development</i>, 15: 321-333.</p> <p>COELLI, T.J., y RAO, D.S.P. (2005), «Total factor productivity growth in agriculture: A</p>

<p>Malmquist index analysis of 93 countries, 1980-2000», <i>Agricultural Economics</i>, 32: 115-134.</p> <p>COMISIÓN EUROPEA, (1994), <i>The Agricultural Income Situation in Less Favoured Areas of the EC</i>, Office for Official Publications of the European Communities, European Commission, Luxemburgo.</p> <ul style="list-style-type: none"> — (2004), <i>A New Partnership for Cohesion, Convergence, Competitiveness, cooperation</i>. Third Report on Economic and Social Cohesion. Office for Official Publications of the European Communities, Luxemburgo. — (2007), <i>Crecimiento de las regiones, desarrollo de Europa</i>. Cuarto informe sobre la cohesión económica y social, versión provisional, Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas, Luxemburgo. <p>COWELL, F. (1995), <i>Measuring Inequality</i>, segunda edición 2nd Edition, LSE Handbooks in Economics, Londres: Prentice Hall.</p> <p>CRAIG, B.J.; PARDEY, P.G., y ROSEBOOM, J. (1997), «International productivity patterns: Accounting for input quality, infrastructure and research», <i>American Journal of Agricultural Economics</i>, 79: 1064-1076.</p> <p>CUADRADO, J.R. (2001), «Regional convergence in the European Union: From hypothesis to the actual trends», <i>Annals of Regional Science</i>, 35: 333-356.</p> <p>DURLAUF, S. N., y QUAH, D. (1999), «The new empirics of economic growth», en Taylor, J. B. y Woodford, M. (eds.), <i>Handbook of Macroeconomics</i>, vol. 1A: 231-304, North-Holland, Amsterdam.</p> <p>ELDMANN, U. (2002), <i>Agricultural Productivity Indicators. State of Development</i>. STD/NA/AGR 13, OECD, Paris.</p> <p>ERTUR, C.; LE GALLO, J., y BAUMONT C. (2006), «The European regional convergence process, 1980-1995: Do spatial regimes and spatial dependence matter?», <i>International Regional Science Review</i>, 29: 3-34.</p> <p>EVENSON, R.E. (2001), «Economic impacts of agricultural research and extension», en B.L. Gardner y G.C. Rausser (eds.), <i>Handbook of Agricultural Economics</i>, volume 1A: 573-628, Elsevier, Amsterdam.</p> <p>EZCURRA, R.; GIL, C.; PASCUAL, P., y RAPÚN, M. (2005), «Inequality, polarization and regional mobility in the European Union», <i>Urban Studies</i>, 42: 1057-1076.</p> <p>EZCURRA, R.; IRÁIZOZ, B.; PASCUAL, P., y RAPÚN, M. (2008), «Spatial disparities in the European agriculture: A regional analysis», <i>Applied Economics</i>, 40 (13): 1669-1684.</p> <p>FEDERICO, G. (2005), «Why are we alive? The growth of agricultural productivity and its causes, 1800-2000», ponencia presentada en la <i>Sixth Conference of the European Historical Economics Society</i>, Estambul.</p>	<p>FULGINITI, L.E., y PERRIN, R.K. (1998), «Agriculture productivity in developing countries», <i>Agricultural Economics</i>, 19: 45-51.</p> <p>GARDNER, B.; MARTIN, R., y TYLER, P. (2004), «Competitiveness, productivity and economic growth across the European regions», <i>Regional Studies</i>, 38: 1045-1067.</p> <p>GARDNER, B.L. (2007), «Agricultural support policies, productivity and competitiveness», <i>Economia e Diritto Agroalimentare</i>, XII: 17-32.</p> <p>GLOY, B. A., y AKRIDGE, J. T. (2000), «Computer and internet adoption on large U.S. farms», <i>International Food and Agribusiness Management Review</i>, 3: 323-338.</p> <p>GOPINATH, M., y ROE, T.L. (1997), «Sources of sectoral growth in an economy wide context: The case of U.S. agriculture», <i>Journal of Productivity Analysis</i>, 8: 293-310.</p> <p>GUTIÉRREZ, L. (2000), «Convergence in US and EU agriculture», <i>European Review of Agricultural Economic</i>, 27: 187-206.</p> <p>HELFAND, S.M., y LEVINE, E.S. (2004), «Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian Center-West», <i>Agricultural Economics</i>, 31: 241-249.</p> <p>HUFFMAN, W.E., y EVENSON, R.E. (2006), «Do formula or competitive grant funds have greater impacts on state agricultural productivity?», <i>American Journal of Agricultural Economics</i>, 88: 783-798.</p> <p>KARAGIANNIS, G., y SARRIS, A. (2005), «Measuring and explaining scale efficiency with the parametric approach: the case of Greek tobacco growers», <i>Agricultural Economics</i>, 33: 441-451.</p> <p>KOESTER, U. (2005), «A revival of large farms in Eastern Europe-how important are institutions?», <i>Agricultural Economics</i>, 32: 102-113.</p> <p>KRUGMAN, P. (1998), «What's new about the new economic geography?», <i>Oxford Review of Economic Policy</i>, 14: 7-17.</p> <p>LISSITSA, A.; RUNGSURIYAWBOON, S., y PARKHOMENKO, S. (2008), «How far are the transition countries from the economic standards of the European Union?», <i>Eastern European Economics</i>, 45: 51-75.</p> <p>LLEWELYN, R.V., y WILLIAMS, J.R. (1996), «Non-parametric analysis of technical, pure technical and scale efficiencies for food and crop production in East Java. Indonesia», <i>Agricultural Economics</i>, 15: 113-126.</p> <p>LÓPEZ-BAZO, E.; DEL BARRIO, T., y ARTIS, M. (2005), «Geographical distribution of unemployment in Spain», <i>Regional Studies</i>, 39: 305-318.</p> <p>LUND, P., y PRICE, R. (1998), «The measurement of average farm size», <i>Journal of Agricultural Economics</i>, 49: 100-110.</p> <p>MARTIN, W., y MITRA, D. (2001), «Productivity Growth and Convergence in Agriculture versus Manufacturing», <i>Economic Development and Cultural Change</i>, 49: 403-422.</p> <p>MCCUNN, A., y HUFFMAN, W.E. (2000), «Convergence in U.S. productivity growth for agriculture: Implications of interstate research spillovers for funding agricultural research», <i>American Journal of Agricultural Economics</i>, 82: 370-388.</p> <p>MCEARLEAN, S., y WU, Z. (2003), «Regional agricultural productivity convergence in China», <i>Food Policy</i>, 28: 237-252.</p> <p>OECD (2001), <i>Productivity Manual. A Guide to the Measurement of Industry-Level and Aggregate Productivity Growth</i>, OECD, Paris.</p> <p>QUAH, D. (1993), «Empirical cross-section dynamics in economic growth», <i>European Economic Review</i>, 37: 426-434.</p> <ul style="list-style-type: none"> — (1996a), «Empirics for economic growth and convergence», <i>European Economic Review</i>, 40: 1353-1375. — (1996b), «Twin peaks, growth and convergence in models of distribution dynamics», <i>The Economic Journal</i>, 106: 1045-1055. <p>REZITIS, A.N. (2005), «Agricultural productivity across Europe and the United States of America», <i>Applied Economics Letters</i>, 12: 443-446.</p> <p>RUTTAN, V.W. (2002), «Productivity growth in world agriculture: Sources and constraints», <i>Journal of Economic Perspectives</i>, 16: 161-184.</p> <p>SARGENT, T.C., y RODRÍGUEZ, E.R. (2001), «Labor or total factor productivity: Do we need to choose?», <i>Working Paper 2001-04</i>, Economic Studies and Policy Analysis Division, Economic and Fiscal Policy Branch, Department of Finance, Canadá.</p> <p>SCHIMMELPFENNING, D., y THIRLTE, C. (1999), «The internationalization of farm technology: patents, R&D spillovers, and their effects on productivity in the European Union and United States», <i>Contemporary Economic Policy</i>, 17: 457-468.</p> <p>SCHREYER, P., y PILAT, D. (2001), «Measuring productivity», <i>OECD Economic Studies</i>, 33: 127-170.</p> <p>SHUCKSMITH, M.; THOMSON K.J., y ROBERTS D. (2005), <i>The CAP and the Regions: The Territorial Impact of the Common Agricultural Policy</i>, CABI Publishing, Wallingford.</p> <p>SILVERMAN, B. (1986), «Density estimation for statistics and data analysis», <i>Monographs on Statistics and Applied Probability</i>, 26: Chapman and Hall, Londres.</p> <p>SOULE, M.J.; TEGENE, A., y WIEBE, K.D. (2000), «Land tenure and the adoption of conservation practices», <i>American Journal of Agricultural Economics</i>, 82: 993-1005.</p> <p>THEIL, H. (1967), <i>Economics and Information Theory</i>, North Holland, Amsterdam.</p>
---	--

TENDENCIAS Y FACTORES EXPLICATIVOS DE LA PRODUCTIVIDAD AGRARIA EN LAS REGIONES EUROPEAS

WHITE, H.L. (1980), «A heteroscedasticity consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity», <i>Econometrica</i> , 48: 817-838.	WICHERN, R. (2004), <i>Economics of the Common Agricultural Policy</i> , Directorate General for Economic and Financial Affairs, European Commission, Bruselas.	WOOLDRIDGE, J.M. (2003), <i>Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data</i> , Cambridge, MA, MIT Press.
--	---	--

APÉNDICE 1
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN EL ANÁLISIS

	1990		2000	
	Media	Desviación Típica	Media	Desviación Típica
Productividad agraria	19.443,4	1.193,3	28.082,8	13.714,5
PIBpc	14.523,9	5.423,3	17.113,8	6.349,2
Inversión por trabajador	5.017,1	3.136,9	8.066,1	4.694,1
Participación en la propiedad de la tierra (porcentaje) ..	65,25	18,57	60,72	19,73
Tamaño medio de la explotación	17,01	15,12	28,03	25,16
VAB en el sector agrario (porcentaje)	5,24	4,31	5,08	4,31
Superficie en áreas desfavorecidas (*)	37,4		34,3	
Edad de los agricultores (*)	50,5		54,5	
Especialización en herbívoros (*)	36,4		36,4	
Especialización en grandes cultivos (*)	19,2		19,2	

(*) Los valores de estas variables indican el porcentaje de regiones en las que la variable toma el valor 1.

APÉNDICE 2
LAS 99 REGIONES DE LA UNIÓN EUROPEA CONSIDERADAS EN EL TRABAJO SON:

Vlaams Gewest (BE2)	Castilla y León (ES41)	Valle d'Aosta (ITC2)
Région Wallonne (BE3)	Castilla-la Mancha (ES42)	Liguria (ITC3)
Baden-Württemberg (DE1)	Extremadura (ES43)	Lombardia (ITC4)
Bayern (DE2)	Cataluña (ES51)	Bolzano-Bozen (ITD1)
Berlin (DE3)	Comunidad Valenciana (ES52)	Trento (ITD2)
Hessen (DE7)	Illes Balears (ES53)	Veneto (ITD3)
Niedersachsen (DE9)	Andalucía (ES61)	Friuli-Venezia Giulia (ITD4)
Nordrhein-Westfalen (DEA)	Región de Murcia (ES62)	Emilia-Romagna (ITD5)
Rheinland-Pfalz (DEB)	Canarias (ES7)	Toscana (ITE1)
Saarland (DEC)	Île de France (FR1)	Umbria (ITE2)
Schleswig-Holstein (DEF)	Champagne-Ardenne (FR21)	Marche (ITE3)
Denmark (DK)	Picardie (FR22)	Lazio (ITE4)
Anatoliki Makedonia (GR11)	Haute-Normandie (FR23)	Abruzzo (ITF1)
Kentriki Makedonia (GR12)	Centre (FR24)	Molise (ITF2)
Dytiki Makedonia (GR13)	Basse-Normandie (FR25)	Campania (ITF3)
Thessalia (GR14)	Bourgogne (FR26)	Puglia (ITF4)
Ipeiros (GR21)	Nord - Pas-de-Calais (FR3)	Basilicata (ITF5)
Ionia Nisia (GR22)	Lorraine (FR41)	Calabria (ITF6)
Dytiki Ellada (GR23)	Alsace (FR42)	Sicilia (ITG1)
Stereia Ellada (GR24)	Franche-Comté (FR43)	Sardegna (ITG2)
Peloponnisos (GR25)	Pays de la Loire (FR51)	Luxembourg (LU)
Attiki (GR3)	Bretagne (FR52)	Noord-Nederland (NL1)
Voreio Aigaio (GR41)	Poitou-Charentes (FR53)	Oost-Nederland (NL2)
Notio Aigaio (GR42)	Aquitaine (FR61)	West-Nederland (NL3)
Kriti (GR43)	Midi-Pyrénées (FR62)	Zuid-Nederland (NL4)
Galicia (ES11)	Limousin (FR63)	Continente (PT1)
Principado de Asturias (ES12)	Rhône-Alpes (FR71)	Yorkshire and The Humber (UKE)
Cantabria (ES13)	Auvergne (FR72)	East Midlands (UKF)
País Vasco (ES21)	Languedoc-Roussillon (FR81)	West Midlands (UKG)
Navarra (ES22)	Prov.-Alpes-Côte d'Azur (FR82)	South West (UKK)
La Rioja (ES23)	Corse (FR83)	Wales (UKL)
Aragón (ES24)	Ireland (IE)	Scotland (UKM)
Comunidad de Madrid (ES3)	Piemonte (ITC1)	Northern Ireland (UKN)