

Evolución de la productividad agraria en las regiones europeas: un análisis de convergencia con métodos de panel dinámicos

M^a Carmen Cuerva¹

RESUMEN: Este trabajo analiza si ha habido un proceso convergente en la productividad del trabajo en el sector agrario de la Unión Europea (UE), para un conjunto de 125 regiones en el periodo 1986-2004. Para su estudio se propone un modelo dinámico de datos de panel. Los resultados confirman que las agriculturas se mueven muy cerca de sus estados estacionarios que difieren entre sí, de modo que en el largo plazo es de esperar que las diferencias en productividad persistan. El uso adicional de técnicas relacionadas con la dinámica de la distribución permite corroborar que las disparidades regionales en productividad son amplias y persistentes.

PALABRAS CLAVES: Convergencia, datos de panel dinámicos, dinámica de la distribución, productividad del trabajo, regiones europeas.

Clasificación JEL: Q10, C23, J24, O47.

DOI: 10.7201/earn.2012.01.02.

Evolution of the agricultural productivity in the European regions: A convergence analysis with dynamic data panel methods

ABSTRACT: This paper analyses whether there is a convergence process in terms of labour productivity in the European Union (EU) agricultural sector, for a set of 125 regions in the period 1986-2004. For this purpose, we propose a dynamic panel data model. Results confirm that agricultures move very close to their stationary states which differ among themselves, in such a way that productivity differences will persist in the long term. These results are confirmed by a distribution dynamics analysis. Regional disparities across the European agricultures are large and persistent.

KEYWORDS: Convergence, dynamic data panel, distribution dynamics, labour productivity, European regions.

JEL classification: Q10, C23, J24, O47.

DOI: 10.7201/earn.2012.01.02.

¹ Departamento de Economía Española e Internacional, Econometría e Historia e Instituciones Económicas. Universidad de Castilla-La Mancha.

Dirigir correspondencia a: M^a Carmen Cuerva. E-mail: mariac.cuerva@uclm.es.

Recibido en diciembre de 2010. Aceptado en diciembre de 2012.

1. Introducción

El proceso de integración europeo conforma un nuevo escenario para el estudio y evaluación de sus consecuencias sobre las desigualdades regionales. Dichas disparidades tienen parte de sus principales causas y manifestaciones en la diversidad del tejido productivo regional. En este sentido, el sector agrario es uno de los más heterogéneos, lo que se traduce en fuertes desigualdades de productividad y renta agraria entre las regiones.

La evolución de la productividad del trabajo en el sector agrario fluctúa en función del comportamiento errático de la producción y la evolución del empleo en el sector. Pero más allá de factores coyunturales, la dinámica de la productividad en las regiones europeas ha venido condicionada por otra serie de factores tanto exógenos como endógenos. Así, el factor institucional adquiere una gran relevancia en el sector. Aunque el avance en la integración de los mercados europeos ha ejercido presión sobre los agricultores para mejorar su eficiencia con el fin de competir en mejores condiciones en el contexto europeo, también es cierto que la Política Agraria Común (PAC), a partir de sus medidas proteccionistas y el mantenimiento de las ayudas vinculadas a la producción, ha podido limitar el efecto de la competencia en el mercado y estimular el mantenimiento de explotaciones menos eficientes, limitando de ese modo el crecimiento de la productividad. De hecho, la evidencia demuestra que tras casi cincuenta años de funcionamiento de la PAC las diferencias en productividad persisten y que las ayudas otorgadas no sólo han tenido un desigual impacto territorial (véase Comisión Europea, 2001) sino que no han contribuido a la reducción de las disparidades dentro del sector (véase García Álvarez-Coque y Wieck, 2001).

Tampoco debe olvidarse la existencia de condicionantes de carácter local, tales como las condiciones climatológicas y geográficas, la proximidad a centros de consumo, la capacidad de innovación o la existencia de externalidades dinámicas, así como los diferentes patrones estructurales de cada agricultura de acuerdo a la capacidad emprendedora de los empresarios agrícolas, la dotación, calidad y combinación de factores productivos, el patrón de especialización o la dimensión de las explotaciones, que condicionan la posibilidad de desarrollo endógeno del sector y, por esta vía, condicionan la dispar evolución de la productividad agraria.

En este contexto, este trabajo analiza la evolución de la productividad del trabajo en el sector agrario, medida como el valor añadido bruto (VAB) por ocupado, para un conjunto de 125 regiones europeas pertenecientes a la UE-15 en el periodo 1986-2004. La hipótesis principal que se plantea es que, a pesar del proceso de integración europea y la ampliación y liberalización de los mercados que dicho proceso conlleva, las diferencias en productividad agraria no tienden a reducirse dadas las disparidades existentes en los condicionantes de carácter local y patrones estructurales. Las agriculturas que al inicio del periodo mostraban menores niveles de eficiencia, tienden a perpetuar sus posiciones en los puestos bajos del ranking de productividad.

Conocer el impacto conjunto que tienen tanto factores exógenos como endógenos a las agriculturas regionales sobre la convergencia en la productividad aparente del trabajo requiere de un modelo empírico que permita tener en cuenta las especificida-

des de cada agricultura que, en muchos casos, son difíciles de introducir explícitamente en los modelos (bien porque no hay información disponible o bien por la dificultad de su medición). La mayoría de los trabajos publicados sobre la convergencia en el sector agrario se sirven de técnicas no paramétricas o modelos de corte transversal o de datos de panel estáticos que, aunque pueden ser muy ilustrativos, presentan problemas econométricos y no captan las interesantes potenciales características de la dinámica conjunta de la distribución. Para soslayar estos problemas y poder controlar por las características individuales de cada agricultura, la metodología empleada para el análisis de la convergencia consiste en la utilización de técnicas de datos de panel dinámicos, mediante el Método Generalizado de Momentos (GMM en inglés) propuesto por Arellano y Bond (1991) y la corrección de Kiviet (1995) para muestras cortas. Esta metodología es completada con el uso de técnicas de la dinámica de la distribución sugeridas por Quah (1993), como son las funciones de densidad, las matrices de transición y los kernels estocásticos, que permiten contestar a preguntas como cuál es la probabilidad de que una agricultura poco productiva abandone esta condición o si son significativos los movimientos dentro de la distribución o cuál será el hipotético comportamiento de la productividad a largo plazo.

El trabajo está organizado como sigue: en el apartado 2 se hace un repaso a la literatura teórica y empírica existente sobre el tema. El apartado 3 presenta la metodología seguida. El apartado 4 describe los datos empleados en el análisis y en él se hace una clasificación de las agriculturas atendiendo a la evolución de su productividad laboral. En el apartado 5 se muestran los resultados de las estimaciones y, finalmente, en el apartado 6 se sintetizan las principales conclusiones.

2. Marco teórico y revisión empírica de la convergencia entre las agriculturas regionales europeas

La literatura que ha analizado la dinámica de la productividad en términos de convergencia parte de la teoría de crecimiento neoclásico (véase Solow, 1956). Según ésta, las regiones involucradas en un proceso de integración de mercados, independientemente de su nivel de productividad inicial, tenderán a converger hacia un mismo nivel de productividad. Bajo los supuestos de rendimientos decrecientes del capital, libre movilidad de factores, libre comercio y difusión tecnológica, los niveles de productividad de todas las regiones deberían acercarse en el largo plazo.

Esto se conoce como la hipótesis de convergencia absoluta. Sin embargo, los postulados sobre los que se asienta esta hipótesis son bastante discutibles. La tasa de ahorro no tiene por qué ser exógena; el crecimiento del empleo no necesariamente es constante; el nivel de tecnología puede variar entre unas regiones y otras; y las economías se desenvuelven en escenarios abiertos.

Diversos autores han tratado de solventar las incongruencias del modelo reformulando sus supuestos para acercarlos a la realidad. La tasa de ahorro es posible que tenga un carácter endógeno si suponemos que la función de utilidad de los consumidores o sus preferencias son los que la determinan (véase Cass, 1965; Koopmans, 1965).

Otro supuesto difícil de mantener es la concepción de un escenario de economía cerrada. El entorno donde se desenvuelven las regiones es abierto, y más en el caso de las regiones de la UE, involucradas en un proceso de integración y liberalización sin precedentes. Ello quiere decir que la tasa de ahorro puede incrementarse con la llegada de ahorro externo, la población puede aumentar por la inmigración o las tecnologías pueden ser importadas del exterior.

En el caso de la tecnología, asumir que es la misma para todas las economías tampoco parece algo razonable. La solución dada en los modelos de corte neoclásico fue la introducción del progreso técnico, esto es, permitir que la tecnología no fuera constante en el tiempo (véase Solow, 1957; De la Fuente, 1994). De este modo, el progreso técnico actúa como vía de convergencia siempre y cuando se mantengan los supuestos de que cualquier avance tecnológico es igual de accesible para todas las economías, al menos en el largo plazo, y de que la acumulación de capital tecnológico presente rendimientos decrecientes. Si no se cumplen estos supuestos, el progreso técnico puede actuar como una importante fuente de divergencia (véase De la Fuente, 2000). Este argumento ha sido rebatido por la literatura. Autores como Abramovitz (1986) señalan, bajo los supuestos neoclásicos, que el progreso técnico tiene las propiedades de un bien público. Aunque los niveles tecnológicos de partida no sean los mismos, las economías que estén por debajo de las líderes en productividad tienen la posibilidad de sacar provecho de la difusión del conocimiento tecnológico y crecer más rápidamente. La convergencia en productividad se puede obtener si se permite que las fuerzas del mercado generen los incentivos necesarios para que los procesos de imitación actúen.

A pesar de la reformulación de los supuestos del modelo y de la identificación de diversos mecanismos de convergencia (rendimientos decrecientes, movilidad de factores, difusión tecnológica) también hay que tener en cuenta que es muy estricto y poco realista pensar que las economías no se diferencian en los parámetros del modelo. Si se altera este supuesto, es difícilmente comprensible que las economías converjan hacia un estado estacionario común.

Ahora bien, esto no es obstáculo para que aquellas regiones que compartan ciertas similitudes en los parámetros del modelo puedan aproximar sus niveles de productividad. Ello ha dado lugar a la distinción de la noción de convergencia condicional por parte de trabajos posteriores (véase Barro y Sala-i-Martin, 1990, 1991, 1992). En un proceso de integración, donde se involucran regiones muy diversas, la convergencia absoluta no tiene por qué ser un hecho automático. Implícitamente, el concepto de convergencia condicional asume la convivencia de grupos de regiones con diferentes estados estacionarios, es decir, la persistencia de las desigualdades de productividad entre regiones en el largo plazo. Por tanto, aparece una paradoja: hablar de convergencia condicional realmente no implica la reducción de las disparidades regionales a lo largo del tiempo.

Un problema adicional es que los determinantes del estado estacionario de la productividad son más diversos que los señalados por el modelo neoclásico. Hay factores que el modelo no contempla que pueden limitar, retrasar o interrumpir el proceso convergente. Factores, en muchos casos, que tienen que ver con las características

endógenas de los territorios. En el caso concreto de la agricultura, las condiciones agroclimáticas, las características de la mano de obra, el patrón de especialización, la dimensión de las explotaciones, las economías de aglomeración, la proximidad al mercado o la presencia de externalidades dinámicas asociadas a la interdependencia con el resto de sectores productivos, son algunos de los condicionantes endógenos y estructurales que pueden alterar el proceso de convergencia al tener un impacto sobre la productividad diferente en cada región.

Tampoco se debe olvidar el papel del empresario agrario. El modelo neoclásico prácticamente lo ignora. Pero en un mundo cada vez más globalizado e interdependiente, el empresario agrario está preocupado por la formación, la investigación, la innovación, la competitividad, de modo que sus decisiones afectarán a la eficiencia de las explotaciones y su productividad.

El grado de intervencionismo sería otro factor a tener en cuenta. En el sector agrario europeo las medidas de intervención y regulación articuladas a través de la PAC, distorsionan el funcionamiento de libre mercado e interfieren en el proceso de convergencia.

Por tanto, desde la perspectiva de la hipótesis de este trabajo se argumenta que existen algunos elementos que pueden llevar a que, en términos generales, no se produzca un acercamiento entre las productividades europeas. Las capacidades endógenas y los condicionantes de carácter local limitan el proceso de convergencia, contrarrestando las fuentes de convergencia activadas en un proceso de integración.

La literatura que estudia la dinámica convergente de las productividades agrarias regionales en el seno de la UE no es muy abundante. No obstante, durante los últimos años han proliferado algunos trabajos de interés que abordan cómo el proceso de integración ha afectado a las disparidades en productividad agraria. Aunque la mayor parte de los trabajos coinciden en señalar que existe algún tipo de convergencia, el debate sigue abierto en lo que respecta a cuál es la velocidad de convergencia, si existe o no cierta convergencia absoluta y qué factores influyen en el proceso convergente.

Entre estos destacan los trabajos de Paci (1997) y Paci y Pigliaru (1998). Los autores, en un análisis para el sector primario, industrial y de servicios, no encuentran evidencia de convergencia absoluta en la productividad laboral agraria en una muestra de 109 regiones europeas durante la década de 1980. No obstante, concluyen que la convergencia es condicional en el sentido de que sólo tiene lugar entre grupos de agriculturas similares, siendo mayor la convergencia hallada en las regiones del norte de Europa.

Otros estudios han ido más allá y han tratado específicamente el fenómeno de la convergencia agraria en las regiones europeas. Tal es el caso de Colino y Noguera (1999, 2000) y Colino *et al.* (1999). Los autores, con una muestra de 98 agriculturas para los años ochenta y noventa, no encuentran tampoco evidencia de convergencia en términos absolutos debido al comportamiento de las regiones más productivas. La convergencia en productividad se produce entre agriculturas con similares patrones estructurales y productivos (dimensión explotaciones, características de la mano de

obra, especialización). A diferencia de Paci (1997) y Paci y Pigliaru (1998), son las regiones del sur las que convergen más rápidamente que las del norte.

Para el mismo periodo, Castillo y Cuerva (2005) concluyen que la convergencia también es condicional, y que el diferente impacto de la PAC según la especialización en productos continentales o mediterráneos tiene implicaciones para la convergencia. Según los autores, las regiones especializadas en cultivos continentales, con mayor apoyo público por parte de la PAC, han obtenido mayores ganancias de productividad y presentan un mayor nivel de productividad en el estado estacionario.

Los estudios más recientes también coinciden en señalar que la convergencia en productividad agraria no es absoluta de modo que las agriculturas regionales siguen un patrón de club de convergencia y no convergen hacia el mismo nivel de productividad en el largo plazo. Este patrón es atribuido a diferencias en el tamaño de las explotaciones (véase Alexiadis y Alexandrakis, 2008), en la acumulación de capital tecnológico (véase Sassi, 2010) o en los niveles de desarrollo regional y en la inversión del sector (véase Ezcurra *et al.*, 2008, 2011).

La mayoría de la literatura empírica mencionada, basa sus análisis en modelos de corte transversal o de datos de panel estáticos. Siguiendo a Solow (1994), Islam (1995) y Canova y Marcet (2000), los resultados de los modelos de corte transversal pueden estar sesgados al omitir factores inobservables que determinan diferencias en la función de producción y, consecuentemente, en los estados estacionarios. Por ello, las técnicas de datos de panel son más adecuadas. Asimismo, el carácter dinámico de la ecuación de convergencia al incluir entre sus regresores a la variable dependiente retardada, hace necesario el empleo de estimadores que tengan en cuenta el problema de la endogeneidad (véase Arellano y Bond, 1991). El presente trabajo se hace eco de esta problemática y para analizar el proceso de convergencia entre las agriculturas regionales se sirve del estimador del Método Generalizado de Momentos (GMM), propuesto por Arellano y Bond (1991) y del estimador de Kiviet (1995) para controlar por el posible sesgo que puede darse en muestra cortas.

No obstante, los estudios que se limitan a la estimación de la ecuación de convergencia, a pesar de su importante contribución al conocimiento de las disparidades regionales, tienen importantes carencias. La principal reside en el hecho de que sólo aportan información parcial sobre la evolución de las disparidades, obviando aspectos relacionados con la movilidad y los cambios producidos en el seno de la distribución (véase Quah, 1993, 1996a, 1996b, 1996c, 1996d). Por ello, para una completa visión del fenómeno de la convergencia es necesario incluir otras nociones del concepto de convergencia, siguiendo los trabajos de Quah, que analizan la evolución de las disparidades a partir de los cambios observados en la forma de la distribución, así como de las transiciones sufridas a lo largo del periodo entre diferentes niveles de productividad. Los instrumentos necesarios para este análisis son las funciones de densidad, las matrices de transición y los kernels estocásticos.

Con este trabajo se pretende contribuir al todavía incipiente debate sobre la evolución de las disparidades en el sector agrario europeo. Las diferencias respecto a los trabajos realizados hasta el momento residen, por un lado, en la metodología

empleada que combina el análisis de las ecuaciones de convergencia a través de métodos de estimación más eficientes y las técnicas de la dinámica de la distribución. Por otro lado, este trabajo controla de forma conjunta por las especificidades de cada agricultura derivadas de los diversos factores endógenos y condicionantes de carácter local que influyen en la productividad del sector. Asimismo, como valor añadido, se presenta una estimación de los estados estacionarios de la productividad que permiten caracterizar cómo será la distribución en el largo plazo.

3. Metodología

3.1. Modelo dinámico de datos de panel

La forma habitual de analizar la convergencia ha consistido en estimar para una sección cruzada de economías un modelo de regresión donde la variable dependiente es la tasa de crecimiento de la productividad y la variable explicativa es el nivel inicial de dicha variable:

$$(1/T)\ln(y_{i,t}/y_{i,0}) = a + b \ln y_{i,0} + u_{i,t} \quad [1]$$

Para que se produzca convergencia, el signo del coeficiente que acompaña al nivel inicial de productividad, b , debe ser negativo y estadísticamente significativo, indicando que las regiones con menor productividad crecen a ritmos superiores a las más productivas.

Uno de los problemas del modelo recogido en (1) es que no sirve para captar muchas de las diferencias existentes entre las regiones, reduciendo la eficiencia de los estimadores y sesgando a la baja el coeficiente de convergencia (véase Islam, 1995; Canova y Marcet, 2000). La solución vendría dada por las técnicas de datos de panel (véase Arellano, 2003). A partir de la estimación de un modelo de efectos fijos es posible recoger la heterogeneidad inobservable:

$$(1/\tau)\ln(y_{i,t}/y_{i,t-\tau}) = \alpha_i + \lambda_t + b \ln y_{i,t-\tau} + u_{i,t} \quad [2]$$

donde α_i y λ_t representan los efectos fijos individuales y temporales, respectivamente, y t representa el número de años transcurridos entre t y $t-\tau$.

Pero una estimación como la recogida en (2) tampoco está exenta de problemas. Ello se observa mejor si se expresa la ecuación en forma autorregresiva:

$$z_{i,t} = \alpha_i + \lambda_t + \rho z_{i,t-1} + u_{i,t} \quad [3]$$

donde $z_{i,t} = [\ln(y_{i,t})/\tau]$, $z_{i,t-1} = [\ln(y_{i,t-\tau})/\tau]$, $\rho = b\tau + 1$, de modo que $b = (\rho-1)/\tau$.

El beta implícito, esto es, la velocidad de convergencia hacia el estado estacionario estaría dado por¹:

$$\rho = e^{-\beta t} \rightarrow \beta = -\ln(\rho) / \tau \quad [4]$$

Entre las variables explicativas del modelo especificado en (3) estaría la variable dependiente retardada, de modo que se trata de un modelo dinámico. La presencia de efectos fijos individuales en modelos dinámicos de panel puede provocar que el estimador LSDV (Mínimos Cuadrados con Variables Dummies) produzca estimaciones sesgadas al alza de la velocidad de convergencia (véase Nickell, 1981; Hsiao, 1986; Kiviet, 1995).

Introducir valores retardados de la variable dependiente como regresores implica que el estimador es inconsistente dado que el término de error está correlacionado con la variable dependiente retardada. En otras palabras, $z_{i,t-1}$ es endógena. Además, $z_{i,t-1}$ estará correlacionada con los efectos individuales no observados, es decir:

$$E[\alpha_i z_{i,t-1}] \neq 0 \quad [5]$$

La metodología más común para paneles dinámicos que no produce estimadores inconsistentes es el Método Generalizado de Momentos (GMM) propuesto por Arellano y Bond (1991). La estimación de paneles dinámicos a través de GMM permite controlar simultáneamente problemas de endogeneidad y de efectos individuales correlacionados. El primer paso necesario consiste en reescribir la ecuación (3) en primeras diferencias porque así se genera un término de error en primeras diferencias que no está correlacionado con ningún nivel de la variable retardada $z_{i,t-s}$ ($s \geq 2$). Los efectos fijos individuales, al ser valores constantes, son eliminados al aplicar primeras diferencias, por lo que este modelo, a diferencia del de LSDV, no permite observar tales efectos directamente:

$$z_{i,t} - z_{i,t-1} = (\lambda_t - \lambda_{t-1}) + \rho(z_{i,t-1} - z_{i,t-2}) + (u_{i,t} - u_{i,t-1}) \quad [6]$$

o

$$\Delta z_{i,t} = \Delta \lambda_t + \rho \Delta z_{i,t-1} + \Delta u_{i,t} \quad [7]$$

donde $\Delta z_{i,t} = z_{i,t} - z_{i,t-1}$ y $\Delta z_{i,t-1} = z_{i,t-1} - z_{i,t-2}$

En términos del parámetro b se puede expresar:

$$\Delta z_{i,t} - \Delta z_{i,t-1} = \Delta \lambda_t + b \Delta z_{i,t-1} + \Delta u_{i,t} \quad [8]$$

¹ La expresión de la velocidad de convergencia resulta de la ecuación de convergencia derivada del modelo neoclásico de crecimiento (véase Barro y Sala-i-Martin, 1992; pág. 229), cuya formulación para una estimación con datos de panel sería:

$$(1/\tau) \ln(y_{i,t} / y_{i,t-\tau}) = \alpha_i - (1/\tau)(1 - e^{-\beta\tau}) \ln(y_{i,t-\tau}) + u_{i,t}$$

donde: $b = -(1/\tau)(1 - e^{-\beta\tau})$.

Con la diferenciación, $\Delta z_{i,t-1}$ está correlacionado con el término de la perturbación aleatoria $\Delta u_{i,t}$, lo que introduce un sesgo en el parámetro estimado de b . Este método busca encontrar variables o instrumentos que puedan sustituir a $\Delta z_{i,t-1}$ pero que no estén correlacionadas con $\Delta u_{i,t}$. Por ejemplo, $z_{i,t-2}$ no está correlacionado con el término de la perturbación aleatoria $\Delta u_{i,t}$, pero sí está correlacionado con la variable a la que deberá sustituir ($\Delta z_{i,t-1}$), luego puede ser utilizado como instrumento para estimar la ecuación (3). Por tanto, los instrumentos que se pueden emplear para estimar el parámetro asociado a $\Delta z_{i,t-1}$ son todos los niveles retardados de la variable en cuestión, empezando con el retardo dos y potencialmente yendo hacia atrás hasta el principio de la muestra. Por ejemplo, si con los datos de este trabajo se toman lapsos de tiempo de 3 años desde 1986, se dispondrían de 7 observaciones temporales ($t = 1, \dots, 7$) lo que permitiría utilizar cinco instrumentos. En el Cuadro 1 viene detallado el conjunto de instrumentos disponibles según el número de observaciones.

CUADRO 1

Instrumentos disponibles en estimaciones GMM en primeras diferencias

| Nº años | Ecuación | Instrumentos |
|---------|--|---|
| 3 | $\Delta z_{i,3} = r \Delta z_{i,2} + \Delta u_{i,3}$ | $z_{i,1}$ |
| 7 | $\Delta z_{i,7} = r \Delta z_{i,6} + \Delta u_{i,7}$ | $z_{i,1}, z_{i,2}, z_{i,3}, z_{i,4}, z_{i,5}$ |
| T | $\Delta z_{i,T} = r \Delta z_{i,T-1} + \Delta u_{i,T}$ | $z_{i,1}, z_{i,2}, \dots, z_{i,T-2}$ |

Fuente: Elaboración propia.

La consistencia del estimador GMM depende de la validez de dos supuestos: que los instrumentos sean válidos y que el término de error no exhiba correlación serial de segundo orden en los residuos de la especificación en primeras diferencias.

La estimación GMM se puede realizar en una o en dos etapas. La estimación en una etapa es consistente a medida que la muestra tiende a infinito, pero sólo es eficiente cuando los errores no presentan heterocedasticidad y no están correlacionados. En caso contrario, el estimador en dos etapas es más eficiente. Sin embargo, la estimación en dos etapas produce errores estándar demasiado pequeños o las t-ratios demasiado grandes en muestras pequeñas, mientras que los test basados en una etapa parecen ser más fiables. Dado que el valor de r suele ser muy parecido en ambas estimaciones, se aconseja utilizar el estimador en una etapa para obtener el valor de los coeficientes y de los errores estándar y el de dos etapas para realizar los pertinentes test de validez de los instrumentos y de autocorrelación (véase Arellano y Bond, 1991).

Siguiendo a Caselli *et al.* (1996) y Goerlich (2001), los efectos fijos individuales se podrían calcular indirectamente a través de la expresión:

$$\overline{\alpha_i + u_{i,t}} = z_{i,t} - (\hat{\lambda}_i + \hat{\rho}z_{i,t-1}) \quad [9]$$

y computando la media en el tiempo, es posible obtener una estimación de los efectos fijos individuales que nos da una idea aproximada de la magnitud de los mismos:

$$\hat{\alpha}_i = 1/T \sum (\overline{\alpha_i + u_{i,t}}) \quad [10]$$

A pesar de la idoneidad del estimador GMM, Kiviet (1995) demuestra que los modelos de datos panel que usan estimaciones con variables instrumentales pueden tener una pobre precisión y presentar considerables sesgos en muestras cortas.

Para controlar por este problema de sesgo, Kiviet (1995) estima una corrección en muestras pequeñas para el estimador GMM en paneles dinámicos. Sugiere que esta corrección debería utilizarse para paneles con diez o menos periodos de tiempo y donde no haya observaciones perdidas (paneles equilibrados).

Si bien los estimadores basados en GMM son consistentes suelen tener gran varianza. Por el contrario, el estimador LSDV es más eficiente aunque sesgado. En su trabajo, Kiviet halla una expresión para dicho sesgo y la utiliza para corregir las estimaciones GMM. La corrección se basa en un procedimiento de dos pasos, donde los residuos de la estimación en el primer paso a través de variables instrumentales son usados para el cálculo del sesgo en un segundo paso. Dicho procedimiento es denominado estimador de efectos fijos corregidos por sesgo (LSDVC).

3.2. Dinámica de la distribución: funciones de densidad, matrices de transición y kernels estocásticos

Una técnica muy útil para analizar la evolución de la forma de la distribución de la productividad es a través de la estimación de las funciones de densidad. Estas funciones muestran la distribución de probabilidad de los valores que alcanza la productividad en cada periodo. Su comparación en el tiempo proporciona información sobre los cambios de la forma externa y la evolución de las disparidades en el seno de la distribución.

La estimación de la función de densidad de la variable productividad, y , en un determinado punto, x , viene definida por la siguiente expresión:

$$\hat{f}(y^t) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x - y_i}{h}\right) \quad [11]$$

Donde n es el número de regiones, h es el parámetro de suavizado (o amplitud de ventana) que controla por la rugosidad de la forma de la función; y K es una función kernel que cumple:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} K(t) dt = 1 \quad [12]$$

La elección de la función kernel no es más importante que la elección del parámetro h (véase Silverman, 1986; Tortosa-Ausina *et al.*, 2005). Si h es muy pequeño, la función generará un excesivo número de picos en su forma. Por el contrario, en el caso de que la distribución presente múltiples modas, si h es demasiado grande esta información quedará oculta.

Las funciones de densidad analizan cómo cambia la forma de la distribución pero sin informar sobre el modo en que las regiones se mueven dentro de ella. Para poder capturar la dinámica dentro de la distribución se necesita calcular las matrices de probabilidad de transición de Markov (véase Quah, 1996a). Estas matrices proporcionan información sobre la probabilidad de que una región con cierto nivel de productividad pueda moverse hacia valores mayores o menores de productividad de un periodo a otro.

Para su cálculo se divide la distribución en varios intervalos o estados, de modo que se define el conjunto $E = (e_0, e_1, e_2, \dots, e_n)$ como el conjunto de estados para el caso de n particiones de la muestra. Para cada periodo la muestra puede permanecer en el mismo estado o transitar hacia otro. Así, la posibilidad de transición al estado e_j condicionado a la pertenencia inicial al estado e_i entre el periodo $t+1$ y t se define como:

$$\Pr(X_{t+1} = e_j / X_t = e_i) = m_{ij} \quad \forall e_i, e_j \in E \quad [13]$$

El conjunto de m_{ij} forma la matriz de transición de probabilidades, M , de orden $n \times n$ cuyos elementos están comprendidos entre cero y uno y la suma de las filas es igual a uno. La diagonal principal recoge la probabilidad de permanencia en los estados iniciales y permite cuantificar el grado de movilidad de la distribución.

Asumiendo que las probabilidades de transición entre dos estados permanecen invariantes en el tiempo, el modelo que define la dinámica de la distribución puede ser representado como un proceso autorregresivo. Iterando M podemos obtener:

$$\varphi_{t+s} = (M \times M \times \dots \times M) \varphi_t = M^s \varphi_t \quad \forall s \geq 1 \quad [14]$$

Donde φ_t es un vector de probabilidades de transición de orden $1 \times n$ que resume la distribución en el periodo t y φ_{t+s} en el periodo $t+s$. La matriz M^s describe como evoluciona la distribución de corte transversal a lo largo del tiempo.

Con la información suministrada por la matriz de probabilidades de transición, se puede describir el comportamiento a largo plazo de la distribución. Existe un vector de probabilidad $\pi = [\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_n]$, tal que:

$$\lim_{s \rightarrow \infty} M^s = \begin{pmatrix} \pi_1 & \pi_2 & \pi_n \\ \pi_1 & \pi_2 & \pi_n \\ \pi_1 & \pi_2 & \pi_n \end{pmatrix} \quad [15]$$

La probabilidad de encontrar el proceso en un cierto estado, por ejemplo j , después de un número grande de transiciones tiende al valor π_j , y es independiente de la distribución de probabilidad inicial definida para los estados. El vector π es llamado distribución del estado estacionario o distribución de equilibrio de la cadena de Markov, ya que describe la existencia de un límite hacia el que el vector de probabilidades converge (véase Durlauf y Quah, 1998).

Un problema que pueden presentar estas matrices es la sensibilidad de los resultados en función del número de estados de la cadena definidos. Para evitar este posible inconveniente Quah (1996a, 1997) y Durlauf y Quah (1998) sugieren estimar un kernel estocástico que equivaldría a una matriz de transición con un hipotético número infinito de estados. Su derivación formal puede consultarse en estos trabajos mencionados. El resultado es un gráfico tridimensional que refleja la función de densidad de la distribución de la productividad (eje Z) en el periodo $t+s$ (eje X) condicionada a los valores correspondientes al periodo previo t (eje Y).

4. Descripción de los datos

La productividad agraria se mide a través de la productividad laboral, esto es, el Valor Añadido Bruto (VAB) por trabajador (véase el Anexo 3 con los principales estadísticos descriptivos de las variables). Los datos sobre producción y empleo se han tomado de la base de datos regional europea elaborada por *Cambridge Econometrics*, para el periodo 1986-2004.

Los datos de empleo utilizados se refieren al número de ocupados en el sector. La información sobre el VAB viene recogida a precios básicos y expresada a precios constantes, con base 1995. *Cambridge Econometrics* utiliza como deflatores del VAB agrario el índice de precios sectorial en cada país obtenido de la base de datos AMECO (Annual Macro-Economic Database) de la Comisión Europea (Dirección General de Asuntos Económicos y Financieros). De este modo el deflactor utilizado ha sido el del VAB de la Agricultura, Silvicultura y Pesca con base para el año 1995. Los tipos de cambios empleados han sido los del euro con respecto al resto de monedas, también para el año 1995 para proveer así de datos en euros a precios constantes.

La base de datos de *Cambridge Econometrics* está diseñada para la totalidad de regiones de la UE lo que permite hacer análisis comparativos entre ellas. Además, rellena las importantes lagunas que presenta la base de datos regional de Eurostat para las variables de producción y empleo en el ámbito regional y sectorial simultáneamente. Esto permite disponer de información espacial y temporal para la totalidad del intervalo de tiempo y regiones escogidas, bajo la misma metodología del SEC-95. El Sistema Europeo de Cuentas (SEC-95) de Eurostat es la metodología que se utiliza en la UE desde hace unos años para la elaboración de la Contabilidad Nacional. Con anterioridad, la contabilidad agraria difería de la del resto de sectores productivos. Esta metodología, por tanto, ha implicado su homologación con las cuentas de

producción y explotación del resto de las ramas de actividad, de modo que en la actualidad las macromagnitudes agrarias son las mismas que las de cualquier otro sector económico².

A la hora de seleccionar el ámbito regional es importante que las regiones más grandes no aparezcan sobrevaloradas en el conjunto de los datos empleados. Esto podría ocurrir si se limita la información para las NUTS2. Para conseguir una mayor homogeneidad se ha utilizado una combinación de los distintos niveles NUTS³. Se han seleccionado 125 unidades territoriales pertenecientes a la UE-15: Bélgica (2), Dinamarca (1), Alemania (10), Grecia (13), España (17), Francia (22), Irlanda (1), Italia (20), Luxemburgo (1), Holanda (4), Austria (3), Portugal (7), Finlandia (5), Suecia (8) y Reino Unido (11). Su relación así como los niveles NUTS utilizados para cada país aparecen recogidos en el Anexo 1.⁴

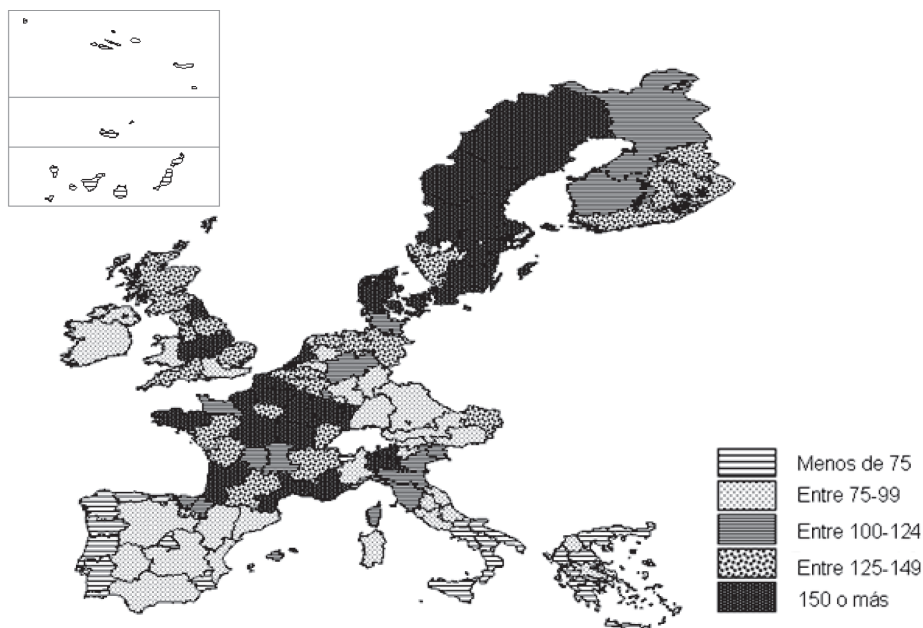
El Mapa 1 muestra la productividad agraria regional en términos relativos respecto a la media de la UE-15 en 2004. La principal conclusión es que las disparidades son patentes. La mayoría de regiones de Portugal y Grecia, así como parte de España e Italia, presentan unos niveles de productividad que no superan el umbral de los 20.000 euros. En el otro extremo, las regiones nórdicas y del norte de Francia son las más productivas al superar los 50.000 euros (véase el Anexo 2).

² Más información detallada de esta metodología puede consultarse en el INE (<http://www.ine.es/daco/daco42/daco4214/cbic19.pdf>).

³ La Nomenclatura de las Unidades Territoriales Estadísticas (NUTS) fue creada por Eurostat con el fin de proporcionar una manera única y uniforme de desglosar las unidades territoriales a la hora de elaborar las estadísticas regionales de la UE. La NUTS es una clasificación jerárquica, donde cada Estado miembro se divide en un número de regiones NUTS1, cada una de las cuales, a su vez, se divide en un número de regiones NUTS2 y, a su vez, éstas se subdividen en NUTS3. Así, por ejemplo, para el caso de España las NUTS1 agrupan diversas Comunidades Autónomas (Noroeste, Noreste, Comunidad de Madrid, Centro, Este, Sur e Islas Canarias), las NUTS2 se corresponden con las 17 Comunidades Autónomas y las dos ciudades autónomas, y las NUTS3 se corresponden con las provincias españolas, las islas y Ceuta y Melilla. Más información se puede encontrar en la página oficial de Eurostat http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/nuts_nomenclature/introduction.

⁴ Se han eliminado del análisis las regiones de Alemania del Este por falta de datos completos para todo el periodo, Bruselas y Londres por contar con unos niveles de producción y empleo agrario prácticamente insignificantes que podrían distorsionar los resultados, y los departamentos franceses de ultramar, así como Ceuta y Melilla por su pequeño tamaño y su situación periférica.

MAPA 1
Productividad agraria regional (UE-15 = 100), 2004



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de *Cambridge Econometrics*.

Estas notables disparidades se explican por el comportamiento diferenciado de la producción y el empleo en cada región. Siguiendo la metodología propuesta por Camagni y Cappellin (1985), se han combinado los datos de crecimiento de la producción, el empleo y la productividad para hacer una clasificación de los sectores agrarios regionales. Ello permite comparar la evolución de la productividad regional con la media comunitaria y ver en qué medida la variación de la producción y del empleo contribuyen a dicha evolución. Ahora bien, puesto que la agricultura en los últimos años se ha caracterizado por la pérdida de empleo en términos absolutos conviene reformular dicha metodología. En este caso se asume la premisa de que el empleo no se ha incrementado y lo relevante es saber si ha caído en mayor o menor medida que la media europea (Cuadro 2). En el Mapa 2 se resume la clasificación resultante.

CUADRO 2

Tipología regional agraria en función de las tasas de crecimiento de la productividad, la producción y el empleo

| | Productividad | VAB | Empleo |
|-----------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------|
| Crecimiento virtuoso | Crecimiento mayor a la media | Crecimiento mayor a la media | Caída menor a la media |
| Reestructurac. dinámica | Crecimiento mayor a la media | Crecimiento mayor a la media | Caída mayor a la media |
| Reestructurac. absoluta | Crecimiento mayor a la media | Crecimiento menor a la media | Caída mayor a la media |
| Reestructurac. intensiva | Crecimiento menor a la media | Crecimiento mayor a la media | Caída menor a la media |
| Reestructurac. conservadora | Crecimiento menor a la media | Crecimiento menor a la media | Caída menor a la media |
| Círculo vicioso | Crecimiento menor a la media | Crecimiento menor a la media | Caída mayor a la media |

Fuente: Elaboración propia.

De las 125 regiones analizadas, 61 tienen un crecimiento de la productividad agraria por encima de la media europea, pero por diferentes razones. En diez de ellas los aumentos en la producción están por encima de la media y la pérdida de empleo ha sido inferior. Son regiones que se caracterizan por no haber sufrido un proceso de reestructuración del sector tan intenso, lo que les ha permitido incrementar la producción agraria a mayores tasas. En este grupo se encuentran tres regiones francesas, dos griegas, dos portuguesas, junto con North Ireland, Trentino-Alto Adagio y Extremadura. Destaca el caso de Notio Adagio que incluso ha conseguido incrementar ligeramente el empleo. Estas diez regiones experimentan un *crecimiento virtuoso* del sector, puesto que han sido capaces de reorganizar sus sistemas de producción y obtener ganancias en la producción sin perder, en términos relativos, excesiva mano de obra.

Entre estas 61 agriculturas, otras 25 experimentan caídas del empleo y aumentos de la producción a tasas superiores a la media. Son agriculturas involucradas en procesos de *reestructuración dinámica* donde la mayor pérdida de empleo no ha ido acompañada de una caída de la producción del sector. El fuerte incremento de la producción y el rápido ritmo de pérdida de empleo han traído consigo ganancias de productividad agraria por encima de la media europea. En este grupo se encuentran regiones pertenecientes fundamentalmente a Suecia, Dinamarca, Italia, España y Francia.

En las 26 regiones restantes con crecimiento de la productividad por encima de la media, la producción aumenta por debajo de la media y la pérdida de empleo ha sido mayor. En algunas regiones la tasa de variación de la producción fue incluso negativa. Las ganancias de productividad agraria conseguidas se han debido a la importante destrucción de empleo. Estas agriculturas están inmersas en un proceso de *reestructuración absoluta* donde el fuerte ritmo de destrucción de empleo viene acompañado de un menor crecimiento de la producción o incluso de una caída de su valor.

Respecto a las 64 regiones con tasas de crecimiento de la productividad inferiores a la media comunitaria, en 14 los aumentos de la producción superan el promedio comunitario al mismo tiempo que el empleo agrario cae menos. Incluso en cinco de estas 14 regiones el empleo del sector aumenta. Se está ante un proceso de *reestruc-*

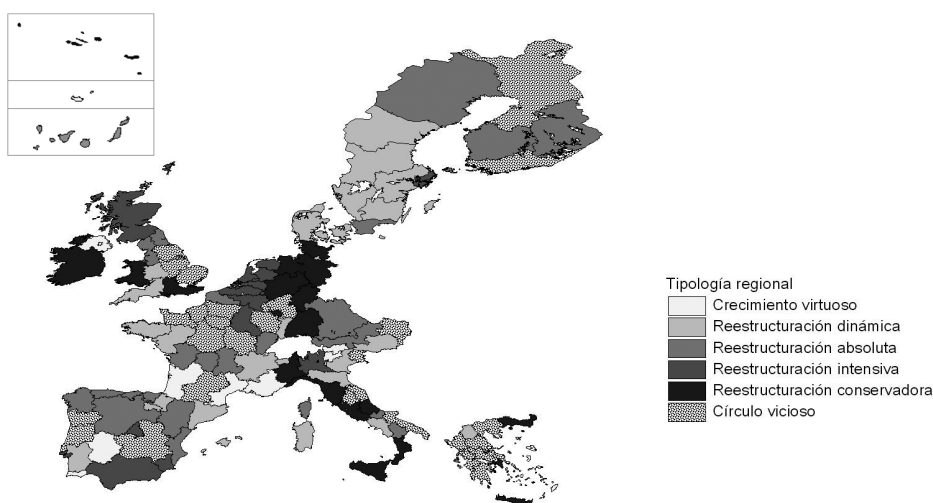
turación intensiva donde la menor caída o el mantenimiento de los niveles de empleo conllevan crecimientos de la productividad por debajo de la media. Gracias al uso más intensivo del factor trabajo consiguen incrementar la producción a un buen ritmo, pero no lo suficiente como para conseguir ganancias de productividad significativas. Sobresale el caso de Zuid-Nederland cuya productividad ha caído, ya que el incremento del empleo no se ha visto correspondido con un mayor crecimiento de la producción.

Otras 21 regiones experimentan un crecimiento de la producción y una caída de empleo inferiores a la media europea. Azores es la única región del grupo donde se ha incrementado el empleo. Este proceso se puede definir como de *reestructuración conservadora*. Mantener el empleo o hacer que caiga lo menos posible es el objetivo, a pesar de que ello implique reducir los niveles de eficiencia y un menor crecimiento de la producción agraria. En este grupo predominan las regiones italianas.

Por último, en las 29 regiones restantes el crecimiento de la producción es inferior a la media comunitaria y la pérdida de empleo mayor. De hecho, en casi todas, la producción ha caído. Son agriculturas que se encuentran en la peor situación posible, en un declive del sector o *círculo vicioso*. El fuerte ritmo de pérdida de empleo va acompañado de una importante merma en el crecimiento de la producción. Casi la mitad de regiones griegas se encuentran en esta situación, así como parte de las regiones francesas.

MAPA 2

Tipología regional agraria en función de las tasas de crecimiento de la productividad, de la producción y del empleo, 1986-2004



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de *Cambridge Econometrics*.

5. Resultados empíricos

5.1. Estimación de un modelo de panel dinámico

En el Cuadro 3 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación de convergencia (3) utilizando los estimadores GMM y el LSDVC. Para reducir la influencia de las fluctuaciones de los ciclos económicos y la correlación serial del término de error, sería conveniente utilizar lapsos de tiempo de al menos cinco años (véase Islam, 1995; Caselli *et al.*, 1996). En este aspecto no existe unanimidad en la literatura puesto que Shioji (1997a, 1997b) propone tomar datos cada dos años como mínimo para evitar los errores de medida, mientras otros autores emplean datos de periodicidad menor, a pesar de los problemas citados (véase Tondl, 1999; López-Rodríguez, 2008).

La longitud de la muestra es de 19 años. Tomar lapsos de tiempo de cinco años supondría quedarse con muy pocas observaciones para cada región. Se ha decidido emplear lapsos de tres años ($\tau=3$) lo que reduce a siete las observaciones para cada una de las 125 regiones, correspondientes a los años 1986, 1989, 1992, 1995, 1998, 2001 y 2004.

CUADRO 3
Modelo dinámico de convergencia, 1986-2004 ($\tau = 3$)

| | (1) | (2) | (3) |
|---|----------------|----------------|----------------|
| | GMM-1 | GMM-2 | LSDVC |
| ρ | 0,670* (0,122) | 0,621* (0,107) | 0,676* (0,045) |
| β implícita | 13,3% | 15,8% | 13,1% |
| Test de Sargan (p- valor) | 0,26 | 0,12 | - |
| Test de correlación serial 2º orden (p-valor) | 0,08 | 0,13 | - |
| Nº obs. | 625 | 625 | 625 |

Nota: Se han incluido variables *dummies* temporales; Desviación estándar entre paréntesis; * Significativo al 99%.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de *Cambridge Econometrics*.

En las columnas 1 y 2 se ha llevado a cabo la estimación utilizando el estimador GMM en una etapa y en dos etapas, respectivamente. Ambas estimaciones no producen resultados significativamente diferentes y, dado que el coeficiente de la estimación en una etapa es más apropiado (véase Arellano y Bond, 1991), se utiliza éste para hacer las inferencias sobre los parámetros. El parámetro de convergencia es significativo y muestra el signo esperado. Se acepta la hipótesis de convergencia condicional a una tasa en torno al 13% anual. Esta velocidad implica que la mitad de

la brecha que separa a las regiones de su estado estacionario se cubre en cinco años, aproximadamente⁵. Las agriculturas regionales pasan la mayor parte del tiempo cerca de sus posiciones de equilibrio y las desviaciones se explican por shocks coyunturales.

La validez del modelo se contrasta con los test resultantes de la estimación en dos etapas. No existe correlación serial de segundo orden y el test de Sargan muestra que los instrumentos empleados en la estimación son válidos. El modelo estimado parece adecuado.

El coeficiente de la estimación GMM-1 es muy similar al obtenido por el LSDVC (corrección de Kiviet), lo que indica que apenas existe sesgo por muestras cortas. Se puede concluir que la velocidad de convergencia condicionada se encuentra alrededor del 13%.

Para comprobar la significatividad de los efectos fijos, dado que estas estimaciones no permiten observar tales efectos directamente, se ha llevado a cabo una estimación de la ecuación de convergencia (2) empleando un estimador de efectos fijos que permite controlar directamente por estos efectos individuales a través de la inclusión de una variable *dummy* para cada región (estimación por LSDV). El Cuadro 4 muestra los resultados de la estimación. El test de significatividad de las *dummies* permite afirmar que los efectos fijos son estadísticamente significativos y distintos entre sí. Asimismo, se ponen en evidencia las diferencias entre los estados estacionarios, reflejados en la gran amplitud existente entre los parámetros α_i .

CUADRO 4

Modelo de datos de panel con efectos fijos, 1986-2004 ($\tau = 3$)

| | Efectos fijos |
|--------------------------------------|-----------------|
| β | -0,191* (0,011) |
| α_i máximo | 0,896* |
| α_i mínimo | 0,326* |
| Test significatividad <i>dummies</i> | 3,57* |
| Nº obs. | 750 |
| F | 14,38* |
| R ² | 0,612 |

Nota: Se han incluido variables *dummies* temporales; Desviación estándar entre paréntesis; * Significativo al 99%.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de *Cambridge Econometrics*.

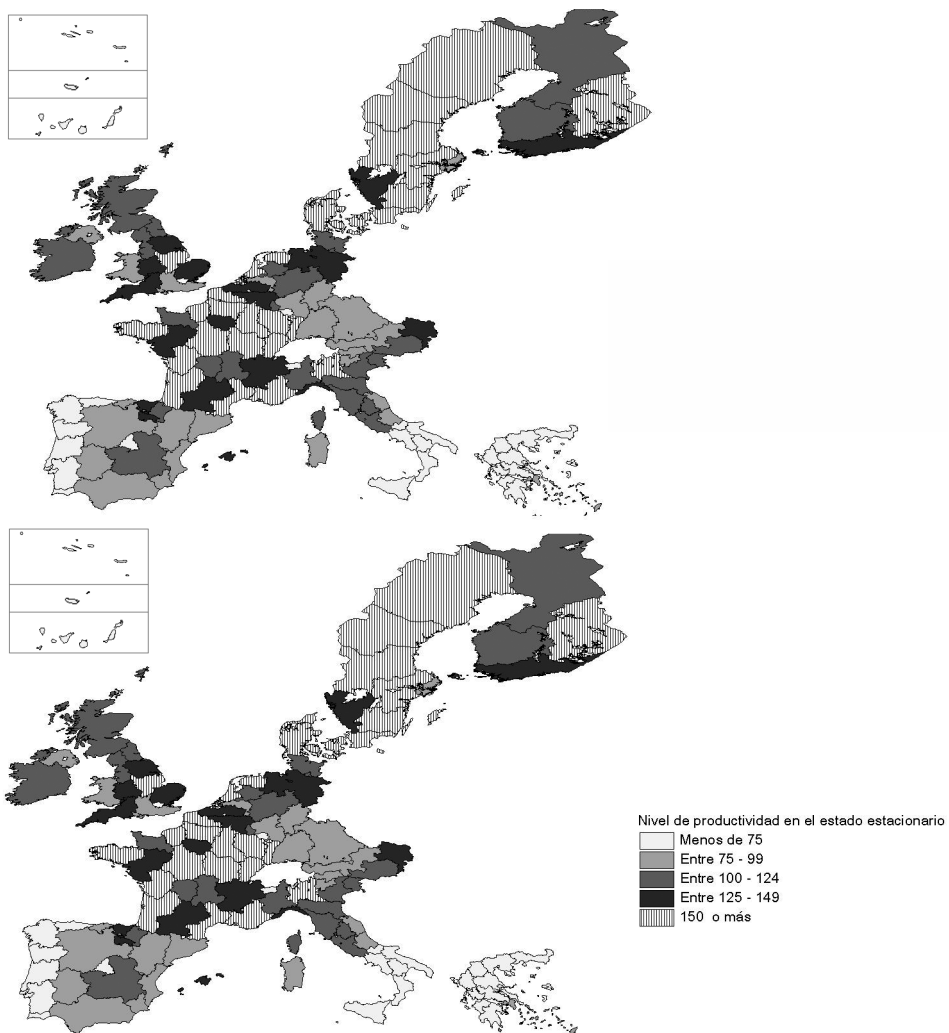
Tras las estimaciones del modelo dinámico de convergencia, se pueden aproximar indirectamente los niveles de productividad de los estados estacionarios, a partir de la expresión (10). En el Mapa 3 se comparan los niveles de productividad en el estado estacionario aplicando los diferentes estimadores: GMM en una etapa y LSDVC.

⁵ Este concepto recibe el nombre de vida media y se ha calculado a partir de la expresión: $\tau = -\ln(2)/\ln(1-\beta)$. Véase De la Fuente (1998) para su derivación.

Apenas existen diferencias, no obstante, la evidencia apuntada por ambas estimaciones es coincidente: existe una importante dispersión entre los estados estacionarios regionales, tal como se intuía con la estimación del modelo de efectos fijos en el Cuadro 4.

MAPA 3

Nivel de productividad en el estado estacionario según las diferentes estimaciones (UE-15 =100)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de *Cambridge Econometrics*.

Los resultados indican que las regiones se mueven muy cerca de sus estados estacionarios por lo que no cabe esperar alternaciones significativas en sus posiciones relativas dentro del *ranking* de productividad. El Cuadro 5 muestra el *ranking* en el estado estacionario según las estimaciones de las diez regiones con mayor y menor nivel de productividad laboral en 2004. El mayor nivel corresponde a la región sueca de Mellersta Norrland, cuya productividad en el estado estacionario sería superior al 360% de la media, y el menor a la región portuguesa de Madeira, con un nivel de estado estacionario del 17% de la media.

CUADRO 5
Ranking en productividad agraria en 2004
versus ranking en el estado estacionario

| | 2004 | GMM-1 | LSDVC |
|-----------------------------------|------|-------|-------|
| Regiones más productivas | | | |
| Mellersta Norrland (SE) | 1 | 1 | 1 |
| Ovre Norrland (SE) | 2 | 2 | 2 |
| Champagne-Ardenne (FR) | 3 | 3 | 3 |
| Norra Mellansverige (SE) | 4 | 4 | 4 |
| Alsace (FR) | 5 | 5 | 5 |
| Picardie (FR) | 6 | 6 | 6 |
| Prov.-Alpes-Cote d'Azur (FR) | 7 | 8 | 8 |
| Bourgogne (FR) | 8 | 7 | 7 |
| Dinamarca (DK) | 9 | 9 | 9 |
| Nord-Pas de Calais (FR) | 10 | 14 | 14 |
| Regiones menos productivas | | | |
| Dykiti Ellada (GR) | 116 | 116 | 116 |
| Kitri (GR) | 117 | 114 | 115 |
| Valle d'Aosta (IT) | 118 | 115 | 114 |
| Madrid (ES) | 119 | 112 | 112 |
| Ipeiros (GR) | 120 | 121 | 121 |
| Asturias (ES) | 121 | 118 | 118 |
| Centro (PT) | 122 | 122 | 122 |
| Acores (PT) | 123 | 123 | 123 |
| Madeira (PT) | 124 | 125 | 125 |
| Norte (PT) | 125 | 124 | 124 |

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de *Cambridge Econometrics*.

Las variaciones en los *rankings* entre las diferentes estimaciones son mínimas, como demuestra el elevado grado de correlación existente (Cuadro 6). La fuerte correspondencia encontrada entre ambas estimaciones apoya la conclusión de que los resultados se pueden considerar robustos. Asimismo, a grandes rasgos la posición en el *ranking* derivada de estas estimaciones se corresponde con la ordenación en términos de productividad observada en 2004, de forma que, aunque la distribución de la productividad no haya alcanzado su distribución estacionaria, la predicción es que las posiciones relativas de las distintas regiones no sufrirían grandes cambios en el futuro.

CUADRO 6
Coefficientes de correlación de Spearman entre los *ranking* en 2004 y en el estado estacionario

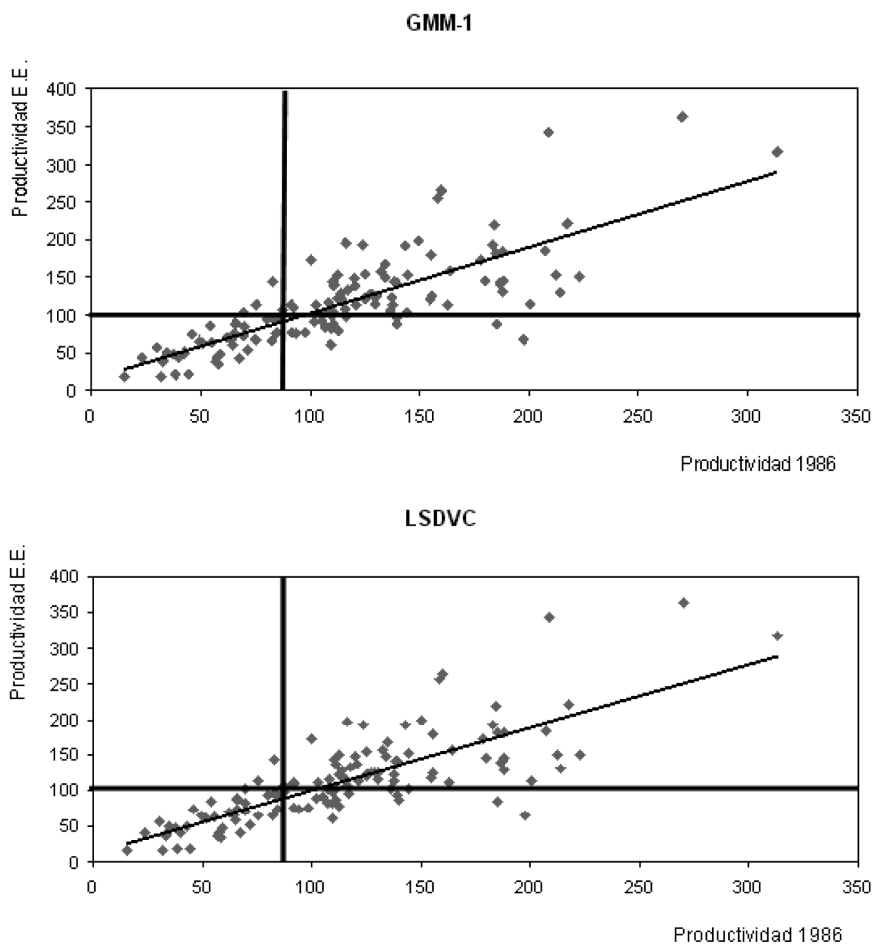
| | 2004 | GMM-1 | LSDVC |
|-------|--------|--------|--------|
| 2004 | 1 | 0,979* | 0,979* |
| GMM-1 | 0,979* | 1 | 0,999* |
| LSDVC | 0,979* | 0,999* | 1 |

* Significativo al 99%.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de *Cambridge Econometrics*.

En definitiva, no se confirma la hipótesis de convergencia de todas las agriculturas hacia el mismo nivel de productividad en el largo plazo. El Gráfico 1 recoge la fuerte relación positiva existente entre la productividad en 1986 y su nivel en el estado estacionario según ambas estimaciones. Las regiones que en 1986 estaban más alejadas de la media lo seguirán estando en el estado estacionario. Además, las regiones del sur, con mayores deficiencias estructurales siguen siendo las menos productivas. Del mismo modo, las regiones con mayor productividad en 1986 convergen hacia un nivel de estado estacionario superior. Ello confirma que las agriculturas con menor productividad están atrapadas en niveles inferiores y las de mayor productividad mantienen también sus posiciones.

GRÁFICO 1
Productividad agraria en 1986 versus valor en el estado estacionario estimado (UE-15 =100)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de *Cambridge Econometrics*

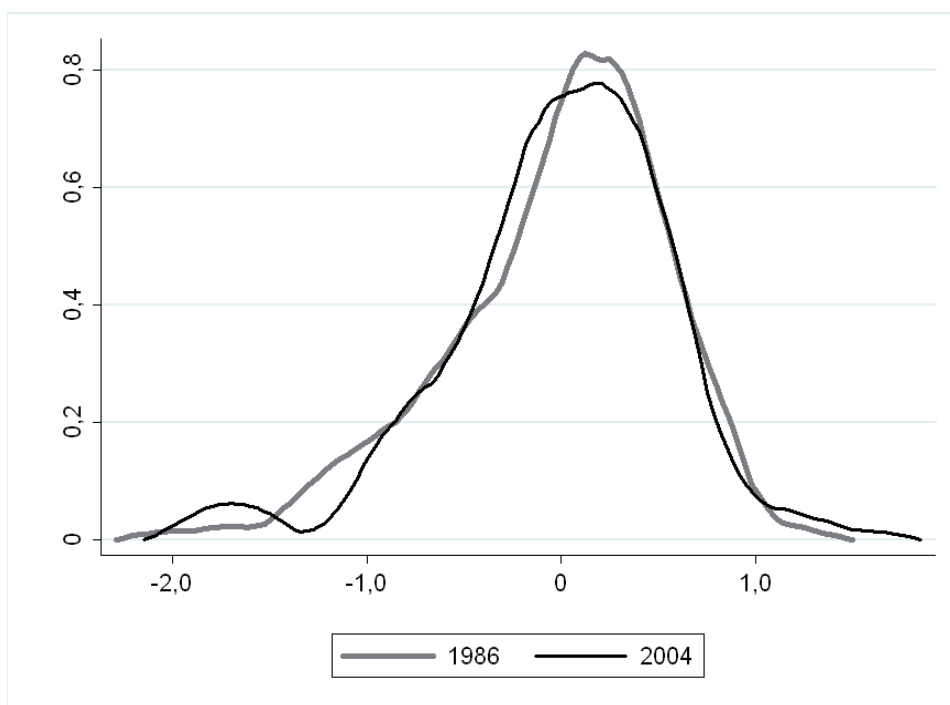
5.2. Resultados del análisis de la dinámica de la distribución

La evolución de la distribución de la productividad agraria se completa con la estimación de las funciones de densidad para el año inicial y final del periodo en el Gráfico 2. Para su cálculo se ha empleado el kernel gaussiano y se ha seleccionado el parámetro de suavizado propuesto por Sheather y Jones (1991). El dato de la produc-

tividad regional ha sido normalizado por la media europea para una mejor interpretación de los resultados y expresado en logaritmos para mitigar el posible efecto de los valores atípicos. De este modo un valor de cero en el eje de abscisas indica un valor de la productividad igual al promedio europeo. La función de densidad de 1986 se caracteriza por un comportamiento unimodal al estar la distribución muy concentrada alrededor de valores ligeramente superiores a la media europea. Sin embargo, esta situación inicial ha variado con el transcurso de los años. De hecho se observa una caída de la densidad concentrada alrededor de la media por la ligera pérdida de peso de los valores superiores al promedio. Pero lo más significativo es la aparición de una incipiente moda que estaría formada por un pequeño grupo de regiones con un comportamiento diferenciado en la cola inferior de las distribución con unos niveles de productividad muy bajos (inferiores al 50% de la media). La bimodalidad que parece surgir al final del periodo confirma la existencia de un proceso de estratificación y una tendencia a la convergencia hacia diferentes niveles de productividad.

GRÁFICO 2

Funciones de densidad de la productividad agraria en relación a la media europea, 1986-2004



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de *Cambridge Econometrics*.

Con las funciones de densidad previas no se puede apreciar si ha habido cambios en las posiciones relativas que ocupan las agriculturas dentro de la distribución. Por ello se ha estimado la matriz de probabilidad de transiciones de Markov. La clasificación de los estados de la matriz se ha hecho en función de los quintiles de la distribución de la productividad agraria en 1986 relativizada respecto a la media europea. De esta forma se garantiza que el número de regiones en cada grupo es el mismo en el periodo inicial, obteniendo una distribución uniforme (20% de las regiones en 1986 en cada estado).

La elección del lapso de tiempo que transcurre entre las transiciones de un estado a otro de la matriz es importante desde el punto de vista metodológico. El empleo de datos de periodicidad anual puede no ser adecuado dado que no es un periodo suficiente para que se produzcan cambios sustanciales dentro de la distribución. Por ello se ha considerado oportuno calcular la matriz para transiciones quinquenales (Cuadro 7). La primera fila y columna indica el intervalo de productividad que representa cada estado. El primer estado contiene a las regiones con un nivel de productividad inferior al 63,4% de la media europea, el segundo a las regiones con niveles entre el 63,4% y el 99,7% y, así, sucesivamente. Cada año las regiones están localizadas en uno de los cinco estados mutuamente excluyentes que se pueden asimilar a las categorías de productividad muy baja, baja-media, media-alta, alta y muy alta.

La matriz evidencia un alto grado de persistencia en los extremos de la distribución, sobre todo, en el estado de menor productividad. Las regiones con menor productividad en 1986 han permanecido en esa misma categoría con una probabilidad de más del 83%, mientras que el 16% restante han transitado hacia niveles superiores. En el extremo opuesto, casi el 75% de las regiones con mayores niveles iniciales de productividad han mantenido este estatus a lo largo de todo el periodo. La mayor movilidad se produce en los estados intermedios, especialmente en el que comprende a las regiones con niveles de productividad media-alta. Dentro de este grupo de regiones, más del 32% han transitado hacia estados de productividad superiores y un 29% lo han hecho hacia estados de menor productividad relativa.

La solución ergódica o de equilibrio a largo plazo de la matriz muestra una distribución concentrada alrededor de los valores comprendidos en el estado de productividad bajo-medio debido a la pérdida de peso de los estados de productividad circundantes, especialmente el de productividad media-alta. No obstante, el porcentaje de regiones con niveles de productividad muy alto en 1986 permanecerá prácticamente invariable en el largo plazo, manteniéndose alrededor del 20%. De igual modo apenas disminuye el porcentaje de regiones catalogadas como de productividad muy baja (18,4%). Por tanto, la tendencia hacia los niveles medios de productividad es muy lenta y viene acompañada de un elevado grado de persistencia. Tanto las agriculturas menos eficientes como las de mayor nivel de productividad tienden a perpetuarse en sus posiciones.

CUADRO 7

Matriz de transiciones quinquenal de la productividad agraria en relación a la media europea, 1986-2004

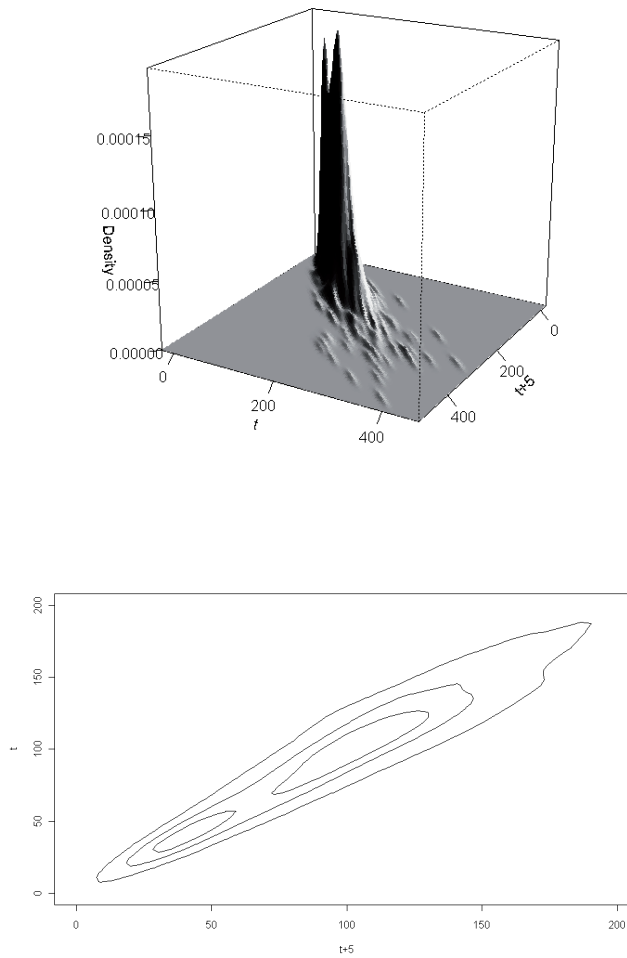
| | [0-63,4) | [63,4-99,7) | [99,7-119,7) | [119,7-150,2) | [150,2 - ∞) |
|-------------------|----------|-------------|--------------|---------------|-------------|
| [0-63,4) | 83,67 | 15,76 | 0,57 | 0,00 | 0,00 |
| [63,4-99,7) | 10,16 | 67,71 | 15,63 | 6,25 | 0,26 |
| [99,7-119,7) | 1,03 | 28,18 | 38,14 | 26,80 | 5,84 |
| [119,7-150,2) | 0,55 | 7,48 | 24,10 | 44,60 | 23,27 |
| [150,2 - ∞) | 0,00 | 0,82 | 3,01 | 21,37 | 74,79 |
| Distrib. ergódica | 18,42 | 27,06 | 15,21 | 18,44 | 20,81 |

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de *Cambridge Econometrics*.

Para corregir el posible sesgo de los resultados en función del número de estados seleccionados, se ha estimado el kernel estocástico que no es más que el equivalente a una matriz de transición con un continuo de filas y columnas. El Gráfico 3 recoge la probabilidad asociada a cada par de valores de la productividad relativa a la media europea en t y $t+5$. El eje de las X representa la productividad agraria en el año $t+5$ y el eje de las Y la productividad cinco años antes, mientras que el eje Z representa la densidad o probabilidad condicionada en cada punto del plano para cada par de valores X-Y. La estimación se acompaña con un gráfico de contorno que ayuda a la interpretación de los resultados. Cada línea refleja un corte paralelo a los ejes X e Y para distintos valores de la densidad. Se observa como la probabilidad se concentra sobre la diagonal positiva, signo del limitado grado de movilidad de la distribución. Lo más significativo es que la distribución muestra dos picos. Uno de ellos está concentrado en torno a los valores medios y el otro alrededor de valores del 50% de la media europea. Estos resultados confirman los resultados previos de la matriz de transición. La persistencia de la distribución de la productividad agraria es muy elevada. En otras palabras, las agriculturas europeas suelen terminar donde empiezan en términos de productividad en el horizonte temporal analizado. Las agriculturas peor paradas han sido las que parten de niveles de productividad relativamente bajos que no han visto mejorada su posición, contribuyendo a la polarización de la distribución y a la persistencia de las diferencias en productividad en el sector europeo.

GRÁFICO 3

Kernel estocástico para transiciones quinquenales de la productividad agraria en relación a la media europea, 1986-2004



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de *Cambridge Econometrics*.

6. Conclusiones

En este trabajo se ha llevado a cabo un análisis de la evolución de la productividad del trabajo del sector agrario en las regiones europeas para el periodo 1986-2004 a partir de la estimación de ecuaciones de convergencia y técnicas de la dinámica de la distribución. La inconsistencia de las estimaciones de la ecuación de convergencia que emplean datos de corte transversal ha llevado al uso de técnicas de datos de panel para una mejor aproximación al fenómeno de la convergencia. Asimismo, el carácter dinámico del modelo hace necesario el empleo de métodos de estimación que tengan en cuenta el problema de la endogeneidad.

Los resultados de las estimaciones de las ecuaciones de convergencia apuntan hacia la existencia de diferencias en los estados estacionarios y ponen de relieve que las disparidades en la productividad aparente del trabajo no obedecen exclusivamente a factores coyunturales que afectan a la producción y al empleo. Al controlar por las características individuales de cada agricultura y ser las diferencias entre éstas muy significativas, los resultados confirman como los condicionantes locales y estructurales, recogidos en los efectos fijos estimados, frenan la posible tendencia convergente en términos de productividad derivada del proceso de integración de mercados. Por tanto, no es de esperar que en un futuro próximo los niveles de productividad del sector se aproximen mientras sigan persistiendo las disparidades estructurales entre las diferentes agriculturas.

La medición de la convergencia no está completa si no se atiende a los cambios en la distribución. La dinámica de la distribución muestra que las disparidades en productividad se han mantenido en el periodo de estudio debido a la escasa movilidad observada en los extremos de la distribución. Esto es, las regiones con niveles de productividad más bajos han tendido a permanecer en este estatus durante estos años del mismo modo que las regiones catalogadas como las más productivas al inicio lo siguen siendo al final del periodo. La convergencia de la distribución hacia valores medios apenas se está produciendo e, incluso, cierto grado de polarización es observado en el extremo inferior de la distribución. Por tanto, las condiciones de partida importan, de tal forma que los niveles de productividad en el pasado influyen en los niveles de productividad en el futuro. Se crea así un círculo vicioso que propicia que las agriculturas menos eficientes tengan mayores dificultades para mejorar sus niveles de eficiencia.

Desde el punto de vista de la política económica, y aunque sería necesario un estudio mucho más preciso del impacto de la PAC sobre la dinámica de la productividad en el sector, la evidencia aportada en este trabajo puede ser útil por dos motivos. En primer lugar, las disparidades en la productividad del trabajo del sector pueden trasladarse a diferencias en renta agraria y, por tanto, la persistencia de tales disparidades pone en duda el papel redistributivo que se ha llegado a otorgar a la PAC por parte de las autoridades europeas (véase Comisión Europea, 1997). Ello reabre el debate en torno al futuro de la PAC. El que detrás de estas diferencias en productividad se encuentren condicionantes de carácter local y endógenos que inciden en la eficiencia de las explotaciones, no hace sino más que reafirmar la necesidad de dotar

de mayor envergadura a la vertiente estructural de la PAC, esto es, la política de desarrollo rural con claras implicaciones territoriales. En la medida que esta política trata de fomentar un sector más competitivo y eficiente promueve la convergencia en productividad. En segundo lugar, el haber detectado la existencia de un grupo de agriculturas caracterizadas por unos persistentes bajos niveles de eficiencia hace que se cuestione qué regiones deben ser objeto de ayudas y cuáles no. La mayor parte del esfuerzo y ayuda debería estar dirigida hacia la mejora de las condiciones estructurales de las agriculturas menos productivas.

En este sentido la última gran reforma de la PAC acometida en 2003 va en esta dirección pero aún está por ver si las ayudas recibidas vía desarrollo rural son utilizadas para compensar las rentas perdidas por el descenso de los precios y de las ayudas directas o servirán para acometer las inversiones necesarias para aumentar el tamaño económico de las explotaciones y aprovechar su potencial endógeno.

Por último, señalar que el análisis aquí presentado no está exento de limitaciones. La medición de la productividad en el sector agrario es tarea complicada, ya que un indicador completo de productividad requeriría información sobre el resto de factores productivos (capital, tierra, tecnología). La distinta intensidad en el uso del factor trabajo dependiendo de la especialización productiva lleva a diferencias en la productividad del trabajo que no estarían mostrando la eficiencia conjunta de la utilización de todos los recursos. El incremento de la productividad del trabajo no puede ser atribuido exclusivamente a un mayor esfuerzo o cualificación de la mano de obra, ya que estas mejoras pueden estar relacionadas con la innovación o la mayor mecanización de las tareas agrarias. Sería, por tanto, aconsejable la utilización de una medida simultánea de la productividad a través de la productividad total de los factores. En la UE las bases de datos regionales a escala sectorial están todavía poco desarrolladas. Por ejemplo, no existe información sobre la dotación de capital, ya sea público o privado, con la que cuenta el sector agrario, y tampoco existe un indicador sobre el grado de innovación en el sector. La falta de esta información dificulta el poder llevar a cabo un análisis de la productividad total de los factores en el ámbito regional europeo. La UE debería hacer un mayor esfuerzo para mejorar y ampliar la disponibilidad de datos. De este modo, se favorecerán las investigaciones económicas para ofrecer un mayor conocimiento de la realidad que rodea a los sectores agrarios regionales e implementar una política sectorial más acorde a las necesidades del sector.

Referencias

- Abramovitz, M. (1986). "Catching up, forging ahead and falling behind". *The Journal of Economic History*, 46(2): 385-406. <http://doi.org/bf6wq2>
- Alexiadis, S. y Alexandrakis, A. (2008). "Threshold conditions' and regional convergence in European agriculture". *International Journal of Economics Sciences and Applied Research*, 1(2): 13-37.

- Arellano, M. y Bond, S. (1991). "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations". *Review of Economic Studies*, 58(2): 277-297. <http://doi.org/cgf6zs>
- Arellano, M. (2003). *Panel data Econometrics*. Oxford University Press, Oxford. <http://doi.org/cc4jw8>
- Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1990). *Economic growth and convergence across the United States*. Working paper 3419. National Bureau of Economic Research (NBER).
- Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1991). "Convergence across states and regions". *Brookings Papers on Economic Activity*, 22(1): 107-182. <http://doi.org/cbkmf6>
- Barro, R. y Sala-i-Martin, X. (1992). "Convergence". *Journal of Political Economy*, 100(2): 223-251. <http://doi.org/dbs23v>
- Camagni, R. y Capellin, R. (1985). *La productivité sectorielle et la politique regionales*. Documento de trabajo de la Dirección General de Política Regional, Comisión de las Comunidades Europeas, Bruselas.
- Canova, F. y Marcet, A. (2000). *The poor stay poor: Non convergence across countries and regions*. Economics Working Papers 137. Departamento de Economía y Finanzas, Universidad Pompeu Fabra.
- Caselli, F., Esquivel, G. y Lefort, F. (1996). "Reopening the convergence debate: A new look at cross-country growth empirics". *Journal of Economic Growth*, 1(3): 363-390. <http://doi.org/csgen9>
- Cass, D. (1965). "Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation". *The Review of Economic Studies*, 32(3): 233-240. <http://doi.org/fv8xh6>
- Castillo, J.S. y Cuerva, M.C. (2005). "Análisis de la convergencia en productividad agraria en las regiones europeas". *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 5(10): 89-106.
- Colino, J. y Noguera, P. (1999). "La difícil convergencia de las agriculturas europeas, en España". En García Delgado, J.L. (Ed.): *Economía: Ante el siglo XXI*. Espasa Forum, Madrid: 111-127.
- Colino, J. y Noguera, P. (2000). "Patrones estructurales y convergencia interregional en la agricultura europea". *Historia Agraria*, 22: 111-128.
- Colino, J., Noguera, P. y Rodríguez, M. (1999). *La agricultura gallega en la Unión Europea: balance del primer decenio*. Fundación La Caixa Galicia, Santiago de Compostela.
- Comisión Europea (1997). *Informe sobre los progresos realizados para conseguir la cohesión económica y social*. Dirección General de Política Regional, Bruselas.
- Comisión Europea (2001). *Study on the impact of community agricultural policies on economic and social cohesion*. Dirección General de Política Regional, Bruselas.
- De La Fuente, A. (1994). "Crecimiento y convergencia". En Esteban, J.M. y Vives, X. (Eds.): *Crecimiento y convergencia regional en España y Europa*. Instituto de Análisis Económico, Barcelona: 199-247.

- De La Fuente, A. (1998). *Algunas técnicas para el análisis de la convergencia con una aplicación a las regiones española*. Documento de Trabajo D-98007. Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria. Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- De La Fuente, A. (2000). *Convergence across countries and regions: Theory and empirics*. C.E.P.R. Discussion Papers 2465. Centre for Economic Policy Research, Londres.
- Durlauf, S.N. y Quah, D. (1998). *The new empirics of economic growth*. Center for Economic Performance Discussion Paper. London School of Economics, Londres. <http://doi.org/fqn6mn>
- Ezcurra, R., Iraizoz, B., Pascual, P. y Rapún, M. (2008). "Spatial disparities in European agriculture: A regional analysis". *Applied Economics*, 40(13): 1669-1684. <http://doi.org/bn7w76>
- Ezcurra, R., Iraizoz, B., Pascual, P. y Rapún, M. (2011). "Agricultural productivity in the European regions: Trends and explanatory factors". *European Urban and Regional Studies*, 18(2): 113-135. <http://doi.org/b5xrnt>
- García Álvarez-Coque, J.M. y Wieck, C. (2001). "¿Es la reducción de las desigualdades interregionales una cualidad de la PAC?" Comunicación presentada en el *IV Congreso Nacional de Economía Agraria*, Pamplona.
- Goerlich, F.J. (2001). *Desigualdad, diversidad y convergencia: (más) instrumentos de medida. Modelos de regresión*. IVIE, Valencia.
- Hsiao, C. (1986). *Analysis of panel data*. Cambridge University Press, Cambridge. <http://doi.org/dzdrx>
- Islam, N. (1995). "Growth empirics: A panel data approach". *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4): 1127-1170. <http://doi.org/fkvkvn>
- Kiviet, F. (1995). "On bias, inconsistency and efficiency of some estimators in dynamic panel data models". *Journal of Econometrics*, 68(1): 53-78. <http://doi.org/bj6g89>
- Koopmans, T.C. (1965). *On the concept of optimal economic growth*. Cowles Foundation Discussion Papers 163.
- López-Rodríguez, J. (2008). "Regional convergence in the European Union: Results from a panel data model". *Economics Bulletin*, 18(2): 1-7.
- Nickell, S. (1981). "Biases in dynamic models with fixed effects". *Econometrica*, 49(6): 1417-1426. <http://doi.org/cv5bt6>
- Paci, R. (1997). "More similar and less equal. Economic growth in the European regions". *Weltwirtschaftliches Archiv*, 133(4): 609-634. <http://doi.org/cd3tjk>
- Paci, R. y Pigliaru, F. (1998). "European regional growth: Do sectors matter?" En Admas, J. y Pigliaru, F. (Eds.): *Economic Growth and Change. National and Regional Patterns*. Edward Elgar, Cheltenham: 213-235.
- Quah, D. (1993). "Empirical cross-section dynamics in economic growth". *European Economic Review*, 37(2-3): 426-434. <http://doi.org/bxbrs4>

- Quah, D. (1996a). "Empirics for economic growth and convergence". *European Economic Review*, 40(6): 1353-1375. <http://doi.org/fc3qw4>
- Quah, D. (1996b). "Regional convergence clusters across Europe". *European Economic Review*, 40(3-5): 951-958. <http://doi.org/fp6vkvf>
- Quah, D. (1996c). "Convergence empirics across economies with (some) capital mobility". *Journal of Economic Growth*, 1(1): 95-124. <http://doi.org/c3jb94>
- Quah, D. (1996d). *Convergence as distribution dynamics (with or without growth)*. Center for Economic Performance Discussion Paper. London School of Economics and Political Science, Londres. <http://doi.org/btwgrg>
- Quah, D. (1997). "Empirics for growth and distribution: Stratification, polarization and convergence clubs". *Journal of Economic Growth*, 2(1): 27-59. <http://doi.org/fk7k67>
- Sasi, M. (2010). "OLS and GWR approaches to agricultural convergence in the EU-15". *International Advances in Economic Research*, 16(1): 96-108. <http://doi.org/dsx8f3>
- Sheather, S.J. y Jones, M.C. (1991). "A reliable data-based bandwidth selection method for kernel density estimation". *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 53(3): 683-690.
- Shioji, E. (1997a). *It's Still 2%: Evidence on convergence from 116 years of the US States panel data*. Economics Working Papers 236. Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra, Barcelona.
- Shioji, E. (1997b). *Convergence in panel data: Evidence from the skipping estimation*. Economics Working Papers 235. Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra, Barcelona.
- Silverman, B. (1986). *Density estimation for statistics and data analysis*. Chapman & Hall, London.
- Solow, R. (1956). "A contribution to the theory of economic growth". *Quarterly Journal of Economics*, 70(1): 65-94. <http://doi.org/fwwxt2>
- Solow, R. (1957). "Technical change and the aggregate production function". *Review of Economics and Statistics*, 39(3): 312-320. <http://doi.org/d3hn2v>
- Solow, R. (1994). "Perspectives on growth theory". *Journal of Economic Perspectives*, 8(1): 45-54. <http://doi.org/c5x7z2>
- Tondl, G. (1999). "The changing pattern of regional convergence in Europe". *Review of Regional Research*, 19(1): 1-33. <http://doi.org/bbk73g>
- Tortosa-Ausina, E., Pérez, F., Mas, M. y Goerlich, F.J. (2005). "Growth and convergence profiles in the Spanish provinces (1965-1997)". *Journal of Regional Science*, 45(1): 147-182. <http://doi.org/b74g69>

Anexo 1. Regiones seleccionadas**BELGIUM (NUTS 2)**

BE2 Vlaams Gewest

BE3 Region Wallonie

DENMARK (NUTS 2)

DK Denmark

GERMANY (NUTS 1)

DE1 Baden-Württemberg

DE2 Bayern

DE5 Bremen

DE6 Hamburg

DE7 Hessen

DE9 Niedersachsen

DEA Nordrhein-Westfalen

DEB Rheinland-Pfalz

DEC Saarland

DEF Schleswig-Holstein

IRELAND (NUTS 1)

IE Ireland

LUXEMBOURG (NUTS 2)

LU Luxembourg

AUSTRIA (NUTS 1)

AT1 Ostösterreich

AT2 Südösterreich

AT3 Westösterreich

GREEK (NUTS 2)

GR11 Anatoliki Makedonia

GR12 Kentriki Makedonia

GR13 Dytiki Makedonia

GR14 Thessalia

GR21 Ipeiros

GR22 Ionia Nisia

GR23 Dytiki Ellada

GR24 Sterea Ellada

GR25 Peloponnisos

GR3 Attiki

GR41 Voreio Aigaio

GR42 Notio Aigaio

GR43 Kriti

NETHERLAND (NUTS 1)

NL1 Noord-Nederland

NL2 Oost-Nederland

NL3 West-Nederland

NL4 Zuid-Nederland

FINLAND (NUTS 2)

FI13 Itä-Suomi

FI18 Etelä-Suomi

FI19 Länsi-Suomi

FI1A Pohjois-Suomi

FI2 Åland

SPAIN (NUTS 2)

ES11 Galicia
ES12 Asturias
ES13 Cantabria
ES21 País Vasco
ES22 Navarra
ES23 La Rioja
ES24 Aragón
ES3 Madrid
ES41 Castilla-León
ES42 Castilla-La Mancha
ES43 Extremadura
ES51 Cataluña
ES52 Com. Valenciana
ES53 Baleares
ES61 Andalucía
ES62 Murcia
ES7 Canarias

PORTUGAL (NUTS 2)

PT11 Norte
PT15 Algarve
PT16 Centro
PT17 Lisboa
PT18 Alentejo
PT2 Acores
PT3 Madeira

FRANCE (NUTS 2)

FR1 Ile de France
FR21 Champagne-Ard.
FR22 Picardie
FR23 Haute-Normandie
FR24 Centre
FR25 Basse-Normandie
FR26 Bourgogne
FR3 Nord-Pas de Calais
FR41 Lorraine
FR42 Alsace
FR43 Franche-Comte
FR51 Pays de la Loire
FR52 Bretagne
FR53 Poitou-Charentes
FR61 Aquitaine
FR62 Midi-Pyrenees
FR63 Limousin
FR71 Rhone-Alpes
FR72 Auvergne
FR81 Languedoc-Rouss.
FR82 Prov-Alpes-Cote d'Azur
FR83 Corse

ITALY (NUTS 2)

ITC1 Piemonte
ITC2 Valle d'Aosta
ITC3 Liguria
ITC4 Lombardia
ITD1-2 Trentino-Alto Adige
ITD3 Veneto
ITD4 Fr.-Venezia Giulia
ITD5 Emilia-Romagna
ITE1 Toscana
ITE2 Umbria
ITE3 Marche
ITE4 Lazio
ITF1 Abruzzo
ITF2 Molise
ITF3 Campania
ITF4 Puglia
ITF5 Basilicata
ITF6 Calabria
ITG1 Sicilia
ITG2 Sardegna

U. KINGDOM (NUTS 1)

UKC North East
UKD North West
UKE Yorkshire
and the Humber
UKF East Midlands
UKG West Midlands
UKH Eastern
(East of England)
UKJ South East
UKK South West
UKL Wales
UKM Scotland
UKN Northern Ireland

SWEDEN (NUTS 2)

SE01 Stockholm
SE02 Ostra Mellansverige
SE04 Sydsverige
SE06 Norra Mellansverige
SE07 Mellersta Norrland
SE08 Ovre Norrland
SE09 Smaland med oarna
SE0A Vastsverige

**Anexo 2. Productividad agraria en las regiones de la UE-15, 1986 y 2004.
En euros a precios constantes**

| | 1986 | 2004 | | 1986 | 2004 |
|-----------------------|--------|--------|---------------------------|--------|--------|
| Vlaams Gewest (BE) | 26.945 | 43.192 | Prov-Alpes-C. d'Azur (FR) | 21.632 | 58.896 |
| Region Wallonne (BE) | 27.069 | 39.994 | Corse (FR) | 15.815 | 33.737 |
| Dinamarca (DK) | 16.790 | 57.351 | Irlanda (IE) | 19.673 | 26.994 |
| Baden-Württem. (DE) | 20.156 | 26.319 | Piemonte (IT) | 15.438 | 27.653 |
| Bayern (DE) | 13.514 | 25.213 | Valle d'Aosta (IT) | 3.383 | 12.636 |
| Bremen (DE) | 25.943 | 49.706 | Liguria (IT) | 17.390 | 34.368 |
| Hamburg (DE) | 13.287 | 32.088 | Lombardia (IT) | 26.419 | 53.793 |
| Hessen (DE) | 16.037 | 26.304 | Trentino-Alto Adige (IT) | 12.551 | 28.968 |
| Niedersachsen (DE) | 30.888 | 45.362 | Veneto (IT) | 15.591 | 33.412 |
| Nordrhein-Westf. (DE) | 20.813 | 33.170 | Fr.-Venezia Giulia (IT) | 19.875 | 33.753 |
| Rheinland-Pfalz (DE) | 16.847 | 29.326 | Emilia-Romagna (IT) | 14.874 | 34.386 |
| Saarland (DE) | 28.479 | 22.752 | Toscana (IT) | 18.091 | 32.381 |
| Schleswig-Holst. (DE) | 28.888 | 37.204 | Umbria (IT) | 16.761 | 29.334 |
| Anatoliki Maked. (GR) | 8.236 | 14.485 | Marche (IT) | 15.835 | 28.282 |
| Kentriki Maked. (GR) | 8.551 | 15.767 | Lazio (IT) | 16.046 | 30.190 |
| Dytiki Makedonia (GR) | 10.046 | 30.241 | Abruzzo (IT) | 15.174 | 28.759 |
| Thessalia (GR) | 10.343 | 16.649 | Molise (IT) | 7.969 | 19.844 |
| Ipeiros (GR) | 8.411 | 11.772 | Campania (IT) | 7.163 | 21.088 |
| Ionia Nisia (GR) | 4.781 | 13.183 | Puglia (IT) | 9.269 | 18.235 |
| Dytiki Ellada (GR) | 5.783 | 13.138 | Basilicata (IT) | 9.359 | 18.419 |
| Stereia Ellada (GR) | 11.892 | 24.057 | Calabria (IT) | 6.192 | 15.105 |
| Peloponnisos (GR) | 9.735 | 14.327 | Sicilia (IT) | 10.880 | 19.038 |
| Attiki (GR) | 14.150 | 22.094 | Sardegna (IT) | 9.463 | 23.251 |
| Voreio Aigaio (GR) | 8.950 | 26.009 | Luxemburgo (LU) | 16.281 | 32.622 |
| Notio Aigaio (GR) | 15.759 | 22.740 | Noord-Nederland (NL) | 32.190 | 43.172 |
| Kriti (GR) | 8.310 | 13.116 | Oost-Nederland (NL) | 23.527 | 29.161 |
| Galicia (ES) | 4.974 | 14.646 | West-Nederland (NL) | 30.613 | 46.437 |
| Asturias (ES) | 4.796 | 11.211 | Zuid-Nederland (NL) | 26.696 | 23.985 |
| Cantabria (ES) | 7.843 | 19.092 | Ostosterreich (AT) | 18.560 | 38.881 |
| Pais Vasco (ES) | 16.400 | 33.977 | Sudosterreich (AT) | 10.054 | 29.914 |
| Navarra (ES) | 16.595 | 34.016 | Westosterreich (AT) | 12.143 | 27.634 |
| La Rioja (ES) | 20.118 | 43.830 | Norte (PT) | 4.611 | 5.142 |
| Aragón (ES) | 12.010 | 29.793 | Centro (AT) | 5.558 | 6.343 |
| Madrid (ES) | 5.405 | 12.253 | Lisboa (AT) | 15.791 | 22.842 |

**Anexo 2 (cont.). Productividad agraria en las regiones de la UE-15, 1986 y 2004.
En euros a precios constantes**

| | 1986 | 2004 | | 1986 | 2004 |
|-------------------------|--------|--------|---------------------------|--------|---------|
| Castilla-León (ES) | 9.504 | 24.660 | Alentejo (AT) | 6.672 | 20.449 |
| C.-La Mancha (ES) | 12.620 | 25.888 | Algarve (AT) | 4.369 | 18.360 |
| Extremadura (ES) | 10.085 | 24.971 | Acores (AT) | 6.445 | 5.445 |
| Cataluña (ES) | 11.540 | 26.337 | Madeira (AT) | 2.238 | 5.377 |
| Com. Valenciana (ES) | 12.195 | 22.878 | Itä-Suomi (FI) | 16.270 | 45.376 |
| Baleares (ES) | 16.051 | 34.953 | Etelä-Suomi (FI) | 18.378 | 39.540 |
| Andalucía (ES) | 14.717 | 22.798 | Länsi-Suomi (FI) | 17.469 | 36.486 |
| Murcia (ES) | 15.430 | 22.375 | Pohjois-Suomi (FI) | 18.750 | 35.643 |
| Canarias (ES) | 7.427 | 15.289 | Åland (FI) | 19.960 | 45.498 |
| Ile de France (FR) | 27.159 | 45.050 | Stockholm (SE) | 13.195 | 23.366 |
| Champagne-Ard. (FR) | 45.140 | 89.340 | Ostra Mellansverige (SE) | 14.424 | 47.823 |
| Picardie (FR) | 31.361 | 62.391 | Sydsverige (SE) | 25.696 | 55.971 |
| Haute-Normandie (FR) | 26.693 | 52.412 | Norra Mellansverige (SE) | 23.038 | 75.962 |
| Centre (FR) | 22.419 | 48.629 | Mellersta Norrland (SE) | 38.934 | 131.974 |
| Basse-Normandie (FR) | 18.063 | 34.842 | Ovre Norrland (SE) | 30.134 | 94.126 |
| Bourgogne (FR) | 26.536 | 58.383 | Smaland med oarna (SE) | 17.867 | 50.921 |
| Nord-Pas de Calais (FR) | 27.127 | 56.833 | Vastsverige (SE) | 15.926 | 41.876 |
| Lorraine (FR) | 29.932 | 51.789 | North East (UK) | 19.807 | 46.381 |
| Alsace (FR) | 22.861 | 70.732 | North West (UK) | 22.323 | 39.062 |
| Franche-Comte (FR) | 18.038 | 39.622 | Yorkshire and Humber (UK) | 20.092 | 43.872 |
| Pays de la Loire (FR) | 19.362 | 44.439 | East Midlands (UK) | 20.849 | 49.446 |
| Bretagne (FR) | 19.408 | 52.176 | West Midlands (UK) | 17.326 | 46.973 |
| Poitou-Charentes (FR) | 19.093 | 44.030 | Eastern (UK) | 26.962 | 44.268 |
| Aquitaine (FR) | 20.654 | 53.603 | South East (UK) | 20.094 | 30.241 |
| Midi-Pyrenees (FR) | 18.797 | 39.113 | South West (UK) | 11.970 | 44.890 |
| Limousin (FR) | 10.890 | 34.749 | Wales (UK) | 16.275 | 27.170 |
| Rhone-Alpes (FR) | 16.935 | 38.224 | Scotland (UK) | 22.381 | 40.707 |
| Auvergne (FR) | 13.187 | 32.186 | Northern Ireland (UK) | 9.487 | 22.981 |
| Languedoc-Rouss. (FR) | 23.659 | 49.493 | UE-15 | 14.981 | 30.446 |

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de *Cambridge Econometrics*.

Anexo 3. Descriptivos de la distribución del VAB, empleo y productividad agraria, 1986 y 2004

| Variable | Descriptivo | 1986 | 2004 |
|-----------------------|--------------|-----------|-----------|
| VAB (miles de euros) | máximo | 6.151.697 | 6.361.866 |
| | mínimo | 18.262 | 35.721 |
| | media | 1.235.051 | 1.439.129 |
| | desv. típica | 1.047.775 | 1.250.654 |
| Empleo (personas) | máximo | 429.502 | 279.048 |
| | mínimo | 1.830 | 812 |
| | media | 82.794 | 47.608 |
| | desv. típica | 75.044 | 43.254 |
| Productividad (euros) | máximo | 45.140 | 131.974 |
| | mínimo | 2.238 | 5.142 |
| | media | 16.671 | 34.411 |
| | desv. típica | 7.842 | 18.259 |

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de *Cambridge Econometrics*.

