

Comparaciones multilaterales de costes, productividad y precio de los factores en sectores con un factor específico: una aplicación al sector lechero de la Unión Europea (*)

ANA M.^a ALDANONDO OCHOA (**)

JOSÉ LUIS SÁINZ CASTELAR (**)

VALERO CASASNOVAS (**)

INTRODUCCIÓN

La economía de la producción neoclásica se aplica tanto a las comparaciones de eficiencia a nivel micro como en los análisis macro. En las comparaciones multilaterales de productividad de una industria que se apoyen en la función distancia se construye, como en los análisis de eficiencia a nivel de empresa, una frontera internacional de las mejores prácticas (Fare, Grosskopf, Lovell y Pasurka, 1989; Fare, Grosskopf, Norris y Zhang, 1994). Así mismo, las medidas de eficiencia en la asignación micro tienen un paralelismo en el análisis de los efectos de las distorsiones en los mercados de factores o en los retrasos en la reasignación tras un cambio de precios de los factores, medidos por la diferencia entre el precio sombra y el precio de mercado de cada uno de los factores (Fare y Grosskopf, 1990; Fare, Grosskopf y Nelson, 1990; Morrison, 1992; Brümer, Glauben, y Thijssen, 1999).

Y aquí se acaban las analogías. En sectores de competencia perfecta se considera que las empresas son precio aceptantes en el mercado de los factores. Por ello, los costes de producción se pueden descomponer en un índice de eficiencia y en un índice del precio de los factores. En cambio, los precios de los factores de un país se deter-

(*) Los autores agradecen a Salomé Goñi Legaz y a dos evaluadores anónimos sus sugerencias que han contribuido a mejorar notablemente este trabajo.

(**) Departamento de Gestión de Empresas. Universidad de Navarra.

minan endógenamente en un modelo de equilibrio general en el que inciden la productividad, precio del producto y la dotación de factores del conjunto de la economía. En definitiva, son rentas de los factores (Dollar y Wolf, 1993).

Pueden darse casos excepcionales. El primero es que un sector sea tan pequeño en el conjunto de la economía nacional que pueda considerarse como tomador de precios en el mercado de factores. El segundo es que este sector tenga un factor específico (Dixit y Norman, 1992), para el que el precio se determina endógenamente, y sea tomador de precios en el mercado de los factores móviles intersectorialmente. Algunos trabajos de comercio internacional sugieren que el sector agrario es tan minúsculo en el conjunto de la economía nacional que puede ser considerado precio aceptante en el mercado de factores, salvo en el de un factor específico: la tierra (Paalberg, 1995; Desquilbert y Guyomard, 1998).

Pues bien, el objetivo de este trabajo es presentar un procedimiento para comparar multilateralmente los costes de producción en un sector y descomponerlos en un índice de productividad, uno de intensidad en el uso del factor específico (análogo al concepto «técnico» de ocupación de planta micro) y un índice tipo Okun (1) del precio de los factores móviles intersectorialmente.

Este procedimiento se utiliza para comparar multilateralmente los costes de producción en el sector lechero de la Unión Europea en el período que discurre desde la ampliación de la CE hacia el Mediterráneo hasta una década después.

La elección de este sector y período no es casual. Coinciden dos sucesos: la integración de los países mediterráneos en la Comunidad Económica Europea junto con la entrada en vigor del Régimen de Cuotas Lecheras, que asigna una cantidad fija de producción a cada país. Una de las consecuencias de una integración económica es la convergencia en costes y precio de los factores de las industrias de las distintas economías como resultado del desarrollo del comercio. En este caso, este proceso se ve obstaculizado por el hecho de que la cuota no sea intercambiable entre países; lo que impide la reasignación de la producción de leche hacia países miembros de la UE con mayores ventajas comparativas, generando el conocido problema de ineficiencia de los sistemas de asignación de cuotas fijas frente a los de cuotas intercambiables (Castillo Quero, 1992; Tribunal de

(1) Balk (1998), siguiendo a Fisher (1995), generalizada esta descomposición para la empresa multiproducto.

Cuentas de la UE, 1994), que se manifiesta en la coexistencia de sectores o unidades con diferentes niveles de eficiencia y costes de producción (u oportunidad).

Sin embargo, una parte de los factores de producción móviles del sector lechero son también transables (alimentos para el ganado y algunos factores de capital), y puede ocurrir que el comercio de leche restringido por las cuotas sea suplantado por el de los bienes intermedios en un proceso de integración aduanera. Con ello se puede favorecer o no la convergencia; ya que dependerá de en qué medida este comercio sea la sustitución de producción doméstica por importaciones baratas de otros países de la Unión (creación de comercio) o de importaciones baratas de países terceros por importaciones más caras de otros países miembros (desviación de comercio) para que afecte de distinto modo a los costes de producción de cada país. Además, los procesos de integración inducen también otros de transferencia de tecnología, y ello puede afectar a los costes de producción. La comparación multilateral de los costes de producción, la productividad y el precio de los factores podría poner en evidencia estos efectos y sus implicaciones políticas.

El trabajo se divide en una parte teórica y una aplicada. En la primera, se descomponen los costes de producción para unidades precio aceptantes en distintos índices de productividad y precio de los factores. A continuación, se aborda el caso en el que un factor de producción es específico. A este factor específico se le da el tratamiento de un factor fijo y se trabaja con la función de costes a corto plazo (tratando los factores móviles como factores variables) (2). En la segunda parte, se aplican al sector lechero de la UE ambos procedimientos. Suponemos primero que los países son pequeños, es decir, que el precio la leche y de los bienes intermedios transables es ajeno a la dinámica de cualquier sector lechero nacional. Además, consideramos que estos mismos sectores son precio aceptantes en el mercado de factores doméstico. En la segunda parte de esta aplicación, consideramos que la tierra es un factor específico que absorbe las rentas como beneficios puros (3) (Dixit y Norman, 1992) y que estas rentas están condicionadas por los costes «variables».

(2) A partir de ahora se utilizará indistintamente productividad o eficiencia técnica, eficiencia en la asignación o medida de distorsión en el mercado de factores, factor fijo o factor específico, factor móvil o factor variable, intensidad en el uso de factores o capacidad de planta utilizada.

(3) Ver Bureau, Guyonard, Morin and Réquillart, 1997, para un tratamiento similar en el caso del azúcar.

1. MEDIDAS DE EFICIENCIA E ÍNDICES DE PRECIOS BASADOS EN LA FUNCIÓN DISTANCIA

Existen múltiples métodos para descomponer las variaciones de costes en un índice de productividad y otro de precios. Para el caso de una empresa que produce un solo output, las variaciones de costes a lo largo del tiempo se pueden medir y descomponer en un índice de productividad tipo Malmquist y un índice directo del precio de los factores de producción (Balk, 1998, Fisher, 1995). Este índice puede ser temporal o multilateral. Los índices de variación histórica de los precios consisten simplemente en la relación entre el coste mínimo a los precios del año final dividido por el coste mínimo a los precios del año inicial para cada país, para el nivel de producción y tecnología que se tome como base, el del año inicial o final.

En el caso de comparaciones multilaterales, siguiendo a algunos autores (Fare y Grosskopf, 1990; Fare, Grosskopf y Nelson, 1990; Fare, Grosskopf y Lovell, 1994) se puede usar la frontera tecnológica común y los precios individuales para medir la productividad y la «eficiencia global» o en costes de cada unidad por separado. Los costes de producción se pueden descomponer en tres factores: un índice de productividad (que llamaremos indistintamente de eficiencia técnica), un índice de eficiencia en la asignación, y los costes mínimos de la unidad a sus correspondientes precios de los factores. Con estos costes mínimos se elabora un índice de precios bilateral o multilateral.

Los índices de precios bilaterales comparan los costes mínimos de producción a los precios de cada país para un determinado nivel de producción que se toma como base. En este caso, calculamos los costes mínimos de cada país utilizando la programación lineal y construimos los índices bilaterales para el caso de sectores con economías de escala constantes.

Por otro lado, dado que nuestro interés está en analizar el impacto de la productividad y el precio de los factores en un sector agrario (en este caso el lechero de la UE) multilateralmente, hemos calculado los índices para dos tipos de situaciones: cuando los sectores son precio aceptantes en el mercado de factores y cuando existe un factor específico, la tierra, cuya renta se determina endógenamente. Este caso lo hemos tratado como si la tierra fuese un factor fijo y como si los factores móviles intersectorialmente fueran

variables (4). Hemos referido la subeficiencia técnica (subproductividad) y global a los factores variables y calculado un índice de precios de los factores variables, que se basa en comparar el coste medio mínimo variable de producción para sectores que producen con la misma intensidad por unidad de superficie o la misma ocupación de planta.

Procedemos ahora a exponer el método y aproximación seguido de forma somera, resaltando los aspectos innovadores de nuestro trabajo. Remitimos al lector para los detalles relativos a la función distancia, las medidas de eficiencia y al Método de la Envolvente de Datos [DEA (5)] para construir fronteras de eficiencia a la bibliografía citada en este texto y a múltiples trabajos publicados en España, de los que sólo ponemos como ejemplos: para un análisis de las limitaciones de este método, a Pastor Monsálvez (1995) y, para su aplicación en agricultura, a Aldaz y Millan (1996).

1.1. Caso de sectores precio aceptantes en todos los mercados

La idea básica es muy sencilla e inmediata si se aplica a empresas o sectores que producen un solo output. Vamos a exponer los conceptos elementales que están tras la descomposición de los costes para la empresa uniproducto, y más tarde aplicamos el método DEA (o la programación lineal) para medir cada concepto.

Supongamos que tenemos I empresas o sectores nacionales que producen una cantidad de un único output, Y^i , utilizando cada una un conjunto de N inputs $x^i = \{x^i_1, \dots, x^i_N\} \in \mathbb{R}^N_+$. En cada país el precio de los factores es distinto, $w^i = \{w^i_1, w^i_2, \dots, w^i_N\}$ y los sectores tienen un coste actual,

$$C^i(y^i) = w^i x^i = \sum_{n=1}^N w^i_n x^i_n$$

En este marco, la tecnología se puede describir como una correspondencia entre un conjunto de inputs y el output, en un sentido u en otro. Así, definimos el conjunto $L(y)$ como el subconjunto de

(4) Aquí el debate podría ser interminable. Están todas las cuestiones referidas al «asset fixity» y la función de oferta agregada en agricultura (Álvarez Pinilla, Prieto y Lafuente, 1990). No obstante, aquí lo que interesa es dónde se determina el precio de mercado, no el valor sombra, de los factores de producción. En ese sentido, consideramos que el resto de los factores no son específicos al sector para el conjunto de la nación.

(5) Siglas en inglés.

todos los vectores, $x \in \mathbb{R}^N_+$, tales que pueden producir por lo menos el output $y \in \mathbb{R}^1_+$.

También, se define la función distancia en inputs como la máxima contracción radial que pueden experimentar los inputs de una unidad o sector, sin que por ello la producción caiga por debajo del nivel y .

$$D(x^i, y^i) = \text{Sup} \{ \lambda > 0 : (x_i/\lambda) \in L(y^i) \}$$

Esta función distancia es otra forma de representar la tecnología. Toma un valor ≥ 1 para los $x \in L(y)$ e igual a uno para aquellas unidades o sectores eficientes (más productivos) que estén en la isocuanta, o en la frontera de eficiencia (o de las mejores prácticas mundiales). En este sentido, se define la eficiencia técnica (o la productividad global de los factores), en el sentido de Farrell, EF^i , como la inversa de la distancia, o como la máxima contracción radial que se puede realizar de los factores de producción de una unidad para situarla en la isocuanta.

Una vez presentada la función distancia, definimos la función de costes, o el mínimo coste para cada sector nacional a sus propios precios de los factores, como:

$$Q^i(y^i, w^i) = \text{Min}_x \{ w^i x : x \in L(y^i) \}$$

Existe una correspondencia entre la función de costes y el coste actual (McFadden, 1978) que viene expresada del siguiente modo:

$$w^i x^i \geq D(x^i, y^i) Q^i(y^i, w^i)$$

Lo que nos indica que el coste actual es mayor o igual que el coste óptimo multiplicado por la función distancia o dividido por la eficiencia técnica (o la productividad). Esta relación pone en evidencia que si la distancia es mayor que uno los costes actuales de la empresa o sector, se incrementan proporcionalmente a esa distancia. Esta relación es de igualdad cuando la empresa es eficiente asignativamente, es decir, utiliza los factores en la proporción óptima de acuerdo con los precios de mercado.

Si ahora supusiésemos que la tecnología cumple con las condiciones de completa disponibilidad de inputs y outputs y presenta economías de escala constantes (6), la función de costes sería homogénea de

(6) Basta con suponer que la función de producción es homotética, pero aquí elegimos el caso más sencillo, que es homogénea de grado uno.

grado uno en la cantidad de bien, es decir, el coste medio sería constante y el coste mínimo se podría expresar como:

$$Q^i (y^i, w^i) = y^i Q^i (1, w^i)$$

Es decir, el coste óptimo es igual al coste medio multiplicado por el nivel de producción.

Por lo tanto, los costes unitarios de una empresa que sea eficiente asignativamente y enfrente una tecnología de economías de escala constantes y eliminación gratuita fuerte se pueden escribir:

$$(w^i x^i / y^i) = D (y^i, x^i) * Q^i (1, w^i)$$

A su vez, la relación de costes unitarios a los precios i con respecto a los precios j constituye un índice de precios bilateral tipo Okun (7) (Balk, 1998, Vogt y Barta, 1997), que establece una relación entre el coste mínimo u óptimo de producción de una unidad a los precios del país i con respecto al coste mínimo de producción a los precios del país j . Como cualquier índice bilateral de precios, debería satisfacer como mínimo las condiciones de independencia con la moneda nacional y con la base elegida y de transitividad (Pilat y Rao, 1996). Como todos los valores y precios están expresados en ECU y la cantidad de output es una unidad, la independencia se cumple de partida. Además, la transitividad es una condición cumplida por el índice de Okun (Balk, 1998).

Por lo tanto, ya hemos descompuesto los costes actuales en un índice de eficiencia (productividad) y uno de precios.

Los conceptos definidos en este apartado se van a medir utilizando el método DEA. Como existe una amplia literatura respecto a este método y sus aplicaciones, sólo vamos a indicar dónde se pueden encontrar estas medidas y los aspectos esenciales de las mismas.

El método DEA consiste en el uso de la programación lineal para construir una frontera de eficiencia o tecnológica con las unidades de producción de una muestra y calcular una serie de medidas de eficiencia.

Para definir la frontera de eficiencia por el método DEA, con nuestros datos, procedemos del siguiente modo: Consideramos cada uno

(7) Este índice se definió en la economía del consumo como $Q (w^i, y) / Q (w^j, y)$. Para que este índice pueda ser utilizado en las comparaciones multilaterales ha de ser independiente de y . Esta condición se cumple para tecnologías homotéticas. Nosotros hemos elegido el caso extremo de una tecnología con economías de escala constantes porque facilita su integración con el método DEA en el análisis de la eficiencia.

de los I sectores nacionales como una observación, i , que incluye una combinación de N inputs ($x^i = \{x^i_1, \dots, x^i_N\} \in \mathbb{R}^N_+$), un output (y^i e \mathbb{R}^1_+), y un precio de los factores distinto para cada país $w^i = \{w^i_1, w^i_2, \dots, w^i_N\}$. Construimos varias matrices: la matriz N (I^*N) de factores de producción observados y el vector M (I^*1) de outputs, e I vectores del precio de los inputs, w^i , uno para cada país.

Vamos a considerar que la tecnología cumple con las condiciones de eliminación fuerte de inputs y outputs y que las economías de escala son constantes (C,S). Bajo estas condiciones definimos, siguiendo a Fare, Grosskopf y Lovell, 1994, la frontera de producción (o frontera de las mejores prácticas) con el siguiente programa:

$$L(y / C, S) = \left\{ x: y \leq zM, zN \leq x, z \in \mathbb{R}^I_+ \right\}$$

$$= \left\{ x: y \leq \sum_{i=1}^I z^i y^i; \sum_{i=1}^I z^i x^i_n \leq x_n, n = 1, 2, \dots, N \right\}$$

Siendo $z = \{z^1, z^2, \dots, z^I\} \in \mathbb{R}^I_+$, un vector de intensidades para cada unidad.

Del mismo modo, utilizando como referencia la frontera de producción, podemos buscar el coste de producción mínimo para cada unidad, a sus propios precios, w^i . Este coste se define como:

$$Q^i(y^i, w^i / C, S) = \left\{ \min_x w^i x : x \in L(y^i / C, S) \right\}$$

Y este coste se puede calcular resolviendo el siguiente programa:

$$Q_i(y^i, w^i / C, S) = \min_{z, x, y} w^i x$$

$$y \leq zM$$

$$zN \leq x$$

$$z \in \mathbb{R}^I_+$$

Una vez determinada la frontera tecnológica (de las mejores prácticas) y el mínimo coste para cada unidad, podemos calcular la eficiencia técnica (Productividad Global de los Factores) como la inversa de la distancia $[D(x^i, y^i)]$ de cada unidad (8) a esa frontera, y la eficiencia en costes, o global, como una relación entre el coste de producción actual y el mínimo coste para cada unidad a sus propios precios de los factores.

(8) En realidad, la eficiencia técnica en el sentido de Farrell sería la inversa de la función distancia para cada unidad, pero aquí calculamos esa inversa mediante programación lineal.

Así, la eficiencia técnica (productividad) se calcula mediante el siguiente programa:

$$EF^i (y/C, S) = \min_{\lambda, z, y} \lambda$$

$$\{x:y \leq zM, zN \leq \lambda x, z \in R_+^I\}$$

o de otra forma:

$$\min \lambda$$

$$\lambda, z, y$$

$$y \leq \sum_{i=1}^I z^i y^i$$

$$\sum_{i=1}^I z^i x_n^i \leq \lambda x_n, n = 1, 2, \dots, N$$

$$z^i \geq 0, i = 1, \dots, I$$

Del mismo modo, la eficiencia global o en costes se puede calcular como la función:

$$EO^i (y^i, w^i, x^i / C, S) = Q^i (y^i, w^i / C, S) / w^i x^i, i = 1, \dots, I$$

Una vez calculadas la eficiencia en costes o global y la eficiencia técnica (Productividad Global de los Factores) para cada unidad, la eficiencia en la asignación EFA^i , se determina como el cociente ($EFA^i = EO^i / EF^i$) entre la eficiencia global y la eficiencia técnica. Finalmente, los costes mínimos para cada país divididos por el nivel de producción, serían los costes medios a los precios de cada país. La relación entre estos costes para dos países distintos puede constituir un índice de precios de los factores bilateral.

1.2. Caso en el que un precio de factor se determina endógenamente

Uno de los modelos de comercio internacional más aceptado como representación del entorno en el que operan el sector agrario es una modificación del de factores específicos (Paalberg, 1995; Desquilbert y Guyomard, 1998). Se supone que el precio de los factores de producción se determina fuera del sector agrario, excepto el precio de la tierra que es un factor específico a la agricultura, cuya renta depende del precio de los productos agrícolas. En los modelos de comercio con un factor específico se considera que la dotación de ese factor es fija y que, aunque el sector sea de competencia perfec-

ta, se genera una renta o «beneficio puro» (Dixit y Norman, 1992) que es la cuasi-renta del factor específico. Esta cuasi-renta depende directamente del precio del bien para el que el factor es específico y de la dinámica productiva sectorial. En cambio, los factores móviles intersectorialmente tienen a nivel agregado un precio independiente al comportamiento de la unidad, o sector en nuestro caso.

Así, consideramos que la tierra es un factor específico de la producción de la agricultura y que el precio del resto de los factores es exógeno al sector. Por lo tanto, si estamos comparando costes de producción a nivel internacional, es obvio que el precio o coste de oportunidad de la tierra va a estar condicionado por la propia dinámica productiva del sector.

De hecho, si lo que estamos analizando es la dinámica de los costes en los distintos sectores, cuanto mayores sean las ganancias de productividad de un sector, mayor será el margen de las explotaciones de cada sector nacional en su conjunto. Este margen se incorpora como cuasi-renta en el valor de la tierra. De ahí que la comparación de los costes totales unitarios por países puede incorporar como coste de oportunidad de la tierra algo que en realidad es un beneficio puro o una renta. En cambio, si consideramos un mercado integrado (único precio del producto para todos los países de la UE) y la tierra como un factor específico (o fijo para cada sector nacional) y analizamos la dinámica de los costes variables, nos estamos aproximando a las variaciones de la renta sectorial de cada país y a sus causas.

De eso se trata en este apartado, en el que tratamos los sectores de producción nacionales como unidades que tienen un factor específico, la tierra, que se trata como un factor fijo en la función de coste agregada, y unos costes variables, que dependen del precio y de la productividad de los factores móviles intersectorialmente (se tratan como factores variables) y de la intensidad en la explotación del factor específico (concepto relacionado con el de capacidad «técnica» de planta utilizada) (9).

(9) Los autores agradecen a un evaluador anónimo ésta y otras sugerencias que realiza en este apartado. Entre las distintas medidas que se proponen en la literatura económica para medir la capacidad de planta utilizada están las dos técnicas. La primera define un índice de capacidad de planta utilizada como la relación entre la producción actual y que se podría obtener en una determinada planta a pleno rendimiento (Fare et al., 1989; Lee, 1995). Y utiliza una distancia radial. La segunda medida técnica compara la producción actual con aquella en la que el producto medio de los factores variables es máximo para cada tamaño de planta (Fare y Grosskopf, 2000). Para ello utiliza una función distancia direccional basada en la función «Benefit» de Luenberger (1992, a y b). Como veremos más adelante, tanto esta última medida como la que compara el coste medio actual con el coste medio mínimo, punto de tangencia entre la curva de costes medios a corto y largo plazo para cada planta (Brant y Morrison, 1981) no serán utilizadas en este trabajo.

Como en el caso anterior, suponemos que la tecnología presenta economías de escala constantes para el conjunto de los factores de producción, fijos y variables, y eliminación gratuita fuerte de inputs y outputs. Descomponemos los costes en un índice de eficiencia (productividad) técnica subsectorial, un índice de intensidad en el uso de factores variables (proporcional a la inversa a la tasa relativa de utilización de planta entre dos unidades) y un índice bilateral del precio de los factores, de acuerdo con el procedimiento que a continuación exponemos. Ahora nos movemos por curva de costes variables a corto plazo y para cada unidad la productividad subsectorial, o la inversa de la distancia subsectorial (SD), se analiza de forma parcial, como una distancia de cada unidad a la frontera de eficiencia (de las mejores prácticas) en el espacio de N-1 dimensiones, considerando la tierra como un factor fijo. A su vez, los costes variables mínimos son una función de la cantidad de output, el precio de los N-1 factores y la cantidad o superficie de tierra de cada unidad. En este caso podemos descomponer los costes variables actuales de cada unidad como:

$$\sum_{i=1}^{N-1} w^i x^i \geq SD(y^i, x^i, x_T^i) * VQ^i(y^i, w^i, x_T^i)$$

Identificando con x_T^i el factor tierra y con x^i todos los demás factores, los costes variables actuales son mayores o iguales que el producto de los costes mínimos variables (a corto plazo) $VQ^i(y^i, w^i, x_T^i)$ multiplicados por la distancia subsectorial, $SD(y^i, x^i, x_T^i)$, en el espacio de N-1 dimensiones, de la unidad i a la frontera de eficiencia definida en el espacio de N dimensiones, incluida la tierra como factor de producción. Esta distancia es igual a la inversa de la eficiencia técnica subsectorial definida por Fare, Grosskopf y Lovell, 1994.

Para encontrar un índice bilateral del precio de los factores tenemos que estandarizar la función de costes. Sabemos que en el caso de una tecnología que presente rendimientos de escala constantes, la función de costes variables no es, como en el caso de la de costes totales, homogénea de grado uno en el output. Pero se puede descomponer, por un lado, en una función de la cantidad de output y factor fijo y , por otro, en una función del precio de los factores variables (Fare, Grosskopf y Lovell, 1994). Entonces podemos expresarla como:

$$\begin{aligned} VQ^i(y^i, x_T^i, w^i) &= x_T^i VQ^i(y^i / x_T^i, 1_T^i, w^i) = \\ x_T^i * [A / SD(y^i / x_T^i, 1_T^i, 1)] * VQ^i(1, 1_T^i, w^i) &= \\ x_T^i * [A * (y^i / x_T^i) / SD(1, (x_T^i / y^i)_T, 1)] * VQ^i(1, 1_T^i, w^i) & \end{aligned}$$

Entonces:

$$VQ^i(y^i, x_T^i, w^i) / y^i = [A / SD(1, (x_T^i / y^i)_T, 1)] * VQ^i(1, 1_T^i, w^i)$$

La descomposición procede como sigue. Primera línea, descomponemos los costes variables en el producto del factor fijo tierra por los costes del output por unidad de superficie, y^i/x_T^i , de acuerdo con la condición de homogeneidad de grado uno respecto a output y factor fijo de la función de costes a corto plazo para tecnologías de economías de escala constantes (Fare, Grosskopf y Lovell, 1994).

A su vez, para tecnologías con economías de escala constantes esta función de costes a corto plazo por unidad de superficie se puede descomponer en el producto de dos funciones: una función del output por unidad de factor fijo, $SD(y^i / x_T^i, 1_T, 1)$, y otra función de los precios de los factores variables, $VQ^i(1, 1_T, w^i)$ (Ver apéndice, A).

La primera función mide la cantidad de factores variables optima para cada nivel de producción, $y = y^i / x_T^i$, y de factor fijo, que en este caso es una hectárea. Esta cantidad es en realidad medida por la distancia entre las isocuantas, $y = y^i / x_T^i$, $i = 1, \dots, I$, en el espacio de $N-1$ dimensiones de los factores variables (excluyendo la tierra). Y si hacemos la operación inversa a las medidas de eficiencia técnica, esta distancia es proporcional a la distancia subsectorial del vector de factores $x^i = \{1, \dots, I\} \in \mathbb{R}_+^{N-1}$ a cada isocuenta, $y = y^i / x_T^i$ (Ver apéndice, A). Por lo tanto, ya que consideramos que los sectores son eficientes técnicamente a corto plazo, lo que nos mide esta distancia es cómo se incrementa la cantidad de factores variables al cambiar el nivel de producción correspondiente a las distintas isocuantas $y = y^i / x_T^i$, $i = 1, \dots, I$.

Queda ahora el dar una interpretación económica a esta distancia. Por la condición de homogeneidad de grado uno en el output y el factor fijo conjuntamente de la distancia subsectorial (Fare, Grosskopf y Lovell, 1994), se puede descomponer, a su vez, en el producto de x_T^i / y^i , que pasa invertido al numerador, por la distancia en el espacio de $N-1$ dimensiones del vector de factores, $x^i \{1, \dots, (x_T^i / y^i)_T, \dots, 1\} \in \mathbb{R}_+^N$, a la isocuenta $y = 1$. Tenemos, de esta manera, una aproximación a la intensidad en el uso de factores variables, proporcional a inversa de la capacidad utilizada relativa de cada unidad respecto a otra, o al conjunto (Ver apéndice, B).

Por poner un ejemplo, para el caso de la función de producción CES, esta distancia se expresaría como:

$$\frac{(N-1)^{1/\rho}}{\left[1 - (x_T^i / y^i)^\rho\right]^{1/\rho}}$$

y su valor oscilaría entre 0, cuando el factor fijo es cero o la planta está plenamente utilizada, e infinito, cuando el factor fijo es igual al output y se presenta una nula capacidad utilizada, respectivamente.

Si consideramos una tecnología que cumple con la condición de eliminación gratuita fuerte de inputs y outputs y tiene isocuantas convexas, cuanto mayor sea la cantidad de tierra o factor fijo por unidad de producto menor será la capacidad utilizada y mayor la distancia a la isocuanta (10). Y como estamos tomando distancias con una cantidad de factor fijo que es proporcional a la capacidad utilizada, esta distancia variará inversamente con la capacidad utilizada.

En definitiva, si para producir una unidad de bien, una empresa utiliza más factor fijo que otra, haciendo el mismo uso de factores variables, su utilización de planta es menor y, por ello, esta distancia sería mayor. Parece lógico que, para una empresa eficiente en el corto plazo, cuanto menor sea la capacidad de planta utilizada, menos factores de producción variables use para producir una unidad de bien, y por lo tanto, menores sean los costes variables medios. Por ello, los costes variables disminuyen al aumentar esta distancia, que refleja que la capacidad de planta utilizada es menor. En nuestro caso esta distancia puede medir además la fertilidad de la tierra, pero vamos a suponer que éste es un factor homogéneo (11).

La segunda componente es el coste variable mínimo de producir una unidad de producto en una unidad de superficie a los precios del país o unidad i , es decir, con la misma utilización de la capacidad de planta o intensidad en factores variables en todos los países.

Por lo tanto, en el caso de tecnologías con economías de escala constantes y eliminación gratuita fuerte de inputs y outputs, los costes variables unitarios de producción de una unidad eficiente en la asignación se pueden descomponer en el producto de tres componentes: una medida de la eficiencia técnica en el uso de los factores variables para cada tamaño de empresa o capacidad de planta, una medida de la capacidad de planta utilizada o intensidad en el uso de factores variables, y el coste eficiente de producir a corto plazo una unidad de output en una planta que utiliza una unidad de factor fijo. La

(10) Para isocuantas convexas, como es el caso de la CES. Para isocuantas cuasiconvexas, con tramos paralelos a los ejes y que representan tecnologías con un número limitado de procesos, como son las modelizadas en programación lineal, todas las unidades estarían en la isocuanta $Y=1$. En este caso, como veremos más adelante, se trata de encontrar una contracción no radial de inputs que refleje la capacidad relativa utilizada o, más exactamente, el potencial de producción de esa unidad: cuánto deberían incrementarse los factores variables para alcanzar una capacidad utilizada equivalente a la de la unidad más intensiva (Norman y Stoker, 1991).

(11) No disponemos de datos para medir la calidad de este factor (Álvarez y González, 1999).

relación entre estos costes, $VQ^i(1, 1_T, w^i)$, para dos países distintos puede constituir un particular índice bilateral de precios de los factores, que cumple con la condición de transitividad y, por su propia definición, de independencia respecto a la cantidad de output y de factor fijo.

Para medir las distancias definidas en este apartado utilizamos también el método DEA. Señalamos a continuación las variantes que se introducen en el programa lineal del apartado anterior.

Pasamos ahora al caso de un factor fijo o de los costes variables. La eficiencia técnica subsectorial, SEF^i [o la inversa de la distancia $SD^i(x^i, y^i)$], se calcula con el mismo programa que la EF^i , tan sólo que se someten a reducción radial (λ) exclusivamente los factores variables; para la tierra, o factor fijo, la λ se hace igual a 1. Para la minimización de costes se procede también como en el caso anterior, considerando, obviamente, sólo el coste de los factores variables.

Finalmente, la medida que requiere un comentario más extenso es la de la ocupación de planta, o la distancia $SD^i(1, (x^i_T/y^i)_T, 1)$. Esta medida corresponde a la inversa de la eficiencia subsectorial de cada unidad cuando toda la muestra indistintamente produce una unidad de output y utiliza una unidad de cada factor variable; mientras que cada unidad usa una cantidad de factor fijo diferente, x^i_T/y^i . Cuando se utiliza el método DEA, las isocuantas tienen en sus extremos tramos paralelos a los ejes de coordenadas y, en consecuencia, la eficiencia subsectorial medida radialmente sería 1. Por lo tanto, todas las empresas estarían en la misma isocuanta y, como lo que está sometido a reducción son los factores variables, todas serían eficientes. Pero lo que a nosotros nos interesa es el nivel relativo de capacidad de planta utilizada, o dicho de otro modo, cuanto deberían ampliarse el producto y los factores variables de cada unidad para llegar a una capacidad utilizada similar a la de la planta más ocupada; siempre considerando economías de escala constantes y eliminación gratuita. Esta medida se obtiene con la medida de eficiencia no radial no ponderada (Grifell-Tatjé, Lovell y Pastor, 1998; Norman y Stoker, 1991), que llamaremos intensidad en el uso del factor fijo o capacidad utilizada de planta relativa (12) o CP^i . El programa aplicado es el siguiente:

(12) *Compara el uso de factores variables por unidad de output para las distintas unidades. Esta relación es proporcional a la de la relación de la capacidad de planta utilizada entre las distintas unidades, aquella que utilice una mayor capacidad tomará valor igual a 1. La llamamos relativa para distinguirla de la capacidad utilizada absoluta, que compara la producción actual con la máxima producción que se podría alcanzar con cada planta a pleno rendimiento.*

$$CP^i(y^i, x^i) = \frac{1}{N} \text{Max} \left(\sum_{n=1}^N \lambda_n \right), \text{ tal que:}$$

$$y = \sum_{i=1}^I z^i y^i + \lambda$$

$$\sum_{i=1}^I z^i x_n^i = x_n + \lambda_n, \quad n = 1, \dots, N - 1$$

$$z^i \geq 0, i = 1, \dots, I$$

Cuanto menor sea esta eficiencia mayor es la capacidad utilizada y, por tanto, mayores serán los costes variables, ya que con un mismo tamaño de planta se produce mayor cantidad de output y se utilizan, en consonancia, más cantidad de factores variables. De ahí que la descomposición de costes para cada unidad sea:

$$\frac{\sum_{n=1}^N w_n^i x_n^i}{y^i} \geq SEF^i(y^i, x_T^i, x_n^i) * A * CP^i(1, (x_T^i / y^i)_T, 1) * VQ^i(1, 1_T^i, w_n^i)$$

Por lo que una vez calculado el coste mínimo para cada unidad, dividiéndolo por la cantidad de bien y multiplicándolo por la capacidad relativa utilizada, CP^i , tendríamos el coste unitario por unidad de superficie a los precios del país i multiplicado por una constante A . La relación entre estos costes unitarios a los precios de cada país constituye el índice de precios de los factores variables bilateral.

2. BASES DE DATOS

Para el análisis de la productividad se han utilizado los datos correspondientes a las explotaciones de Orientación Técnico Economía (OTE) Lechera de la Red de Información Contable Agrícola (RICA) de la Unión Europea agregados por país. En definitiva, se ha considerado una explotación tipo como la representación de la media del país. Hemos tomado como único output la producción lechera (ya que la OTE implica casi una completa especialización en este producto), cuya producción física se ha calculado dividiendo la Producción Final de cada explotación tipo por el precio de la leche correspondiente a cada país, expresado en ECU. Los inputs incluidos en el análisis son cuatro: tierra (Superficie Agraria Útil de la explotación tipo), trabajo (Unidades de Trabajo Anuales de la Explotación), consumo intermedio menos reemplazo y amortizaciones. Todos los valores están expresados en ECU.

Hemos preferido utilizar el cambio nominal que la Paridad de Poder de Compra (PPC), puesto que estamos estudiando la integración de un mercado en el comercio internacional y la relación en precios nominales. Por otra parte, los PPC están también sometidos a algunas críticas en su concepción desde la perspectiva de la economía internacional (Rogoff, 1996).

Para las comparaciones multilaterales de la productividad se ha deflactado el consumo intermedio, para constituir una unidad física, con un índice del precio de los piensos complementarios de vacas lecheras en cada país. Este índice ya ha sido utilizado previamente (Bureau y Butault, 1992). Para las variaciones del precio de los alimentos, se ha construido un índice de precios del pienso complementario de vacas lecheras y del heno (expresado en unidades pienso, Garnsworthy, 1988) en aquellos países que está disponible el dato en la base de EUROSTAT.

A su vez, ponderando los pesos de cada componente con los datos de la RICA y los años de vida útil, se ha construido un índice multilateral de precios para deflactar la depreciación del capital. Hemos tomado como precios unitarios de la maquinaria el valor unitario de las exportaciones o importaciones de ordeñadoras mecánicas (13) (según sea el país exportador neto o importador neto); como precio de los edificios, el precio del metro cuadrado de construcciones agrícolas para España tomado de distintos proyectos visados en el Colegio de Ingenieros Agrónomos de Madrid y, con éste y los correspondientes Niveles de Precios Relativos específicos (PPC/tasa de cambio) de la base de datos de la OCDE, se ha construido el resto de los precios absolutos de los países de la UE en ECU. En lo relativo al precio del ganado, se ha tomado el precio de las novillas en cada país. Para las variaciones interanuales de estos precios, se ha tomado el índice de precios de los bienes y servicios de inversión expresado en ECU.

Finalmente, para agregar consumo intermedio y amortización se ha construido un índice de precios, que toma como ponderaciones el peso de cada epígrafe en los costes y como precios el valor de las unidades de alimentos e instalaciones incluidas en el paquete tecnológico constituido entorno a una cabeza de ganado/año.

Al contrario, para monetarizar la tierra hemos tomado como base para el desarrollo del análisis el arrendamiento por ha. Hemos tomado éste en vez del precio de la tierra porque en el precio de la tierra,

(13) En España es el único valor disponible.

sobre todo en países de gran presión urbana como parece ser el caso de Luxemburgo, pueden incidir otros factores, además de las rentas agrícolas. De hecho, con los precios de la tierra de Luxemburgo no habría producción lechera en Europa capaz de asumir su coste de oportunidad. Por ello, hemos considerado más oportuno remitirnos al arrendamiento como coste de oportunidad de la tierra.

En lo relativo al trabajo de la explotación, hemos utilizado costes de oportunidad de la mano de obra, como el salario de un vaquero, con los datos facilitados por EUROSTAT.

Se han tomado los datos medios para el trienio 1983/86 y el trienio 1991/94. Se ha elegido este período porque comienza antes de la entrada en vigor del Régimen de Cuotas Lecheras en 1984 (14) y de la integración de España en la Comunidad Económica Europea en 1986 y, porque se prolonga durante una década en la que se consolida la integración España en la CEE, con la práctica finalización del período transitorio en 1993. Se han utilizado los datos contables de la RICA para los países de la CE-12, excluyendo a Grecia y Portugal porque no están disponibles los datos contables para el período completo para los dos países mediterráneos (la base de datos de Grecia incluye sólo 24 explotaciones), ni tampoco otras bases de precios.

3. RESULTADOS

En las comparaciones multilaterales, hemos calculado la productividad, la eficiencia en la asignación y los costes mínimos para cada país, utilizando sus propios precios y los datos de cantidad de factores y output de todos los sectores nacionales. El índice multilateral del precio de los factores se ha construido como el cociente entre los costes de producción mínimos de una unidad de output, a los precios de cada país, dividido por la media de los costes de producción de los 10 países estudiados. Hemos comprobado que este índice presenta un valor intermedio al índice de precios de Laspeyres y al de Paasche (Vogt y Barta, 1997) para los costes totales, y se aproxima al de Paasche para los costes variables (cuando se considera factor fijo la tierra, ya que el índice está corregido con la ocupación del factor fijo) (15).

(14) En España la aplicación definitiva de este Régimen con el pago de la tasa suplementaria se inicia a principios de la década del 90.

(15) El índice de Laspeyres introduce un sesgo negativo al ponderar con las cantidades del año base, al contrario que el de Paasche. Al dividir los costes mínimos por la capacidad de planta utilizada se introduce un sesgo negativo. El lector interesado puede solicitar estos índices a los autores.

Estos resultados se han completado con el cálculo de los índices tipo Malmquist de variación de la Productividad y Sub-Productividad de los factores para cada país en el período estudiado. A su vez, la tasa de variación anual de la productividad global de los factores se ha descompuesto en una tasa de variación anual del catching-up, o acercamiento a la frontera de las mejores prácticas mundiales de cada país (equivalente a la variación de la eficiencia técnica), y una tasa de cambio técnico o movimiento con la frontera.

Vamos a comentar primero los resultados del análisis cuando los sectores son considerados precio aceptantes y más adelante los compararemos con los del análisis subsectorial, o el de los costes variables.

3.1. Caso de sectores precio aceptantes en todos los mercados

Las comparaciones multilaterales para los dos cuatrienios aparecen en el cuadro 1. En el mismo presentamos el Coste Medio Actual utilizando como precio de la tierra el arrendamiento por ha (primera columna). También se incluye el índice de productividad global de los factores de cada país, medido como la distancia a la frontera de las mejores prácticas mundiales; el índice de eficiencia en la asignación, que aquí nos puede medir distorsiones en los mercados de factores o simples desajustes sectoriales en la asignación de factores, y el índice de precios de los factores.

Analizando los resultados recogidos en la tabla, podemos observar que en el trienio 1983/86 aparecen dos grupos de países con bajos costes medios totales de producción: Holanda y Bélgica, por un lado, y el Reino Unido e Irlanda, por otro. Esta posición de liderazgo la deben a la combinación de altos niveles de productividad y eficiencia con bajos precios de los factores de producción. En este marco, destaca Alemania en el extremo opuesto, porque conjuga bajos niveles de productividad con altos costes de los factores de producción: La posición de España es intermedia en productividad, y goza de bajos costes de los factores, pero que se ven elevados por la ineficiencia en la asignación. En la misma situación que España, en cuanto a productividad y eficiencia en la asignación, se encuentra Italia, que se ve perjudicada además por el alto coste de los factores; mientras que Luxemburgo ocupa una posición intermedia en todos los indicadores.

Estos resultados establecen un orden de los países por costes, productividad y precio de los factores similar a la de otros trabajos que analizan y descomponen costes de producción en leche de la UE para el mismo período (Bureau y Butault, 1992). Como en este tra-

Cuadro 1

COSTES MEDIOS (ECU/t) E ÍNDICES MULTILATERALES DE PRODUCTIVIDAD, EFICIENCIA ASIGNATIVA E ÍNDICE DE PRECIOS DE FACTORES DE PRODUCCIÓN DE LECHE EN ALGUNOS PAÍSES DE LA UE

Trienio 83-86	Coste Medio	Índice de Costes UE-10 = 1	Productividad	Eficiencia Asignación	Coste Mínimo	Índice de Precios UE-10 = 1
Bélgica	202,41	0,90	100,00	96,61	195,54	0,96
Alemania	347,86	1,54	70,13	93,10	227,12	1,12
España	230,25	1,02	92,75	79,65	170,09	0,84
Francia	248,20	1,10	84,04	97,33	203,01	1,00
Holanda	231,75	1,03	100,00	87,32	202,35	1,00
Reino Unido	198,45	0,88	100,00	100,00	198,45	0,98
Dinamarca	272,22	1,21	94,87	91,92	237,40	1,17
Irlanda	189,52	0,84	100,00	100,00	189,52	0,94
Italia	314,12	1,39	97,29	72,42	221,32	1,09
Luxemburgo	226,46	1,00	81,68	98,33	181,89	0,90
Coefficiente Variación	0,23	0,23	0,11	0,09	0,06	0,10

Trienio 91/94	Coste Medio	Índice de Costes UE-10 = 1	Productividad	Eficiencia Asignación	Coste Mínimo	Índice de Precios UE-10 = 1
Bélgica	216,80	0,81	100,00	91,891	199,22	0,98
Alemania	350,20	1,31	67,71	86,551	205,23	1,01
España	238,84	0,89	100,00	78,754	188,10	0,92
Francia	264,20	0,98	71,93	97,588	185,46	0,91
Holanda	250,50	0,93	100,00	80,698	202,15	0,99
Reino Unido	222,65	0,83	100,00	100,000	222,65	1,09
Dinamarca	308,59	1,15	80,48	81,539	202,51	0,99
Irlanda	241,16	0,90	100,00	92,396	222,82	1,09
Italia	290,15	1,08	100,00	75,305	218,50	1,07
Luxemburgo	300,23	1,12	69,05	94,054	194,98	0,96
Coefficiente Variación	0,16	0,16	0,16	0,09	0,06	0,06

bajo, para el conjunto de los países, y con las excepciones mencionadas, parece no existir una relación directa entre precio de los factores y productividad; lo cual parece propio de un mercado relativamente poco integrado, en el que los países mantienen su cuota a pesar de que no exista un paralelismo entre productividades y precio de los factores. Sin embargo, si consideramos que la renta de la tie-

rra se determina endogenamente, en el próximo subapartado comprobaremos, comparando el índice de precios de todos los factores con el de los factores móviles, que con algunas excepciones, la renta de la tierra es relativamente mayor en aquellos países que logran alcanzar mayores productividades.

La situación en el cuatrienio 1991/94 da un cambio drástico. Aparentemente el coste medio de producción de los distintos países tiende a converger (disminuye la dispersión de este indicador). Ello se debe fundamentalmente a un acercamiento en el precio de los factores, a la vez que los cambios de posición en otros epígrafes son asimétricos y desiguales. Es de destacar el acercamiento de España e Italia a los niveles de productividad de los líderes, en tanto que Francia, y sobre todo Alemania, sufren un retroceso. Salvo en el caso Luxemburgo, donde cae la productividad relativa, en el resto de los países la evolución de estos índices es opuesta. Hemos comparado la evolución de los precios con la de otros trabajos (Batault, Delamé y Rousselle, 1994, a y b) para el mismo período, y en los mismos se destaca también la importante caída del índice de precios de los alimentos en algunos países (en todos menos en España, Reino Unido, Irlanda e Italia) y el aumento del coeficiente unitario de este factor en la producción de leche. Ello podría explicar la dinámica dispar que se establece en estas componentes de los costes. En los países donde se registran mayores caídas de los precios relativos, aumenta en consonancia la demanda de factores, y ello afecta a la productividad.

En cuanto a España, es notable el incremento en su productividad relativa. En cambio, su posición relativa en lo que a precio de factores y eficiencia en la asignación se refiere ha empeorado. Aparentemente, el precio de los factores de producción se ha incrementado sensiblemente tras la adhesión del país a la CEE.

En dicho índice está incluida la renta de la tierra y el coste del resto de los factores. La renta puede haber aumentado por el simple efecto del crecimiento de la productividad, y con respecto al resto de los factores estos resultados coinciden en principio con otros diagnósticos que se han hecho recientemente del sector. Por un lado, se ha detectado una importante ganancia de competitividad debida a un largo proceso de reestructuración del sector y de incorporación de tecnología, con la consiguiente caída de los costes de producción. Por otro, la integración en la UE ha supuesto una importante desventaja para España, en la medida que el efecto de desviación de las importaciones de piensos baratos del mercado internacional a las de los piensos de la UE, implicaba una importante subida del precio de este

factor (Lamo de Espinosa, 1997). En lo que al precio de los otros factores se refiere, es un hecho aceptado que los salarios han registrado un importante incremento en el período considerado.

Finalmente, el coeficiente de variación de los costes medios actuales indica una disminución de la dispersión de los mismos. En definitiva, a pesar de estar vigente en el período el Régimen de Cuotas Lecheras, que en principio impide la creación de comercio, el proceso de integración económica ha supuesto un acercamiento en los costes medios de producción, independientemente de que las cuotas fuesen rígidas, y esta aproximación se ha producido fundamentalmente por una convergencia en los precios de los factores.

Ahora bien, en cuanto a la disminución del rango de variación del precio de los factores, no se puede en principio establecer una relación causa efecto. En el índice del precio de los factores está incluida la renta de la tierra, y cabe pensar que una convergencia en costes tendrá como consecuencia un acercamiento entre la renta de los distintos países. Estos hechos se verán más claros en los próximos apartados.

3.2. Caso de los sectores con un factor específico cuya renta se determina endógenamente

En el cuadro 2 aparecen los costes medios, excluida la renta de la tierra, por t de leche, el índice de subproductividad o de productividad de los factores móviles (que hemos tratado como variables), el índice de subeficiencia en la asignación de los factores móviles, el índice de intensidad en el uso de factores móviles, o la tasa de utilización relativa de la capacidad de planta, y el índice de precios de los factores móviles, que como hemos comentado, compara el coste mínimo de producir una unidad de producto en una unidad de superficie en los distintos países. Este índice señala cuánto costaría producir una t de leche en cada uno de los países si todos fuesen igualmente productivos y eficientes en la asignación, y además tuvieran una ganadería igualmente intensiva.

En el trienio 83/86 los datos nos reflejan que entre los sectores más productivos de la UE hay dos sistemas de producción diferenciados: los que utilizan más la capacidad de planta o los intensivos de Bélgica y Holanda (que tienen un nivel de intensificación de 100 y 90,47, respectivamente), y los más extensivos del Reino Unido e Irlanda (con niveles de intensificación de 87,64 y 82,74, respectivamente). En conjunto, los países centroeuropeos practican una ganadería más intensiva que el resto. Como era de esperar los costes

Cuadro 2

**COSTES VARIABLES (ECU/t) E ÍNDICES MULTILATERALES DE SUBPRODUCTIVIDAD
DE LOS FACTORES, DE CAPACIDAD UTILIZADA Y DE PRECIO DE LOS FACTORES VARIABLES
O MÓVILES DE PRODUCCIÓN DE LECHE EN ALGUNOS PAÍSES DE LA UE**

Trienio 83-86	Coste medio variable actual	Índice UE-10 = 1	Subproductividad	Subeficiencia Asignación	Capacidad o intensidad	Coste medio variable mínimo	Índice precios factores var. UE-10 = 1
Bélgica	191,89	0,83	97,23	98,01	90,47	182,87	0,95
Alemania	325,74	1,41	65,69	97,02	86,33	207,61	1,13
España	215,67	0,93	88,44	81,02	83,26	154,54	0,87
Francia	234,73	1,02	83,12	99,67	83,15	194,47	1,10
Holanda	222,14	0,96	100,00	82,68	100,00	183,66	0,86
Reino Unido	186,27	0,81	100,00	99,27	87,84	184,91	0,99
Dinamarca	242,93	1,05	94,87	87,43	90,74	201,51	1,04
Irlanda	174,83	0,76	100,00	100,00	82,74	174,83	0,99
Italia	306,62	1,33	86,01	79,75	86,63	210,30	1,14
Luxemburgo	207,28	0,90	81,68	99,14	83,33	167,85	0,94
Coefficiente Variación	0,22	0,22	0,12	0,09	0,06	0,10	0,10

Trienio 83-86	Coste medio variable actual	Índice UE-10 = 1	Subproductividad	Subeficiencia Asignación	Capacidad o intensidad	Coste medio variable mínimo	Índice precios factores var. UE-10 = 1
Bélgica	202,14	0,81	92,28	97,41	90,74	181,70	0,95
Alemania	318,03	1,27	57,16	97,82	86,23	177,82	0,98
España	229,57	0,92	100,00	77,56	89,27	178,06	0,94
Francia	247,64	0,99	71,55	98,34	83,92	174,25	0,98
Holanda	235,58	0,94	100,00	73,79	100,00	173,83	0,82
Reino Unido	210,43	0,84	100,00	100,00	88,18	210,43	1,13
Dinamarca	282,47	1,13	80,48	76,55	89,37	174,03	0,92
Irlanda	220,65	0,88	100,00	94,94	83,57	209,48	1,19
Italia	281,80	1,13	95,68	77,24	91,14	208,26	1,08
Luxemburgo	273,15	1,09	69,39	93,88	83,29	177,93	1,01
Coefficiente Variación	0,15	0,15	0,18	0,12	0,06	0,09	0,11

variables medios de producción son inferiores en los sistemas más extensivos. Podemos considerar que nuestra medida de la capacidad utilizada es una aproximación a la carga ganadera por ha. y, lógicamente, cuanto menor es la carga ganadera menores son los costes variables por litro de leche, es decir, menor es la suma de los gastos fuera de la explotación mas el coste de la mano de obra. Sin embargo, no es del todo decisivo.

Las posiciones de los distintos países en el trienio 1983/86 están determinadas también por otros elementos. Reino Unido e Irlanda combinan altos niveles de subproductividad, con una ganadería extensiva y bajos precios de los factores. En Holanda y Bélgica los altos niveles de intensificación están compensados y explicados por el menor precio relativo de los factores móviles. De hecho, tanto Bélgica como Holanda tradicionalmente se han visto favorecidas por el bajo coste de los alimentos para el ganado por el influjo del comercio y sus puertos marítimos, lo que explica el bajo valor del índice de precios del conjunto de los factores móviles intersectorialmente (consumo intermedio, bienes de capital y mano de obra) y la intensificación de su ganadería.

El índice de precios relativos de los factores móviles sigue un orden similar al de los factores totales. Sin embargo, podemos observar que para los cuatro países líderes su posición respecto a la media de la UE, en relación con los costes medios y el índice del precio de los factores totales, es más alta que el correspondiente de los costes variables. Ello sugiere que la renta de la tierra podría ser superior en aquellos países que alcanzan mayores niveles de productividad y eficiencia y tienen mayores ventajas comparativas.

A lo largo del período que va del trienio 83/86 al 91/94 se mantiene la misma jerarquía de los costes medios variables por país. En cambio, oscilan la subproductividad, los niveles de ocupación de planta y los precios relativos.

Es de destacar en este escenario el importante aumento de la subproductividad y de intensificación (16) de la producción que se manifiesta en España, a la vez que disminuyen sus ventajas comparativas en precio de los factores respecto a la media de la CE-10 y empeora la eficiencia en la asignación. La interpretación de estos resultados es compleja; por un lado, la integración de España en la CE ha tenido como consecuencia una subida de los precios de bienes y factores. Por otro, la sustitución de una parte de las importaciones baratas de cereales pienso (17) del mercado internacional con las intra-

(16) En la Red Contable española hasta 1985 la OTE es vacuno de leche ligado a la tierra y a partir de ese año es vacuno de leche. Puede haber cambiado la composición de las explotaciones incluidas en el agregado y afectar a la medida de la evolución del nivel de intensificación. Para corregirlo hemos trabajado con Producción Final Agraria y Consumo Intermedio menos Reempleo.

(17) Las semillas oleaginosas, la soja, y el gluten de maíz y algunos sustitutos de los cereales pienso tienen un arancel prácticamente nulo para las importaciones en la Comunidad desde la Ronda Dillon y la Ronda Kennedy del GATT, en la década del 60. En el momento de la integración de España en la CE, Estados Unidos consigue mantener un contingente arancelario para los cereales pienso.

comunitarias puede haber ocasionado un aumento de los precios relativos de los factores en España.

Finalmente, parece existir también una cierta convergencia en los costes variables. Esta aproximación en los costes se explica fundamentalmente por un acercamiento en los niveles de intensificación. En cambio, parece que se presenta una divergencia en los niveles de subproductividad. Lo mismo ocurre con el precio del conjunto de los factores variables, para el que aumenta la dispersión. Sin embargo, si volvemos a la descomposición que hemos hecho de los costes variables, consideramos que el coste variable medio actual sería igual al índice de precios multiplicado por la capacidad de planta o el nivel de intensificación, y este producto dividido por la subproductividad multiplicada por la subeficiencia en la asignación. Por lo tanto, si la dispersión de los costes variables medios disminuye, a pesar de que aumenta la dispersión en las productividades y eficiencias, sólo se puede deber a que hay un mayor equilibrio entre precio de los factores móviles y niveles de intensificación.

Por lo tanto, a pesar de que el Régimen de cuotas implicaba en partida que las ganancias del comercio derivadas de la integración CE no se podían realizar, sí que ha existido una aproximación de los costes tanto totales como variables, que se puede atribuir fundamentalmente a una adaptación de los niveles de intensificación de los distintos países a los nuevos precios relativos de los factores móviles.

3.3. Análisis de la variación de costes y precios

Para completar el estudio, presentamos en el cuadro 3 las tasas de variación interanual de los costes y sus distintas componentes. Para todas las medidas de productividad y capacidad de planta, o intensidad en el uso de factores, basadas en la función distancia, se han construido índices tipo Malmquist como una media geométrica de la relación entre las distancias de la unidad i correspondientes al período 1983/86 y 1991/94 a cada frontera de eficiencia (la del trienio 1983/86 y del trienio 1991/94). No incluimos aquí las ecuaciones específicas de los índices, pero su justificación teórica y explicación se puede encontrar en las siguientes referencias: índices de la variación de la productividad global en Fare, Grosskopf y Russel, 1998; índices de variación de la subproductividad en Arocena y Waddams, 2000; e índices de variación de la intensidad en el uso de factores en Grifell-Tajte, Lovel y Pastor, 1998.

Cuadro 3

TASA DE VARIACION INTERANUAL DE COSTES VARIABLES, PRODUCTIVIDAD Y PRECIO DE FACTORES Y CAPACIDAD UTILIZADA RELATIVA DE PLANTA DEL TRIENIO 83/86 AL 91/94

	Coste medio actual	Índice de precios	Eficiencia Asignación	Productividad global	Catching-up	Cambio técnico
Bélgica	0,008	0,010	-0,006	0,008	0,000	0,008
Alemania	0,001	-0,012	-0,008	-0,005	-0,004	-0,001
España	0,004	0,041	-0,001	0,038	0,008	0,029
Francia	0,007	-0,011	0,000	-0,018	-0,017	-0,001
Holanda	0,009	0,013	-0,009	0,014	0,000	0,014
Reino Unido	0,013	0,041	0,000	0,027	0,000	0,027
Dinamarca	0,014	-0,011	-0,013	-0,012	-0,018	0,006
Irlanda	0,027	0,026	-0,009	0,007	0,000	0,007
Italia	-0,009	0,028	0,004	0,032	0,003	0,029
Luxemburgo	0,032	0,019	-0,005	-0,008	-0,018	0,011

	Coste variable medio	Índice precios factores	Subeficiencia asignación	Capacidad o intensidad	Subproductividad
Bélgica	0,006	0,028	-0,001	-0,001	0,022
Alemania	-0,003	-0,002	0,001	-0,001	-0,001
España	0,007	0,016	-0,005	0,015	0,029
Francia	0,006	-0,012	-0,001	0,001	-0,015
Holanda	0,007	0,018	-0,013	0,005	0,029
Reino Unido	0,014	0,047	0,001	0,000	0,032
Dinamarca	0,017	-0,009	-0,015	0,005	-0,005
Irlanda	0,026	0,031	-0,006	-0,002	0,008
Italia	-0,009	0,000	-0,004	0,010	0,023
Luxemburgo	0,031	0,009	-0,006	0,009	-0,007

El índice de variación de la productividad global de los factores se ha descompuesto en una variación de productividad relativa o catching-up (alcance de la frontera tecnológica) y en el cambio técnico o desplazamiento de la frontera de las mejores prácticas (Nishimizu y Page, 1982 y Fare, Grosskopf y Lovell, 1994). Esta descomposición no se ha efectuado para el índice de variación de la subproductividad.

Todos los índices de costes y precios de los factores están expresados en precios corrientes. Los índices de precios se han construido dividiendo el coste mínimo de producción medio, para cada caso,

del trienio 1991/94 por el del trienio 1983/86. Este resultado se multiplica por la variación de cambio técnico (Balk, 1998), ya que los costes de la unidad eficiente aumentan por la subida del precio de los factores y disminuyen como consecuencia del cambio técnico.

En el cuadro 3 aparecen los resultados. En la descomposición de los costes medios totales se puede comprobar que la tasa de variación interanual de los costes es igual a la tasa de variación de los precios menos la suma de la tasa de variación de la productividad y la eficiencia en la asignación. En el caso de los costes variables, se incluye en esta relación la variación del nivel de intensificación o la capacidad utilizada de planta. Un aumento de la intensificación o capacidad de planta utilizada y del precio de los factores implica un crecimiento de los costes, y el aumento de la subproductividad y subeficiencia actúa en sentido contrario.

Analizando los resultados, es de destacar en primer lugar, el suave ascenso de los costes totales medios y variables de producción en casi todos los países. Si consideramos que los costes están expresados en precios corrientes, ello implica un descenso de los costes a precios constantes. Este resultado coincide con el de otros estudios del sector (Batault, Delamé y Rousselle, 1994 a y b) y se explica en la mayoría de los casos, por un aumento de la productividad, que compensa parcialmente al aumento del precio de los factores.

En lo que se refiere al crecimiento de la productividad global de los factores, es de resaltar las bajas tasas de variación interanual en el caso de Francia, Alemania y Dinamarca.

Dentro del conjunto de países, destacan el Reino Unido, España e Italia por las altas tasas de crecimiento de la productividad global de los factores, que se debe fundamentalmente al cambio técnico.

El caso de España, es notorio por el importante crecimiento de la productividad global de los factores (0,038 interanual), que se debe tanto al cambio técnico (0,029) como al catching up (0,008). Este crecimiento de la productividad global ha sido acompañado por un aumento de los precios de los factores (0,041) y una caída de la eficiencia en la asignación (-0,008). Lo que explica que la variación interanual del coste medio total sea modesta, del 0,004.

Los índices de variación de la productividad global de los factores y cambio técnico que reportan algunos trabajos sobre el sector lechero (Ahmad y Bravo-Ureta, 1995; Cochi, Bravo Ureta y Cooke, 1998; Cuesta, 2000; Kumbhamar y Heshmati, 1995; Tauer, 1998) son dis-

tintos. No obstante, vamos a contrastar los resultados con los de algunos trabajos que tocan distintos países de la UE.

Cuesta mide para las explotaciones lecheras de Asturias la variación de la productividad en el período 1986-91 y reporta una tasa de variación interanual en torno al 0,01. En cambio, Barceló *et. al.* (1995) presentan una tasa de crecimiento de los rendimientos en torno al 0,027, para el conjunto del sector nacional y una disminución del consumo intermedio de -0,06 interanual, estimados con la base de datos SPEL de EUORSTAT para el período del 1987 a 1991. Nosotros hemos considerado el sector lechero español en su conjunto y la tasa de crecimiento es también positiva y en torno al 0,038 (18).

En relación con la tasa de crecimiento de Holanda, nuestro resultado se aproxima al de Brümer, *et. al.* (1999). No ocurre lo mismo en el caso de Alemania, pero mientras que estos autores analizan un solo Lander de ese país, nuestros resultados pueden estar condicionados por la inclusión en el agregado nacional de Alemania del Este tras la unificación.

En cuanto a Francia, Batault, Delamé y Rousselle (1994 a y b) ya resaltan en su trabajo la baja tasa de crecimiento de la productividad global de los factores en el sector lechero francés en la década del 80. Ellos lo atribuyen a la entrada en vigor del Régimen de Cuotas Lecheras. En nuestro trabajo, que analiza justo el momento de la entrada en vigor de este Régimen, la tasa es incluso negativa. No obstante, Batault, Delamé y Rousselle utilizan un índice Tornqvist-Theil, y nosotros usamos uno tipo Malmquist. Ya se ha señalado por otros autores (Bureau, Fare y Grosskopf, 1995) que los índices tipo Malmquist tendían a subestimar el crecimiento de la productividad en el caso de Francia; fundamentalmente porque, al no estar ponderados con la cuota de cada capítulo en los gastos, aumentan el peso específico del crecimiento del coeficiente de producción unitario del consumo intermedio y disminuyen el de la reducción en el uso de la mano de obra y la tierra, respecto a aquel índice. Nosotros para comprobarlo hemos medido, en el caso de Francia, la variación de la productividad con un índice Tornqvist-Theil, y de hecho hemos obtenido una tasa en torno al 0,007, muy próxima a la reportada por Batault, Delamé y Rousselle (0,006).

(18) Estas diferencias se pueden explicar también por el cambio de la Orientación Técnico Económica de la RICA, como hemos comentado en la nota 16.

En realidad, la dinámica sectorial está muy condicionada por el marco político y la configuración del mercado de factores. Ya Batault, Delamé y Rousselle explican el bajo crecimiento de la productividad en el sector francés por la implementación de las cuotas lecheras, que implicaba un descenso de la producción y cierta inercia en el ajuste de los factores fijos, aunque el coeficiente unitario de la mano de obra y la tierra son los que más disminuyen en todos los países. A nuestro entender, en algunos países se suma a este hecho el descenso de los precios de los alimentos para el ganado. En efecto, en aquellos países donde la cuota no se transgrede (Tribunal de Cuentas de la UE, 1994), a la bajada del precio de los alimentos para el ganado no se puede responder con un aumento de la producción de leche, a pesar de que la elasticidad de la oferta de leche al precio de los alimentos es muy alta (Balyney y Mitelhammer, 1990), sino exclusivamente con un aumento de la demanda de estos factores. Ello, unido a los problemas de ajuste, puede repercutir en la variación de la productividad global de los factores. Este segundo efecto no se produce en aquellos países que registran un incremento del precio de los alimentos.

Si ahora nos fijamos en los costes variables, vemos que en todos los países ha habido una leve intensificación de la producción, excepto en Bélgica, Alemania e Irlanda. La dinámica del índice del precio de los factores móviles es dispar, pero parecen haberse incrementado en aquellos países que partían de un índice relativo más bajo. Dado que en el período estudiado se integran los países mediterráneos y avanza la formación del Mercado Único, los datos podrían ser un indicio de convergencia en el precio de los factores y, por el peso relativo de los alimentos para el ganado en este epígrafe, puede haber habido una sustitución parcial del comercio de leche por el de los bienes intermedios.

En España, vemos que esta importante variación de la productividad global de los factores se puede asociar con un acentuado proceso de intensificación, que destaca por su magnitud (0,015) respecto al conjunto (19). Esta intensificación ha supuesto un desplazamiento de la producción hacia el punto en el que el rendimiento medio es máximo, ya que la variación interanual de la subproductividad (0,029) es menor que la variación de la productividad global (0,038). Este proceso de intensificación puede haber tenido también como consecuencia que el aumento de los costes variables (0,007) sea mayor que el de los cos-

(19) Ver nota 16.

tes medios totales (0,004); lo que indica que la caída del coeficiente unitario de la tierra en la producción de leche ha superado el aumento de los costes variables y de la renta de la tierra.

En cambio, el aumento del índice del precio de los factores móviles (0,016) es menor que el de todos los factores en su conjunto (0,041). Ello nos puede estar indicando, por un lado, que la pérdida de competitividad a causa de la elevación del precio de los factores es mucho más modesta de lo que sugiere la evolución del índice de precios de todos los factores. Por otro, que la renta de la tierra ha crecido por encima del precio de los factores móviles. En efecto, el índice de precio de los factores variables o móviles compara el coste variable medio de producción entre dos períodos, considerando que la unidad eficiente asigna los factores variables manteniendo el nivel de intensificación constante (produce una unidad de output en una ha). Por su parte, el índice del precio global de los factores es el coste medio mínimo a largo plazo (permite reasignar la tierra también). Si el precio de los factores variables creciese, lo lógico sería que se extensificase la producción y que el índice de precio de los factores global creciese menos que el de los factores variables. Lo contrario, como hemos indicado, pone de manifiesto un aumento relativo de la renta de la tierra.

Finalmente, siguiendo el mismo razonamiento que hemos hecho para España, la comparación entre el índice de precio de los factores variables y el de precios globales nos permite concluir que la renta de la tierra ha aumentado relativamente a los precios pagados por los ganaderos y los salarios también en Luxemburgo e Italia; en otros países ha sucedido lo opuesto, o los resultados son inconclusivos.

Sin embargo, los resultados de esta fase del análisis no permiten confirmar que exista una aproximación en las rentas de la tierra. A pesar de ello, la dinámica de los sectores nacionales lecheros en este período sugiere que el proceso de integración económica ha sido lo suficientemente revulsivo como para acercar a los sectores en costes; aunque la existencia de un régimen de cuotas ha impedido, en principio, el reajuste de las producciones nacionales.

4. CONCLUSIÓN

En este trabajo hemos comparado multilateralmente los costes de producción en el sector lechero de los distintos países de la UE en el período que va del trienio 83/86 al 91/94, utilizando como unidad representativa de cada sector la explotación media o tipo de la Red Internacional Contable Agraria.

Hemos supuesto dos escenarios. Por una lado, hemos considerado que los sectores ganaderos son precio aceptantes en todos los mercados de factores y, por otro, que la renta de la tierra se determina endógenamente. Para ambos casos, hemos descompuesto los costes de producción de cada país en un índice de productividad y un índice bilateral de precio de los factores, basado en la comparación de los costes mínimos para el mismo nivel de producción. Esta descomposición se ha fundamentado en las aproximaciones duales a la microeconomía de los costes y, en concreto, en la función distancia. Cada concepto se ha medido utilizando la programación lineal o el método DEA.

Los resultados del análisis empírico confirman la validez del índice de precios, que es intermedio a un índice de Laspeyres y Paasche, en el caso del precio de todos los factores, y se acerca al de Laspeyres cuando se toma exclusivamente el precio de los factores variables. El resto de los conceptos y medidas de eficiencia ya habían sido validados por investigaciones previas en economía de la producción. Así mismo, este trabajo se completa con un análisis temporal, o histórico, utilizando índices de variación de productividad del tipo Malmquist.

Por lo que respecta al análisis de los sectores en concreto, los resultados muestran una disminución de la dispersión de los costes totales y variables de los distintos sectores nacionales lecheros. Este indicio de convergencia puede ser explicado fundamentalmente por un acercamiento en los niveles de intensificación de los distintos sectores nacionales. Con algunas excepciones, ha habido un proceso de intensificación de la producción. En algunos países, como España, este proceso ha tenido un efecto favorable sobre la productividad global de los factores; en otros ha actuado en sentido opuesto.

La dinámica del precio de los factores móviles (mano de obra, bienes de capital y bienes intermedios) y de la renta de la tierra es menos clara. Parece manifestarse una tendencia hacia la igualación del precio de los factores. Tan sólo se puede afirmar que son aquellos países que partían de unos niveles de precios más bajos los que han registrado un incremento mayor de los mismos.

En este escenario, cada país individualmente parece seguir una dinámica particular, condicionada por su posición de liderazgo o seguidor en partida y por el impacto que haya sufrido tanto por la entrada en vigor del Régimen de Cuotas lecheras como por la dinámica en el mercado de factores móviles intersectorialmente, transables o no.

En conjunto, parece que los efectos propios de una integración económica se han manifestado en este sector tan sólo en una cierta ten-

dencia hacia la igualación del precio de los factores. En este sentido, parece que la creación de comercio en el sector de bienes intermedios (alimentos para el ganado) ha cumplido parcialmente el papel que no ha podido ser desempeñado por la simple reasignación intracomunitaria de la producción, si no hubiese coincidido con la entrada en vigor del Régimen de Cuotas Lecheras.

El caso específico de España es notable por la importancia de la mejora en la productividad, que ha compensado con creces la pérdida de ventajas comparativas en el precio de los factores, mucho menor de lo esperado cuando se analiza la evolución del precio de los factores móviles. Si ello es así, y las cuotas se asignaron en su día proporcionalmente a la producción del momento, puede que la cuota, al no haber considerado la potencialidad productiva del sector, haya resultado a largo plazo más restrictiva para aquellos países que partían con una productividad menor. De hecho, las negociaciones de los últimos años han estado dirigidas, y finalmente se ha conseguido, a lograr una ampliación de la cuota lechera en España.

Por otra parte, cuando existe un bien intermedio como son los alimentos para el ganado, lógicamente en un sector regulado por cuotas fijas de producción el comercio del bien intermedio tenderá a sustituir al del bien final. Los resultados del análisis no son definitivos en este sentido. Pero si para un país que se integra en una unión económica la desviación de las importaciones de este bien intermedio significa un aumento de su precio, desde el punto de vista de la economía del bienestar, se está atribuyendo como pérdida de eficiencia de la implementación de un Régimen de Cuotas una desviación de los costes que es simplemente la consecuencia del proceso de integración.

BIBLIOGRAFÍA

- ALDAZ, N. y MILLÁN, J. (1996): «Comparación de medidas de productividad total de los factores en las agriculturas de las Comunidades Autónomas españolas». *Revista Española de Economía Agraria*, 4 (178): pp. 73-113.
- ÁLVAREZ, A. M. y GONZÁLEZ, E. (1999): «Using Cross-section Data to Adjust Technical Efficiency Indexes Estimated with Panel Data». *American Journal of Agricultural Economics*, 81: pp. 894-901.
- ÁLVAREZ PINILLA, A.; PRIETO, J. y DE LA FUENTE, C. (1990): «Funciones de oferta de irreversibles: la oferta de leche en España». *Revista de Estudios Agrosociales*, 153: 241-256.

- AHMAD, M. y BRAVO URETA, B. E. (1995): «An Econometric Decomposition of Dairy Output Growth». *American Journal of Agricultural Economics*, 77: pp. 914-921, noviembre.
- AROCENA, P. y WADDAMS, K. (2000): «Energy efficiency». *Journal of Strategic Management*, en prensa.
- BALK, B. M. (1998): Input Price, Quantity, and Productivity Indexes for a Revenue-Constrained Firm. En: R. Fare, Sh. Grosskopf and R.R. Russell (Ed.): «*Index Numbers: Essays in Honour of Sten Malmquist*». Kluwer Academic Publishers, Boston.
- BARCELÓ, V.; COMPÉS, R. y GARCÍA ÁLVAREZ COQUE, J. M. (1995): *Organización Económica de la Agricultura Española*. Fundación Alfonso Martín Escudero. Mundiprensa, Madrid.
- BERNDT, E. R. y MORRISON, K. (1981): «Capacity Utilization Measures: Underlying Economic Theory and an Alternative Approach». *American Economic Review*, 71 (2): pp. 48-52.
- BLAYNEY, D. P. y MITTELHAMMER, R. C. (1990): «Decomposition of Milk Supply Response into Technology and Price-Induced Effects». *American Journal of Agricultural Economics*. pp. 864-872. Noviembre.
- BRÜMER, B.; GLAUBEN, T. y THIJSEN, G. (1999): *Unraveling Productivity Growth of European Dairy Farms*. XIV European Congress in Agricultural Economics, Varsovia.
- BUREAU, J. C.; GUYOMARD, H.; MORIN, L. y RÉQUILLART, V. (1997): «Quota mobility in the European sugar regime». *European Review of Agricultural Economics*, 24 (1): pp. 1-30.
- BUREAU, J. C. y BUTAULT, J. P. (1992): «Productivity gaps, price advantages and competitiveness in E.C. agriculture». *European Review of Agricultural Economics*, 19: pp. 25-48.
- BUREAU, J. C.; FÅRE, R. y GROSSKOPF, S. (1995): «A comparison of three nonparametric measures of productivity growth in European and United States agriculture». *Journal of Agricultural Economics*, 46 (3): pp. 309-326.
- BUTAULT, J. P.; DELAME, N. y ROUSSELLE, J. M. (1994a): «Productivity increases in some French sectors and their distribution». *Cahiers d'Economie et Sociologie Rurales*, 3: pp. 55-72.
- BUTAULT, J. P.; DELAME, N. y ROUSSELLE, J. M. (1994b): «Costs of production and income in French wheat, fruit, pig and milk sectors (RICA 1979-1991)». *Economie Rurale*, 220-221: pp. 52-53.
- CASTILLO QUERO, M. (1992): *Las políticas limitantes de la oferta lechera. Implicaciones para el sector español*. Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación, Madrid.
- COCHI, H.; BRAVO-URETA, B. E. y COOKE, S. (1998): «A Growth Accounting Analysis of Cost Efficiency in Milk Production for Six Northern States in the United States». *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 46: pp. 287-296.
- CUESTA, R. A. (2000): «A production model with firm-specific temporal variation in technical inefficiency: with application to Spanish dairy farms». *Journal of Productivity Analysis*, 13: pp. 139-158.

- DESQUILBERT, M. y GUYOMARD, H. (1998): «Agricultural Export Subsidies and Intermediate Goods Trade». *American Journal of Agricultural Economics*, 80: pp. 422-425, agosto.
- DEWERT, W. E. y MORRISON, C. J. (1986): «Adjusting Output and Productivity Index for Changes in the Terms of Trade». *The Economic Journal*, pp. 659- 679, septiembre.
- DIXIT, A. K. y NORMAN, V. (1992): *Theory of International Trade*. Cambridge Economic Hand Books.
- DOLLAR, D. y WOLF, E. N. (1993): *Competitiveness, Convergence and International Specialization*. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts.
- FARE, R. y GROSSKOPF, Sh. (1990): «A Distance Function Approach to Price Efficiency». *Journal of Public Economics*, 43: pp. 123-26.
- FARE, R. y GROSSKOPF, S. (2000): «Theory and application of directional distance functions». *Journal of Productivity Analysis*, 13 (2): pp. 93-103.
- FARE, R.; GROSSKOPF, Sh. y LOVELL, C. A. K. (1994): *Production Frontiers*. Cambridge University Press, Cambridge.
- FARE, R.; GROSSKOPF, Sh.; LOVELL, C. A. K. y PASURKA, C. (1989): «Multilateral Productivity comparisons when some outputs are undesirable: a non parametric approach». *The Review of Economics and Statistics*, XX (1), enero: 90-98.
- FARE, R.; GROSSKOPF, Sh. y NELSON, J. (1990): «On Price Efficiency». *International Economic Review*, 31 (3): pp. 709-720.
- FARE, R.; GROSSKOPF, Sh.; NORRIS, M. y ZHANG, Z. (1994): «Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries». *The American Economic Review*, 84 (1): pp. 66-83.
- FARE, R.; GROSSKOPF, Sh. y RUSSELL, R. R. (Ed.): «*Index Numbers: Essays in Honour of Sten Malmquist*». Kluwer Academic Publishers, Boston.
- FISHER, F. M. (1995): «The Production-Theoretic Measurement of Input Price Index of the Cost of Living». *Journal of Econometrics*, 65: pp. 155-174.
- GARNSWORTHY, P. C. (1998): *Nutrition and lactation in the dairy cow*. Butterworths.
- GRIFELL TATJÉ, E.; LOVELL, C. A. K. y PASTOR, J. T. (1998): «A Quasy-Malmquist productivity index». *Journal of Productivity Analysis*, 10: pp. 7-20.
- KUMBHAKAR, S. C. y HESHMATI, A. (1995): «Efficiency Measurement with Rotating Panel Data». *American Journal of Agricultural Economics*, 77, agosto: pp. 660-674.
- LAMO DE ESPINOSA, J. (1997): *La Década perdida*. Mundi-Prensa, Madrid.
- LUENBERGER, D. G. (1992a): «Benefit function and duality». *Journal of Mathematical Economics*, 21: pp. 461-481.
- LUENBERGER, D. G. (1992b): «New optimality principles of economic efficiency and equilibrium». *Journal of Optimization Theory and Applications*, 75 (2): pp. 221-264.
- McFADDEN, D. (1978): «Cost, Revenue and Profit Function». En M. Fuss, y D. McFadden (Eds.): *Production Economics: a Dual Approach to the Theory and Application*. North-Holland Publishing Company, Amsterdam.

- MORRISON, C. J. (1992): «Unraveling the Productivity Growth Slowdown in the United States, Canada, and Japan: the effects of Subequilibrium, Scale economics, and Markups». *The Review of Economics and Statistics* XXIV (3): pp. 381- 393, agosto.
- NORMAN, M. y STOKER, B. (1991): *Data Envelopment Analysis: The Assessment and Performance*. Jhon Wiley and Sons, Chichester, Inglaterra.
- NISHIMIZU, M. y PAGE, J. M. Jr. (1982): «Total factor productivity growth, technological progress and technical efficiency change: dimensions of productivity change in Yugoslavia, 1965-78». *The Economic Journal*, 92: : pp. 920-936, diciembre.
- PAARLBERG, Ph. L. (1995): «Agricultural Export Subsidies and Intermediate Goods Trade». *American Journal of Agricultural Economics*, 77: pp. 119-28, febrero.
- PASTOR MONSÁLVIZ, J. M. (1995): «Eficiencia, cambio productivo y cambio técnico en los bancos y Cajas de Ahorro españoles: una análisis de frontera no paramétrico». *Revista Española de Economía*, 12 (1): pp. 34-73.
- PILAT, D. y RAO, D. S. P. (1996): «Multilateral Comparisons of Output, Productivity and Purchasing Power Parties in Manufacturing». *Review on Income and Wealth*, 42 (2): pp. 113-31, junio.
- ROGOFF, K. (1996): «The purchasing power parity puzzle». *Journal of Economic Literature*, XXXIV: 657-668, junio.
- TAUER, L. W. (1998): «Productivity of the New York Dairy Farms Measured by Nonparametric Malmquist Indices». *Journal of Agricultural Economics*, 49 (2): pp. 234-49.
- TRIBUNAL DE CUENTAS DE LA UE (1994): «Informe especial n ° 4 del 93, sobre la aplicación del Sistema de cuotas destinadas al control de la producción lechera, acompañado por la repuesta de la Comisión». *Diario Oficial de la UE- C*, 12.
- VOGT, A. y BARTA, J. (1997): *The making of test for index numbers*. Phisica-Verlag, Alemania.

APÉNDICE A

Consideramos el caso de los costes variables para tecnologías con sólo dos factores de producción. Supongamos que tenemos tres unidades distintas que producen, respectivamente, los outputs, Y_0 , Y_1 e Y_2 , utilizando una unidad de factor fijo, 1_T , y, 1 , x_1^* y x_2^* , unidades de factor variable, respectivamente. Las tres unidades son eficientes (Gráfico 1) y sus costes mínimos variables se pueden expresar como:

$$VQ(Y_0, 1_T, w) = 1 * w$$

$$VQ(Y_1, 1_T, w) = x_1^* * w$$

$$VQ(Y_2, 1_T, w) = x_2^* * w$$

Sin embargo, si medimos la Distancia subsectorial en el espacio de una dimensión de las x (paralelo al eje de abcisas) de las combinaciones de factores representadas por los puntos A, y B, tendríamos (ver gráfico 1):

$$SD(Y_0, 1_T, x_1) = bh / ah = bh / 1 = x_1^*$$

$$SD(Y_0, 1_T, x_2) = ch / ah = ch / 1 = x_2^*$$

Recíprocamente:

$$SD(Y_1, 1_T, 1) = ah / bh = 1 / bh = 1/x_1^*$$

$$SD(Y_2, 1_T, 1) = ah / ch = 1 / ch = 1/x_2^*$$

Por lo tanto:

$$x_i = 1 / SD(Y_i, 1_T, 1)$$

Y, en consecuencia:

$$VQ(Y_i, 1_T, w) = w / SD(Y_i, 1_T, 1)$$

Escribamos ahora los costes variables de una unidad de output, producida con una unidad de factor fijo, como:

$$VQ(1, 1_T, w) = w / SD(1, 1_T, 1) \quad w = VQ(1, 1_T, w) * SD(1, 1_T, 1)$$

Por lo que sustituyendo w en el coste variable Y_i :

$$VQ(Y_i, 1_T, w) = VQ(1, 1_T, w) * SD(1, 1_T, 1) / SD(Y_i, 1_T, 1)$$

Llamemos: $A = SD(1, 1_T, 1)$;

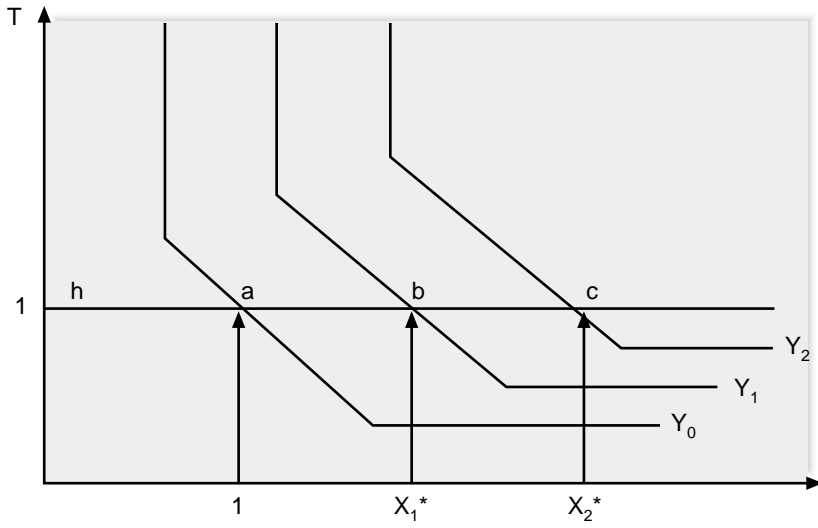
Entonces:

$$VQ(Y_i, 1_T, w) = VQ(1, 1_T, w) * A / SD(Y_i, 1_T, 1)$$

Esta es la expresión que hemos utilizado para el caso de N dimensiones. Sólo que en ese caso la distancia subsectorial entre las isocuantas se mide en el espacio de $N-1$ dimensiones en vez de en el espacio de una dimensión.

Gráfico 1

Distancia subsectorial entre isocuantas



APÉNDICE B

La utilización de la capacidad de planta (CP) se puede definir a través de la función de costes o de la de producción. Como en nuestro caso consideramos que el precio de tierra es endógeno, nos aproximamos a la capacidad utilizada a través de la función de producción.

Así, el índice de utilización de capacidad de planta sería:

$CP^i = F(T^i, x^i) / F(T^i, x^*)$; Siendo: $F(T^i, x^*)$, la máxima producción que se puede lograr en esa planta cuando se puede aumentar libremente el uso de factores variables.

Si tenemos dos empresas o unidades, i y j:

$\frac{CP^i}{CP^j} = \frac{F(T^i, x^i) / F(T^i, x^{i*})}{F(T^j, x^j) / F(T^j, x^{j*})}$ Si las economías de escala son constantes, la proporción de factores en el máximo de producción será la misma. Por lo tanto:

$$\frac{CP^i}{CP^j} = \frac{T^i F(x^i / T^i, 1) / T^i F(1, x^{i*} / T^i)}{T^j F(x^j / T^j, 1) / T^j F(1, x^{j*} / T^j)} = \frac{F(x^i / T^i, 1)}{F(x^j / T^j, 1)} = \frac{(Y^i / T^i)}{(Y^j / T^j)} = \frac{(x^i / T^i)(Y^i / x^i)}{(x^j / T^j)(Y^j / x^j)}$$

Por lo tanto, la capacidad de planta utilizada relativa es proporcional a (Y^i/x^i) .

En realidad, lo que nos está midiendo la distancia subsectorial es cómo se debería reducir la cantidad de output variables para distintas unidades, i, que producen una unidad de output, utilizando una unidad de factor variable y T^i/Y^i , de factor fijo. En el gráfico ilustramos esta distancia para el caso de dos factores de producción y para las unidades, 0, 1, y 2.

Si calculamos ahora la distancia subsectorial:

$$SD(1, T^0/Y^0, 1) = 1$$

$$SD(1, T^1/Y^1, 1) = ah/bh = 1/bh$$

$$SD(1, T^2/Y^2, 1) = dn/cn = 1/cn$$

Supongamos que la distancia subsectorial de la unidad i es λ^i .

$SD(1, T^i/Y^i, 1) = \lambda^i$. Utilizando la función de producción para el caso de dos factores, sabemos que:

$F(T^i/Y^i, 1/\lambda^i) = 1$. Pero como la función de producción es homogénea de grado uno:

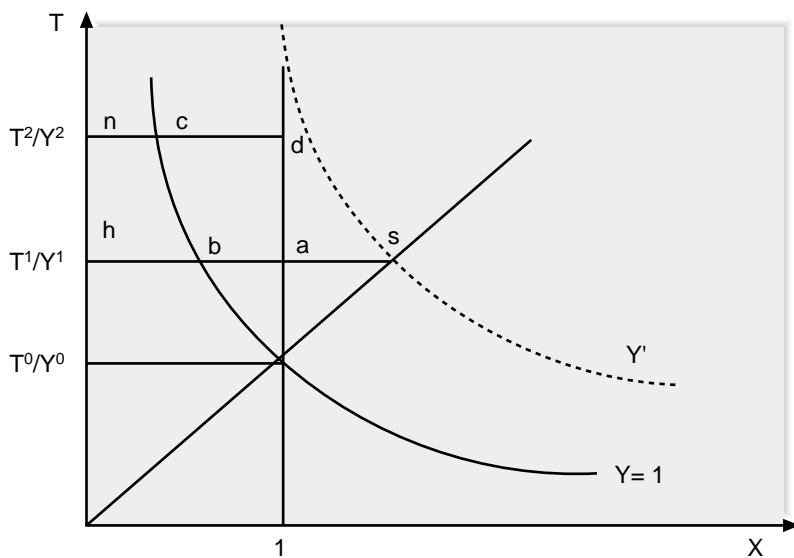
$F(T^i, x^i) = Y^i \Rightarrow F(F(T^i/Y^i, x^i/Y^i)) = 1$. Por lo que: $x^i/Y^i = 1/\lambda^i \Rightarrow \lambda^i = Y^i/x^i = F(T^i/x^i, 1)$

Por lo tanto, la relación entre dos distancias subsectoriales, tal y como las hemos definido, sería una aproximación a la relación entre la capacidad de planta utilizada de las dos unidades o la intensidad en el uso de factores variables.

Intuitivamente, para que la empresa 1 del gráfico operase a la misma capacidad de planta que la 0, T^1/Y^1 tendría que ser igual a T^0/Y^0 multiplicado por la distancia hs . A medida que aumenta T^1/Y^1 crece esta distancia y, a la vez, aumenta $1/hb$, siendo hb menor que uno.

Gráfico 2

Capacidad utilizada de planta relativa



RESUMEN

Comparaciones multilaterales de costes, productividad y precio de los factores en sectores con un factor específico: una aplicación al sector lechero de la Unión Europea

En este trabajo presentamos un procedimiento que utiliza la función distancia para construir un índice multilateral de precios de los factores y descomponer los costes de producción en sectores con un factor específico y precio aceptantes en otros mercados. Hemos utilizado dicho procedimiento para comparar los costes de producción en el sector lechero de los distintos países de la Unión Europea en el periodo que va del trienio 83/86 al 91/94, utilizando como unidad representativa de cada sector la explotación media o tipo de la Red Internacional Contable Agraria. Hemos elegido un período en el que coinciden dos sucesos la entrada en vigor del régimen de Cuotas Lecheras y la integración de España en la CE.

Los resultados del análisis muestran una aproximación de los costes medios de los distintos países, principalmente como consecuencia de una tendencia hacia igualación del precio de los factores y de una aproximación en los niveles de intensificación productiva. Este hecho, puede implicar que los efectos esperados de la integración económica de España en la UE sobre la dinámica de los distintos sectores se hayan manifestado incluso a pesar de que coincide con la entrada en vigor del Régimen de Cuotas Lecheras de la CE, que en principio menoscababa las ganancias de comercio derivadas de la integración.

En el caso particular de España, las ganancias de productividad del sector han sido muy importantes y han compensado en parte el efecto desfavorable del incremento de los precios relativos de los factores variables tras la Adhesión del país a la CEE.

PALABRAS CLAVE: Eficiencia, DEA, índice precios factores; multilateral, producción de leche.

SUMMARY

Multilateral comparisons of cost, productivity and factor prices for sectors with an specific factor: an application to the european dairy sector

In this paper we use the distance function to decompose multilateral industry costs in a productivity and a price index, in an industry with an specific factor of production and price taker in other markets. We apply that procedure to compare European Union countries dairy sector total and variable costs, taking as unit of analysis the average, or representative, farm in International Agricultural Account Data, from 1983/86 to 1991/94. During that period, both the came into force of European regime of milk Quotas and Spain integration in the EC have taken place.

Empirical analysis lights a reduction of average total and variable costs dispersion, due to a tendency to price equalization and to production systems convergence. Been such the facts, we could conclude that traditional effects of market integration on the dynamic of the national milk sectors have been as expected. All in all, despite that the came into force of the European Milk Quota Regime could jeopardise trade gains.

The particular situation of Spain has changed radically during the period considered. The dairy sector has suffered an important improvement in productivity that has compensated the increase of non specific factor prices after the Integration.

KEYWORDS: Productivity, multilateral, costs, factor price index, dairy production.

