

# LA ESTRUCTURA DEL CRECIMIENTO REGIONAL: SANTANDER, 1913-1930 \*

PATRICIO PÉREZ GONZÁLEZ

Departamento de Economía,  
Universidad de Cantabria

## RESUMEN

El objetivo de este trabajo es analizar el crecimiento de Santander en el primer tercio del siglo XX por medio de funciones de producción agregadas. Tras un proceso de depuración de datos, y regresando funciones Cobb-Douglas y CES, encontramos evidencias de rendimientos constantes de escala. El factor determinante es el trabajo que, bajo condiciones de eficiencia, aporta alrededor del 70 por 100 del producto, correspondiendo el resto al capital. La elasticidad de sustitución se aparta en la CES significativamente de la unidad. En ningún caso se ha podido constatar la presencia de progreso técnico neutral.

## ABSTRACT

The objective of this paper is to have another look at early 20th Century Santander's economy. It seems to be desirable to carry out this kind of studies for homogeneous groups, so we rearrange available data in seventeen branches of activity. Then, by using aggregate production functions, we get measurements of neutral technological progress, the degree of returns to scale and the magnitude of the elasticity of substitution.

---

\* Una versión preliminar se presentó al VI Congreso de la Asociación de Historia Económica. Agradezco a Albert Carreras, Pablo Coto, José Luis Gallego y Juan Rodríguez Poo sus comentarios y ayuda, si bien los errores son de mi exclusiva responsabilidad.

## 1. INTRODUCCIÓN

Uno de los principales objetivos de la economía es el análisis de las condiciones en que tiene lugar el crecimiento. Las disciplinas que se ocupan de esta área de conocimiento viven, desde mediados de los ochenta, una revitalización sin precedentes en los últimos decenios. A ello ha contribuido decisivamente la puesta a punto de largas series históricas de unidades territoriales y administrativas inferiores a las de ámbito nacional. El trabajo con las regiones permite contrastar más fácilmente que con los países algunas hipótesis básicas de los modelos explicativos, bien sea la convergencia regional (modelo neoclásico), bien la divergencia (modelo de causalidad acumulativa). Pero más allá de las discrepancias que enfrentan a ambas teorías, se reconoce unánimemente que hay una raíz histórica en las diferencias territoriales del producto per cápita<sup>1</sup>. La acumulación de trabajo, capital físico (tanto privado como público), capital humano e I + D, funcionalmente relacionados entre sí, desempeñan un papel explicativo de primer orden. Por tal motivo, su estudio adquiere auténtico sentido cuando se aborda con una perspectiva de largo plazo. En ese punto confluyen los intereses de varias disciplinas —la historia económica, la teoría económica y la economía aplicada, entre otras— que, lejos de estorbarse mutuamente, generan externalidades positivas.

El renovado interés por las funciones de producción se halla ligado a la determinación de las características tecnológicas de las actividades productivas. A dicho objetivo han coadyuvado dos factores de muy distinta naturaleza, pero complementarios entre sí. En primer lugar, la disponibilidad de formas funcionales flexibles que admiten una mayor riqueza de representación del cambio técnico; la no-constancia de la tecnología a lo largo del tiempo, especialmente, es crucial en series largas que cubren períodos con cambios estructurales profundos. En segundo lugar, las mejores (por extensas y fiables) bases estadísticas posibilitan hacer desagregaciones sectoriales con mayor garantía para el análisis.

En España disponemos de varias estimaciones de funciones de producción agregadas para la economía nacional (Pulido, 1968; Segura, 1969 y 1973; Segura y Martín, 1989, y Bajo y Sosvilla-Rivero, 1995, entre otras). Pero hasta donde conocemos, son más infrecuentes las estimaciones correspondientes a las economías regionales (Mas *et al.*, 1994a y 1994b; Esteban y Vives, 1994; Raymond *et al.*, 1995; Cuadrado y García, 1995; etc.), y

---

<sup>1</sup> Krugman (1991).

en períodos anteriores a los años sesenta, inexistentes. Este trabajo pretende ser una aportación muy modesta y limitada, en el tiempo y en el espacio —la economía cántabra entre la guerra europea y la guerra civil—, al estado de la cuestión. En anteriores contribuciones abordamos la estimación de las variables relevantes de la economía santanderina, por ramas y sectores de actividad, en el primer tercio del siglo XX<sup>2</sup>. Ahora nos proponemos hacer una exposición formalizada de la dinámica del crecimiento a través de modelos cerrados, susceptibles de explicar la evolución sectorial en términos de la dotación de factores.

El principal objetivo, la estimación de una función de producción agregada para ese área, guarda estrecho parentesco con un problema que interesa a los historiadores económicos: la convergencia de las economías nacionales y regionales. El debate, que nació dentro de la Economía del Crecimiento, ha terminado desbordando hacia las parcelas vecinas. En *Historia Económica* empezó a tratarse por autores como Abramovitz, que siempre han estado a caballo entre ambas disciplinas. Sin embargo, un hecho que ha escapado a su atención es que el debate trata de discriminar entre modelos de crecimiento alternativos. Que se concretan en determinadas especificaciones de la función de producción agregada, por cuanto los intentos de contrastarlas no son en absoluto ociosos. Entendemos que la estimación al nivel regional tiene su interés, a condición de insistir en el carácter de «parábola» o «estudio de caso» que presenta. Tampoco está de más señalar que para muchos autores el crecimiento a largo plazo constituye el objetivo básico de la política económica regional, como la estabilidad lo es de la política nacional. El artículo se organiza así: en el epígrafe 2 se hacen algunas referencias al método, tanto al modelo económico, propiamente dicho, como a los métodos de estimación; en el epígrafe 3 se da cuenta de las fuentes de datos utilizadas, y en los dos siguientes se presentan los principales resultados. La comunicación termina con algunas conclusiones de interés general.

## 2. EL MODELO

La teoría tradicional del crecimiento considera dos *inputs*, capital (K) y trabajo (L), que se mezclan para obtener un *output* (Q). En consecuencia, la función de producción:

$$Q = F(K, L) \quad [1]$$

<sup>2</sup> Pérez (1996).

es sólo la relación técnica, en términos de flujos, de los servicios de trabajo y capital que se combinan para obtener el producto; a cada combinación de *inputs* le corresponde una única cantidad máxima de *output*. Por tal motivo, decir que dos países tienen la misma función de producción es tanto como decir que, si disponen de los mismos factores, están en condiciones de obtener la misma cantidad de producto. En general, se trata de formas funcionales continuas y (al menos) dos veces diferenciables, definidas para el conjunto de valores positivos de  $K$  y  $L$ , que, además, son perfectamente sustituibles entre sí. En la formulación teórica va implícita la homogeneidad de los stocks de ambos, pese a reconocer su heterogeneidad en la práctica. La aparente incongruencia se salva argumentando que los valores actuales del trabajo y el capital son funciones lineales homogéneas de las diferentes variedades de uno y otro factor.

El origen de la moderna literatura sobre funciones de producción se remonta a los trabajos seminales de Solow (1957) y Arrow *et al.* (1961). Usadas conjuntamente con la teoría de la productividad marginal, las funciones de producción aportan explicaciones acerca del precio y la utilización de los factores. En consecuencia, juegan un papel central en el análisis del crecimiento y la distribución. Economías de escala, sustituibilidad entre factores y progreso técnico son algunas de las cuestiones que mayor atención han merecido por parte de los investigadores. En este trabajo nos ocuparemos de dos tipos de función de producción, la Cobb-Douglas y la de elasticidad de sustitución constante, CES<sup>3</sup>.

La función Cobb-Douglas sin restricciones en los rendimientos de escala puede escribirse:

$$Q_t = A e^{\lambda t} L_t^\alpha K_t^\beta \mu_t \quad (0 < \alpha, \beta < 1; A > 0), \quad [2]$$

donde:  $Q_t$  = producto real;  
 $L_t, K_t$  = *inputs* de trabajo y capital;  
 $A$  = parámetro de eficiencia;  
 $\alpha, \beta$  = parámetros de distribución;  
 $\lambda$  = tasa, constante, de progreso técnico<sup>4</sup>;  
 $\mu_t$  = perturbación aleatoria.

<sup>3</sup> Segura (1986), pp. 236 y ss.; Wallis (1985), pp. 42-43 y 67-71.

<sup>4</sup> Una de las principales objeciones al modelo neoclásico proviene de que, en el estado estacionario, todo el crecimiento procede del cambio técnico, que es exógeno; sobre todo, si el objetivo es explicar la propia existencia del crecimiento. Si, por el contrario, el objetivo fuera explicar sus variaciones en el tiempo y en el espacio, el cambio técnico constante y exógeno no plantea ningún problema. Mankiw (1995), p. 280.

Se trata de una función homogénea de grado  $\alpha + \beta$ , por cuanto presentará rendimientos a escala constantes, crecientes o decrecientes, según que la suma de ambos parámetros sea igual, superior o inferior a la unidad, respectivamente. La ecuación [2] puede transformarse en una relación lineal en los parámetros desconocidos ( $A$ ,  $\lambda$ ,  $\alpha$  y  $\beta$ ), sin más que tomar logaritmos en ambos miembros:

$$\log Q_t = \log A + \lambda t + \alpha \log L_t + \beta \log K_t + \log \mu_t, \quad [3]$$

asumiendo que  $\log \mu_t$  es un error aleatorio de media cero<sup>5</sup>. En tal caso, la estimación puede hacerse directamente por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Ahora bien, dicha relación deja de ser lineal al introducir la condición de productividad marginal —esto es que los *inputs* se retribuyan por su producto marginal—, expresiva de la minimización del coste en mercados de factores competitivos:

$$r/w_t = \{(\partial Q_t / \partial K_t) / (\partial Q_t / \partial L_t)\} = (\beta L_t / \alpha K_t) v_t, \quad [4]$$

donde  $r$  y  $w$  son los precios del capital y el trabajo, respectivamente, y  $v_t$  es una perturbación aleatoria que refleja una minimización del coste incompleta. La ecuación anterior también puede expresarse en forma aditiva:

$$\log(r/w_t) = \log(\beta/\alpha) + \log(L_t/K_t) + \log v_t \quad [5]$$

De otro lado, la función de producción CES sin restricciones en los rendimientos de escala adopta la expresión:

$$Q_t = A e^{\lambda t} [\delta K_t^{-\rho} + (1 - \delta) L_t^{-\rho}]^{-1/\rho} \mu_t \quad (A, v > 0; 0 < \delta < 1; \rho \geq -1), \quad [6]$$

que no es lineal en los parámetros ni puede linealizarse mediante transformación logarítmica u otra similar<sup>6</sup>.  $A$  representa un parámetro de eficiencia, como en la Cobb-Douglas, de modo que eventuales variaciones del mismo ilustran otros tantos ejemplos de cambio técnico neutral<sup>7</sup>. De otro lado,  $\delta$  indica el grado en que una economía es capital intensiva; referido a un modelo económico particular, puede interpretarse como el parámetro de distribución relacionado con la participación de los *inputs* en el coste final del producto. Por último, la constante  $\rho$  designa el pará-

<sup>5</sup> Klein (1986), p. 368.

<sup>6</sup> La perturbación aleatoria puede ser, igualmente, aditiva:  $Q = A e^{\lambda t} [\delta K^{-\rho} + (1 - \delta) L^{-\rho}]^{-1/\rho} + \mu_t$ . Klein (1986), p. 375.

<sup>7</sup> En la acepción de Hicks, la neutralidad está asociada con la clase de progreso técnico que deja inalterada la relación entre factores si sus precios permanecen constantes. Heathfield y Wibe (1987), pp. 120-22.

metro de sustitución. El procedimiento de estimación más directo consiste en utilizar Mínimos Cuadrados No-Lineales (MCNL).

Por su parte, Kmenta (1967) propone una linealización de la función CES mediante el desarrollo de las series de MacLaurin en torno al punto  $\rho = 0$  (que corresponde a un valor de  $\sigma = 1$ ). Al despreciar los términos de orden superior a dos se llega a la expresión:

$$\log Q = \log A + \lambda t + v\delta \log(K) + v(1-\delta) \log(L) - (1/2)v\rho\delta(1-\delta)\{\log(K/L)\}^2 + \log \mu, \quad [7]$$

en la que los coeficientes de regresión proporcionan estimaciones de todos los parámetros. Obsérvese que es el penúltimo término (cuadrático) el que diferencia esta aproximación CES de la Cobb-Douglas [3], lineal en los logaritmos<sup>8</sup>.

Ahora bien, la función de producción actúa en todos los casos como restricción en la elección de los niveles de *output* e *inputs*, los cuales responden a decisiones económicas. Esto es, los valores observados en las variables se generan por un conjunto de ecuaciones simultáneas, por cuanto puede resultar inadecuado estimar la función de producción a través de una regresión simple, con el capital y el trabajo como variables exógenas. El ejemplo más claro tiene lugar entre las empresas maximizadoras del beneficio, que operan en mercados de competencia perfecta, donde los precios del *output* ( $p$ ), el capital ( $r$ ) y el trabajo ( $w$ ) están dados; es decir, la empresa es «precio-aceptante»<sup>9</sup>.

### 3. FUENTES Y DATOS

Los supuestos implícitos en el concepto de función de producción hacen de ella un instrumento de análisis bastante restrictivo. Así, se supone que todas las variables son medibles, si bien dicha condición es de dudoso cumplimiento en el trabajo y resulta difícil de aceptar en el capital. Tal

<sup>8</sup> Heathfield y Wibe (1987), pp. 162-64.

<sup>9</sup> El problema de maximización del beneficio consiste entonces en seleccionar los niveles de *output* e *inputs* que optimizan:  $\Pi = pQ - rK - wL$ , sujeto a [1]. La función *lagrangiana*,  $L = pQ - rK - wL - \lambda \{Q - F(K,L)\}$ , exige, como primera condición de máximo, la igualdad entre el precio y el producto marginal de cada *input*:  $r = pF_K$  y  $w = pF_L$ . Resolviendo el sistema formado por ambas ecuaciones, junto con  $p = \lambda$  y  $Q = F(K,L)$ , se obtienen los niveles de  $Q$ ,  $K$  y  $L$  que maximizan el beneficio. De otra parte, las condiciones de segundo orden requieren que la matriz *hessiana* de las segundas derivadas sea semidefinida negativa.

vez sea el producto, expresado como valor añadido bruto a precios de mercado (VAB), la variable que tome valores más fiables en el caso que nos ocupa <sup>10</sup>.

La solución más ortodoxa para aproximar la fuerza de trabajo consiste en adoptar como unidad de medida la hora del trabajo más simple, aplicando a continuación un coeficiente corrector (multiplicador) a las demás categorías. Sin embargo, nuestro problema es anterior y surge de la necesidad de estimar la población ocupada a partir de la población activa, pues los censos de la época no permiten conocer el volumen de paro. Así las cosas, hemos optado por expresar la fuerza de trabajo en horas-hombre, estimadas como producto de la jornada laboral por el número de trabajadores activos, deducido de los censos de población <sup>11</sup>.

Por cuanto hace a la medición del capital, constituye la mayor dificultad a la hora de estimar funciones de producción, por varias razones. Primera, porque «la introducción de valores monetarios no sólo perturbaría la verdadera significación (...), sino que, además implicaría problemas relacionados con el valor a elegir...» <sup>12</sup>. Segunda, porque la noción relevante en el concepto de función de producción es el flujo de servicios de capital. Algunos autores salvan la dificultad aproximando el capital usado, en un momento preciso, por el procedimiento de corregir el stock de capital disponible con la proporción de fuerza de trabajo empleada. Se puede criticar la estrecha complementariedad entre factores que el procedimiento comporta. Pero éste ha de considerarse, en todo caso, una aproximación susceptible de generar valores del capital, que entraña, ciertamente, dificultades en la especificación del modelo <sup>13</sup>.

En nuestro caso, el problema de definir la función de distribución de esa variable adopta también perfiles específicos. En primer lugar, porque —a falta de estimaciones regionales de capital físico— nos vemos en la necesidad de utilizar el capital societario como *proxy* del stock de capital privado. Quedan excluidas otras formas de acumulación —como el capital público, el capital humano, el capital tecnológico, etc.—, que están en la base del crecimiento endógeno. En segundo lugar, porque hemos de limitarnos a las sociedades anónimas, sin que ello vaya en menoscabo de su importancia. Al contrario, el capital de este colectivo representa el 80

<sup>10</sup> Véase Pérez (1993a).

<sup>11</sup> Los datos relativos a la jornada laboral proceden del Ministerio de Trabajo y Previsión (1931) y se refieren a la industria.

<sup>12</sup> Segura (1969), p. 19.

<sup>13</sup> Klein (1986), pp. 378-80.

por 100 del total asociado, por cuanto las limitaciones atañen más a la representatividad sectorial de la muestra que a su tamaño<sup>14</sup>. Además, y con objeto de compensar la no-inclusión de otros fondos propios, las cifras aparecen expresadas en valores contables, aunque los resultados apenas se modificarían si se actualizaran a valores constantes.

El principal reparo a este procedimiento, la inadecuación entre valores contables y valores reales, queda minimizada por las especiales circunstancias del caso. Parece que las empresas españolas de la época no actualizaban sus balances, por cuanto el capital nominal de las nuevas sociedades —y el correspondiente a las ampliaciones— debiera corregirse. Deflactando por un índice de precios adecuado las «variaciones» de la serie. Ahora bien, en la medida en que el proceso de acumulación de capital societario en la provincia de Santander se desinfla, a partir de 1911, la actualización de los valores contables supondría un ligero retoque de la serie, pero no una severa corrección de la tendencia<sup>15</sup>.

A estas objeciones de carácter general vienen a añadirse otras, específicas de algunas ramas productivas. Afectan al *output* de dos actividades «menores» y al stock de capital de otras bastante más relevantes. En tales casos se ha procedido a la reconsideración de las fuentes primarias en los siguientes términos.

1. *VAB de madera, corcho, y papel*. El método usado para la estimación de la industria manufacturera tiene varias limitaciones. Una de las más importantes afecta a aquellas actividades que —ya sea por su escasa entidad y/o porque producen para mercados locales, ya por el diseño de los métodos de recogida de la información— no dejan registro en las estadísticas comerciales; en consecuencia, aparecen infravaloradas. Como quiera que, además, se carece de los datos de capital<sup>16</sup>, nos vemos en la necesidad de reestimar el *output* de las rentas del trabajo a partir de las estadísticas de salarios y jornadas laborales<sup>17</sup>.

2. *Stock de capital del sector agrario*. Una de las mayores restricciones al uso del capital societario como *proxy* del capital físico atañe a este sector, que aporta más de un tercio del valor añadido. En él dominan las formas personalistas de propiedad, en tanto que la sociedad anónima no pasa de ser una curiosidad. Por tal motivo, usamos una estimación *ad hoc* del

<sup>14</sup> Ese problema remite al concepto estadístico de «afijación» de la muestra.

<sup>15</sup> Pérez (1996), cuadro A.2.2 del Anexo, p. 236.

<sup>16</sup> Bien porque no hubiera sociedades anónimas en este sector o, sencillamente, porque el *Anuario Financiero* no las registrara.

<sup>17</sup> Véase Ministerio de Trabajo y Previsión (1931).

capital productivo del sector, centrada en la valoración del ganado vacuno<sup>18</sup>. A tal fin, se parte de los Censos ganaderos y los Avances para conocer el número y la composición de la cabaña (edad, raza, finalidad, etc.). Después se utiliza información cualitativa, de distintas fuentes, para valorar en términos constantes los animales de acuerdo con sus particulares características; especialmente, el Avance de 1891, el Estudio de la ganadería en España en 1917, y los Censos de 1929 y 1930. Por todas esas circunstancias, debe considerarse la serie de capital obtenida como un mínimo. Las construcciones y cerramientos, la maquinaria agrícola, las instalaciones necesarias para una explotación intensiva, el utillaje para ordeño y recogida de leche, el material de transporte, etc., son otras tantas formas de inversión. Dificiles de cuantificar, pero ciertas.

3. *Stock de «capital equivalente» de empresas no-registradas en Santander.* Las firmas domiciliadas en otras provincias no figuran en el Registro Mercantil de ésta, aun cuando dispongan de centros de producción en su demarcación territorial. El fenómeno es especialmente perceptible en algunas sociedades que llegan a dominar, incluso, el sector al que están adscritas. En tales casos, se ha reestimado el stock de capital a partir del producto regional y el coeficiente producto/capital propio de la misma actividad en la industria nacional<sup>19</sup>. Entendemos que, a nivel agregado, altas y bajas se compensan en el interior del país y el fenómeno «sede» pierde importancia considerado en relación con el exterior. La particularidad estriba en que el cálculo debe hacerse en términos de capital físico; además, asumimos la hipótesis heroica de que la rama en cuestión es tan capital-intensiva en la región como la media del país. He aquí los casos más destacados:

a) *Industria química.* La exclusión en las cifras registrales de las dos principales empresas químicas de la región (Solvay y Cros) ayuda a comprender por qué es nulo (en 1913) o muy pequeño (en 1922 y 1930) el stock de capital que figura en el *Anuario Financiero*.

b) Algo parecido ocurre con la *industria alimentaria*. El hecho de que Nestlé no esté inscrita en el registro mercantil de Santander distorsiona la estructura provincial del sector.

c) El mismo método se ha aplicado también a *papel y artes gráficas*. Es cierto que las numerosas deficiencias estadísticas observadas en este ramo (así como en el de madera) tal vez aconsejaran excluirlos. No obs-

<sup>18</sup> Pérez (1993b).

<sup>19</sup> A partir de Prados (1995) y el *Anuario financiero y de sociedades anónimas*.

tante, se han mantenido para no reducir más el ya de por sí corto tamaño de la muestra.

d) La corrección en el *sector eléctrico* resulta más fácil. Basta con incluir el capital social de la principal empresa excluida, Electra de Viesgo, que tenía su sede social en Bilbao. La cifra se conoce con precisión a través de las memorias de la sociedad.

El tamaño de la muestra es el resultado de multiplicar ramas de actividad y observaciones temporales. Su número viene condicionado por la estructura de las fuentes de datos. Disponemos de la estimación del producto regional en cinco cortes transversales del primer tercio del siglo xx: 1895, 1904, 1913, 1922 y 1930. Sin embargo, las cifras de capital societario empiezan a publicarse en torno a la guerra europea<sup>20</sup>, razón por la cual no pueden utilizarse los dos primeros cortes (el tercero hemos debido completarlo a partir del Registro Mercantil de Santander). Por tal motivo, el número de observaciones temporales queda limitado a tres. De otro lado, ha sido preciso reducir a diecisiete los ramos de actividad, máximo común denominador de las clasificaciones propias de las tres variables (producto, capital y trabajo). En total, disponemos de cincuenta y un puntos muestrales, fácilmente identificables en el Anexo 1; los valores observados figuran en el Anexo 2. El gráfico 1 muestra la estrecha asociación positiva que liga al VAB con la fuerza de trabajo.

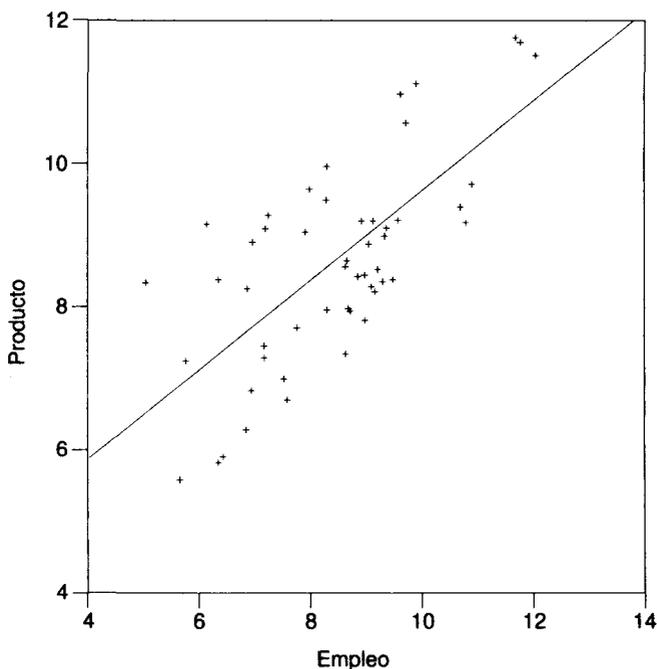
Surge un problema colateral a propósito de los precios reales de los factores, que en competencia perfecta coinciden con su productividad marginal. Es cierto que disponemos de los datos relativos a salarios y jornadas de trabajo de varias profesiones en cuatro años seleccionados: 1914, 1920, 1925 y 1930<sup>21</sup>. Por tanto, parece que podrían calcularse fácilmente las rentas del trabajo, obteniendo, a continuación, el excedente de explotación en forma de «cuasirrentas» del capital, al menos en teoría y para las ramas industriales de las que existe información. El principal obstáculo que se opone a esta vía es que arroja retribuciones del capital negativas en varias ramas. Dicha eventualidad es asumible a corto plazo (las rentas del capital pueden ser negativas un año), pero resulta impensable a largo plazo, pues las empresas se verían abocadas a cerrar. La causa puede ser tanto una infravaloración del producto cuanto una sobrevaloración de las rentas salariales, porque no todos los trabajadores que figuran como activos cobrarán los salarios reseñados; quizá ambas causas a la vez. En consecuencia, se

---

<sup>20</sup> La primera edición del *Anuario financiero y de sociedades anónimas* data de 1916.

<sup>21</sup> Ministerio de Trabajo y Previsión (1931).

GRÁFICO 1  
VAB Y TRABAJO  
(escala logarítmica)



ha supuesto que el producto de cada rama de actividad se distribuye entre capital y trabajo, íntegramente, en la proporción que reflejan las Tablas Input-Output (TIO) de la economía española en 1958<sup>22</sup>. Una vez depurados los datos se pasa a la estimación.

#### 4. RESULTADOS RELEVANTES DE LA FUNCIÓN COBB-DOUGLAS

Siguiendo el esquema metodológico expuesto en la sección 2, entramos en el análisis de los contenidos, centrándonos primero en las cuestiones estadísticas y posteriormente en las económicas. La estimación (sobre los logaritmos de las variables) se hace por MCO o MCNL, consistentes a

<sup>22</sup> Procedimiento éste que ya sirvió de base para calcular el VAB a partir del valor a precios de salida de fábrica.

la heterocedasticidad cuando se utiliza el estimador de White para la matriz de covarianzas<sup>23</sup>. La tabla 1.<sup>a</sup> presenta la estimación de los parámetros de la función de producción Cobb-Douglas y lo propio hace la tabla 2.<sup>a</sup> con la función CES. En cada celda figuran los parámetros estimados, y debajo, entre paréntesis, los errores estándar. El último bloque lo componen cuatro estadísticos: el coeficiente de determinación múltiple ( $R^2$ ) y el error estándar de los residuos (ajustados ambos por los grados de libertad), la suma de los cuadrados de los residuos de la estimación (SCR) y el número de observaciones (NO).

La estructura de los datos posibilitaría la construcción de un panel con el que recoger la dinámica del crecimiento y el cambio técnico. En esta ocasión se ha optado por trabajar con todas las observaciones simultáneamente, pues el método propuesto cubre los objetivos que se persiguen y ahorra algunos inconvenientes. Primero, sólo hay tres cortes transversales y un número relativamente reducido de observaciones en cada uno; segundo, los parámetros son estables en el tiempo, como luego se verá, y tercero, los modelos especificados permiten aislar el cambio técnico en caso de que no lo fueran. De cualquier modo, esta línea de investigación no pasa de ser algo germinal, abierta a críticas, sugerencias y mejoras.

La columna (1) de la tabla 1.<sup>a</sup> es una estimación directa (lineal en los logaritmos) de la regresión, en los términos de la función especificada en [3]. El coeficiente de determinación obtenido ( $R^2 = 0,70$ ) es expresivo de un ajuste global aceptable. Mayor importancia, si cabe, reviste la significación estadística de los parámetros individuales. A tenor de los errores estándar (y los correspondientes valores  $t$ ), son todos ellos significativos al 95 por 100 de confianza. No obstante, se aprecia una desviación sistemática, y positiva, del subsector comercial en los tres cortes (observaciones 14, 31 y 48). La explicación radica, a nuestro modo de ver, en las fuentes documentales; más precisamente, en la escasa aptitud de las sociedades anónimas para representar a todo el colectivo empresarial (sin descartar el efecto de una eventual sobreestimación del *output*)<sup>24</sup>.

Al introducir en el modelo una variable ficticia (COM) que recoge la peculiaridad de estas ramas, se aprecia en la columna (2) una mejoría de la estimación global ( $R^2 = 0,77$ ), sin que por ello se resienta la significatividad de los parámetros. La entrada de la *dummy* se salda con una reducción de cinco centésimas en  $\log(L)$ , el 10 por 100 de su valor medio,

<sup>23</sup> Green (1993), pp. 391-92.

<sup>24</sup> Que Albert Carreras me hizo notar ya en su momento.

TABLA 1.<sup>a</sup>

*Estimación de la función de producción Cobb-Douglas*  
 [variable dependiente  $\log(Q_t^i)$ ,  $i = 1, 2, \dots, 17$ ;  $t = 1913, 1922$  y  $1930$ ]

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Estimación .....	Directa MCO	Directa MCO	Directa MCO	Sistema MCO	Sistema MCR
Log(A).....	2,666 (0,607)	2,993 (0,542)	3,082 (0,471)	1,295 (1,162)	0,228 (0,227)
Log(K) .....	0,199 (0,034)	0,199 (0,030)	0,228 (0,029)	0,196 (0,062)	0,206 (0,060)
Log(L).....	0,527 (0,073)	0,476 (0,066)	0,461 (0,062)	0,674 (0,141)	0,794 (0,060)
COM.....	—	1,647 (0,429)	1,473 (0,158)	1,832 (0,931)	1,656 (0,900)
CPD .....	—	—	-6,090 (1,930)	—	—
R <sup>2</sup> ajustado.....	0,698	0,765	0,808	0,796	0,784
Error estándar...	0,800	0,705	0,637	0,768	0,791
SCR.....	30,685	23,354	18,693	27,728	30,020
NO.....	51	51	51	51	51
$\alpha + \beta$ .....	0,726 (0,088)	0,675 (0,079)	0,689 (0,080)	0,870 (0,167)	1, — (0,085)

en tanto que  $\log(K)$  no se altera. Todo ello hace suponer que, posiblemente, sea la estimación al alza del *output* sectorial la causa de la desviación de los valores estimados respecto de la media.

Opuesto es el caso de algunos subsectores de la industria pesada (productos minerales no-metálicos, productos químicos, transformados metálicos e industria textil), cuyos residuos se hacen tanto más negativos cuanto más avanzamos en el tiempo (observaciones 5 a 7 y 9; 22 a 24 y 26, y 39 a 41 y 43). Pérez (1996) conjetura que el nutrido grupo de trabajadores activos, catalogados en los censos de 1920 y 1930 como empleados de las «industrias diversas», podían constituir un síntoma de la desaceleración económica habida en la posguerra europea y los años veinte<sup>25</sup>. En cuyo caso vendrían a cumplir las veces de una variable cíclica, toda vez que, por tratarse de un análisis *cross-section* —y haber supuesto invariante, ade-

<sup>25</sup> Los trabajadores de las industrias diversas ascienden al 2,5, 7,7 y 17 por 100 de la población activa en los censos de 1910, 1920 y 1930, respectivamente.

más, la relación entre las retribuciones a los factores—, la componente temporal carece de significado.

¿Qué razones abonan semejante suposición? En principio, las «industrias diversas» podrían tener en los datos censales bien la consideración de nuevas actividades, pendientes de catalogar, o bien la de activos cesantes en las tradicionales. No obstante, la circunstancia de que dicho colectivo correlacione sólo (y negativamente) con algunas ramas de la industria pesada (susceptibles de incorporar progreso técnico) nos hace apostar por la segunda posibilidad. Tal es el significado de CPD (Capacidad de Producción Desocupada) en la columna (3). Bajo la hipótesis de estricta complementariedad entre capital y trabajo, esta variable vendría a sustituir a la tendencia. Más aún si cabe, porque de incluirla junto con el tiempo en la parte derecha de la ecuación ninguna de ellas resulta significativa<sup>26</sup>.

Los trabajadores registrados en «industrias diversas» empiezan a adquirir importancia en el corte de 1922. Por tanto, podemos utilizar el test de Chow para comprobar la estabilidad de los parámetros. Contrastamos la hipótesis nula de coeficientes de regresión iguales en el primer corte (1913) y en los dos siguientes (1922 y 1930) al 5 por 100 de significación. Como quiera que el estadístico F calculado (0,67) es menor que el  $F(5,40)_{0,05}$  crítico (2,45), no se puede rechazar la hipótesis de que los parámetros de ambos tramos sean iguales<sup>27</sup>.

En la columna (4) se presentan los coeficientes obtenidos mediante estimación simultánea del sistema de ecuaciones. La condición de productividad marginal asociada a la optimización del producto es la minimización del coste. En la función de producción Cobb-Douglas, implica:

<sup>26</sup> Nguyen (1986) asigna un papel parecido a la oferta monetaria en la función de producción agregada. Su conclusión es que la cantidad de dinero es una *proxy* de la tendencia. Véase Lott y Ray (1992), pp. 21-27.

<sup>27</sup>

<i>Coefficientes</i>	1913-1930	1913	1922-1930
Constante.....	3,082	3,510	2,979
Log(L).....	0,461	0,375	0,491
Log(K).....	0,228	0,263	0,220
COM.....	1,473	1,359	1,472
CPD.....	-6,090	-23,269	-6,333
R <sup>2</sup> .....	0,808	0,854	0,774
Error estándar.....	0,637	0,582	0,675
SCR.....	18,693	4,064	13,218
NO.....	51	17	34

Véase Green (1993), p. 211.

$$r = p(\alpha Q/K) \quad \text{y} \quad w = p(\beta Q/L),$$

que, operando, conducen directamente a:

$$\alpha = (rK/pQ) \quad \text{y} \quad \beta = (wL/pQ),$$

las cuales pueden interpretarse como las respectivas participaciones del capital y el trabajo en el producto total<sup>28</sup>. En consecuencia, los niveles óptimos de *output* e *input* de la empresa quedan fijados al resolver estas dos ecuaciones conjuntamente con [1]. Escritas en forma logarítmica, adoptan la forma:

$$\log Q = \log A + \alpha \log K + \beta \log L$$

$$\log Q + \log \alpha = \log K + \log r$$

$$\log Q + \log \beta = \log L + \log w$$

El panorama económico que emerge de la tabla 1.<sup>a</sup> es distinto, dependiendo de cuál sea el método de estimación empleado. Prueba de que los parámetros no son insensibles a la especificación de la función de producción y/o de las variables que hayan de ser tratadas como exógenas o endógenas. Sin embargo, el modelo se comporta bien en términos generales. Tanto  $\alpha$  como  $\beta$  tienen el signo esperado y pertenecen al campo de valores que el modelo especifica. Además, se satisface la condición de máximo, que exige rendimientos decrecientes a escala.

El concepto de rendimientos de escala expresa la proporción en que es necesario incrementar los factores (sin modificar la relación entre ellos) para conseguir aumentos en la escala de producción<sup>29</sup>. En las estimaciones directa ( $\alpha + \beta = 0,689$ ) y simultánea ( $\alpha + \beta = 0,870$ ) las sumas de coeficientes se aproximan a la unidad, sin que sea dado rechazar en la última la hipótesis de rendimientos constantes de escala ( $\alpha + \beta = 1$ ). El contraste a través de la  $t = -0,777$  así lo confirma<sup>30</sup>. Como quiera que el valor crítico ( $-2,014$ ) es mayor, no se puede rechazar  $H_0$ . El teorema de Euler garantiza que si los factores de producción se retribuyen por su productividad marginal el producto se distribuye íntegramente entre ellos<sup>31</sup>.

Otra cuestión de interés, estrechamente relacionada con la anterior, es la aportación relativa de los factores al crecimiento del producto. En

<sup>28</sup> Wallis (1985), pp. 48 y ss.

<sup>29</sup> Chiang (1987), pp. 426-29; Heathfield y Wibe (1987), pp. 17-18.

<sup>30</sup>  $t = (q^* - q)/S_e(q^*) = -0,130/0,167 = -0,777$ , donde:  $q^* = 0,196046 + 0,673640 = 0,870$ ;

$S_e(q^*) = \sqrt{q^*} = \sqrt{[\text{Var}(\alpha) + \text{Var}(\beta) - 2\text{Covar}(\alpha, \beta)]} = \sqrt{0,028026} = 0,167$

<sup>31</sup> Chiang (1987), pp. 421-22 y 425.

tal sentido, resulta llamativa la estabilidad de la contribución del capital (en el entorno de 0,20 a 0,23) en todas las regresiones. En realidad, una estimación por intervalo del valor más bajo de  $\alpha$ , el suministrado por la regresión (4), proporciona una gama de valores que, al 95 por 100 de confianza, incluye cualquiera de los obtenidos por los restantes métodos<sup>32</sup>. Es decir, es la contribución del trabajo la que varía con el método de estimación: 0,46 en la estimación directa frente a 0,67 en la simultánea sin restricción. Tales valores están en la proporción 2:1 y 3:1, aproximadamente, respecto de lo que aporta el capital. Esto nos lleva de nuevo a la cuestión de los rendimientos de escala.

La regresión (4) proporciona una suma de exponentes que se aproxima mucho a la unidad, con valores  $t$  de los parámetros que exceden de 3,1 y 4,7 para  $\alpha$  y  $\beta$ , respectivamente (el gráfico 2 refleja los residuos de la estimación simultánea). Más aún, cuando se impone en la regresión (5) la restricción de que ambos coeficientes sumen la unidad, se obtienen resultados que en modo alguno permiten rechazar la hipótesis nula de rendimientos constantes de escala<sup>33</sup>. De nuevo es el trabajo el *input* más sensible, pues corre con la mayor parte de las ganancias en la aportación suplementaria al crecimiento, al tiempo que se confirma la estabilidad en la contribución del capital ( $\alpha = 0,21$  y  $\beta = 0,79$ ). Los valores  $t$  se sitúan por encima de 3,4. En ninguna de las estimaciones es significativo el parámetro de progreso técnico ( $\lambda$ ), en parte por las razones metodológicas apuntadas.

## 5. ESTIMANDO FUNCIONES DE PRODUCCIÓN CES

El esquema expositivo de esta sección es similar al de la anterior, esto es, primero se hace el análisis estadístico y después el económico. Las cuatro primeras columnas de la tabla 2.<sup>a</sup> corresponden a estimaciones directas de la función de producción CES y en último término figura la aproximación de Kmenta. La regresión (6) procede de la función especificada en [6]. Los parámetros  $\rho$  y  $\delta$  tienen el signo esperado y son estadísticamente significativos al 95 por 100 de confianza (valores  $t$  por encima de 2)<sup>34</sup>.

<sup>32</sup> Prob  $(0,074 < \alpha < 0,318) = 0,95$ . Green (1993), p. 135.

<sup>33</sup>  $F_{(j,n-k)} = [(e' * e * - e' e) / j] / [e' e / (n - k)] = 3,5548$ . Puesto que  $F(1,43)_{0,05} = 4,07$ , no se puede rechazar la hipótesis nula de rendimientos constantes de escala. Green (1993), p. 207.

<sup>34</sup> El método de MCNL tiene propiedades asintóticas, por cuanto los valores  $t$  no son, estrictamente, aplicables a muestras finitas.

GRÁFICO 2  
Estimación de la función Cobb-Douglas  
(Residuos de regresión)

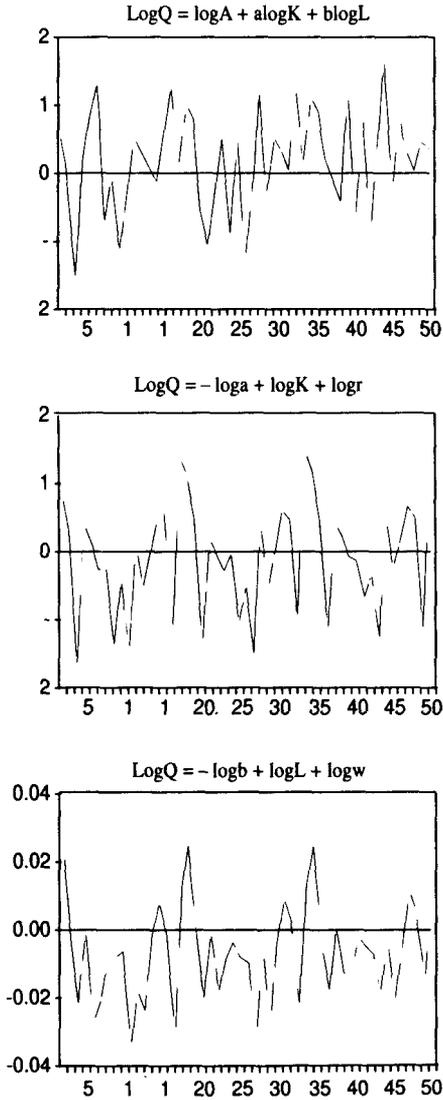


TABLA 2.<sup>a</sup>

*Estimación de la función de producción CES*  
*[variable dependiente  $\log(Q_i^t)$ ,  $i = 1, 2, \dots, 17$ ;  $t = 1913, 1922$  y  $1930$ ]*

	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Estimación .....	Directa MCNL	Directa MCNL	Directa MCNL	Directa <sup>a</sup> MCNL	Kmenta MCNL
Log(A).....	-0,660 (0,866)	-0,158 (0,736)	-0,422 (0,718)	-1,197 (0,622)	-0,170 (0,626)
$\nu$ .....	-4,195 (4,000)	-5,237 (4,333)	-3,212 (2,493)	-0,894 (0,707)	1,009 (0,067)
$\rho$ .....	1,976 (0,978)	2,269 (0,978)	1,768 (0,712)	0,902 (0,365)	-0,302 (0,049)
$\delta$ .....	0,236 (0,052)	0,287 (0,042)	0,261 (0,048)	0,270 (0,068)	0,317 (0,045)
CPD.....	—	-3,541 (1,973)	—	—	—
COM.....	—	1,910 (0,412)	2,013 (0,417)	2,033 (0,343)	2,064 (0,192)
R <sup>2</sup> ajustado.....	0,763	0,846	0,839	0,896	0,836
Error estándar...	0,828	0,666	0,682	0,557	0,688
SCR.....	32,261	19,975	21,423	13,036	21,751
NO.....	51	51	51	47	51
$\sigma$ implícita .....	0,336	0,306	0,361	0,526	1,433

<sup>a</sup> Exclusivas las observaciones correspondientes a la industria eléctrica y (en 1913) química.

No ocurre lo mismo con  $\nu$ , el parámetro de los rendimientos de escala, que toma valores negativos (en contra de la hipótesis  $\nu > 0$ ), si bien no son significativos. El R<sup>2</sup> que se obtiene en primera instancia (0,763) se antoja razonablemente bueno.

En la columna (7) se mejora la especificación, dando entrada a CPD y COM, que se mostraron relevantes en la función Cobb-Douglas. El efecto marginal se manifiesta de varias formas. En primer lugar, ambas *dummies* son estadísticamente significativas (CPD al 90 por 100) y tienen el signo correcto. En segundo lugar, de los parámetros específicos de la CES,  $\rho$  y  $\delta$  aumentan en valor absoluto y significación estadística individual, mientras que  $\nu$  sigue carente de sentido económico. Igualmente mejoran, en tercer lugar, el coeficiente de determinación (0,846) y la desviación estándar de los residuos (pues se reduce desde 0,826 hasta 0,666). La exclusión

de CPD en (8) supone una ligera corrección de todos los demás coeficientes, sin que por ello empeoren la significación individual (error estándar = 0,682) ni la colectiva ( $R^2 = 0,839$ ). En definitiva, persiste el dilema acerca de la interpretación que debe darse a las «industrias diversas». La significación estadística de CPD sugiere algún tipo de relación con el ciclo económico. Sin embargo, su influencia no parece decisiva, cuando menos en la particular forma especificada por el modelo.

Los resultados de la última regresión podrían considerarse concluyentes. Sin embargo, se aprecian abultados residuos de las industrias eléctrica, en los tres cortes (observaciones 3, 20 y 37), y química, en 1913 (observación 6). Las causas pudieran estar asociadas al hecho de que la producción y distribución de electricidad es actividad capital-producto fuertemente intensiva, y al inicio de la industria química. Al prescindir de esas cuatro observaciones, en la columna (9), se consigue una mejora notable de los resultados. Aumenta el coeficiente de determinación múltiple (0,896) y, sobre todo, se reduce la suma de los cuadrados de los residuos [13,04 contra 21,42 en la regresión (8)]. También disminuye el valor absoluto del parámetro de escala,  $v$ ; bien es cierto que, por pertenecer al campo de los números negativos, la estimación resulta insatisfactoria todavía.

En cambio, la aproximación de  $K_{menta}$  comporta cambios significativos, en la columna (10), concordantes con las expectativas del análisis económico; los estimadores son más robustos que en la estimación directa de la función (valores  $t$  por encima de 6 puntos, que le confieren cómodos niveles de confianza). La principal novedad es que  $v$  pertenece, por primera vez, al espacio de los números reales positivos; más aún, se aproxima tanto a la unidad que no es posible rechazar la hipótesis nula de que la economía santanderina trabajaba con rendimientos constantes de escala<sup>35</sup>. De otro lado,  $\rho$  toma, también por primera vez, valores negativos dentro del rango de los especificados por [6] ( $\rho > -1$ ). El resto de los parámetros estadísticos experimentan cambios menos abultados, que apenas difieren de los que aparecen en la columna (3). Quede constancia, empero, de la ganancia del 21 por 100 en  $\delta$  (de 0,261 a 0,316). La utilización de MCNL permite sortear los problemas de sobreidentificación que, de otro modo, pueden afectar a la estimación por MCO<sup>36</sup>. La regresión del sistema de ecuaciones —que incorpora la restricción de minimización de costes en mercados competitivos— en nada mejora los resultados.

<sup>35</sup> Un valor de  $v = 1$  indica rendimientos constantes, en tanto que valores por encima (por debajo) de la unidad expresan rendimientos de escala crecientes (decrecientes).

<sup>36</sup> Green (1993), pp. 242-43.

Entrando ya en el análisis económico, la primera conclusión sugiere que cada método proporciona estimaciones diferentes (opuestas, incluso) de los parámetros de interés. El método directo procura en (8) estimaciones satisfactorias de  $\rho$  y  $\delta$ . De un lado, el signo (positivo) de este último responde a las especificaciones teóricas, en tanto que los valores  $t$  le aseguran una confortable fiabilidad estadística. De otro lado, el valor de  $\rho = 1,768$  proporciona una estimación de la  $\sigma$  implícita (0,36). El concepto de elasticidad de sustitución alude a la relación entre el cambio porcentual en la proporción de factores y el cambio porcentual en la pendiente de la isocuanta<sup>37</sup>. Bajo la hipótesis de minimización del coste, ésta es igual al cociente entre los precios relativos de los factores. De suerte que puede redefinirse la elasticidad de sustitución como la relación entre el cambio porcentual en la proporción de factores y el cambio porcentual en sus precios relativos.

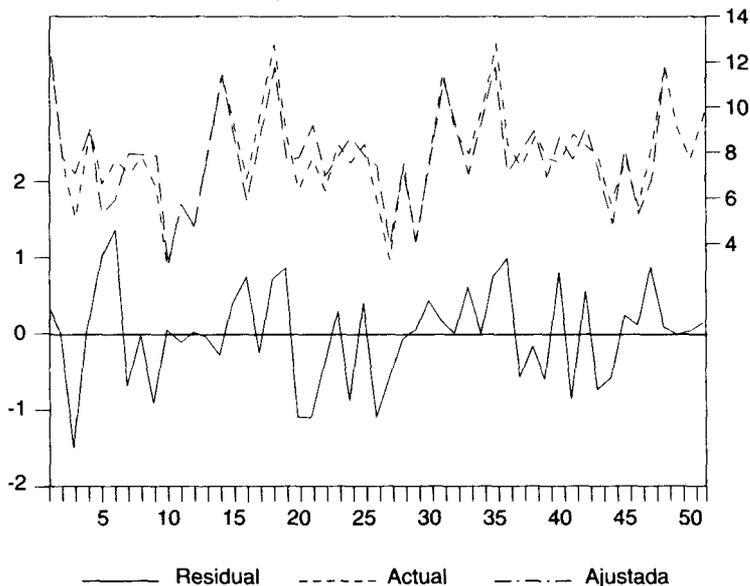
En cuanto a  $\delta$ , su valor (0,261) apenas difiere del correspondiente parámetro de distribución en la función Cobb-Douglas [ $\alpha = 0,228$  en la columna (4) de la tabla 1.<sup>a</sup>]; además, su pequeño error estándar (0,048) le otorga una gran seguridad ( $t = 5,49$ ). Otro rasgo destacado de este parámetro es la estabilidad de que hace gala la participación del capital en las estimaciones sucesivas (como ya ocurriera con la función Cobb-Douglas). Es la participación del trabajo la que corre con los cambios.

Quando se prescinde de los puntos de regresión más alejados de la media (9), el método directo suministra estimaciones más robustas de los principales parámetros. La reducción de  $\rho$  (0,902), concretamente, hace aumentar el valor implícito de la elasticidad de sustitución hasta 0,526. La principal objeción a la estimación directa de la función de elasticidad constante reside en los resultados, paradójicos, que facilita para  $v$ . La teoría económica descarta la posibilidad de que los rendimientos de escala puedan ser negativos ( $-0,894$ ), sin contar con que el error estándar es tan grande que no permite estimar con precisión el verdadero valor del parámetro. Segura y Martín (1989) dejan constancia del mal comportamiento de las funciones CES en su estimación para la industria española del periodo 1964-1985.

Mucho mejores son los resultados que aporta la aproximación de Kmenta (gráfico 3), por varios motivos. En primer lugar, aumenta ligeramente la participación del capital en el producto ( $\delta = 0,317$ ). Pero no tanto como para que un intervalo del verdadero valor, al 95 por 100 de confianza,

<sup>37</sup> Heathfield y Wibe (1987), pp. 58-60.

GRÁFICO III  
 Estimación de Funciones CES  
 (Aproximación de Kmenta)



no incluya el obtenido mediante estimación directa  $(0,261)^{38}$ . Ahora bien, existe un creciente consenso entre los economistas acerca del sentido amplio que debe atribuirse al *rol* del capital; es decir, que su contribución al crecimiento es probablemente mucho mayor que la tradicional estimación de un tercio, obtenida a partir de la contabilidad nacional<sup>39</sup>. ¿Por qué razones? Porque la acumulación del capital genera externalidades positivas, porque la participación del trabajo se debe en buena medida al rendimiento del capital humano o por ambas causas a la vez.

En segundo lugar, [7] suministra una estimación de  $v$  que no difiere significativamente del valor unitario, propio de los rendimientos constantes de escala. Conclusión que coincide, en términos generales, con los resultados de las regresiones (4) y (5) de la función de producción Cobb-Douglas (tabla 1.<sup>a</sup>). Téngase en cuenta, además, que su valor  $t$  supera en 14,95 veces el error estándar.

En tercer lugar, también varía  $\rho$   $(-0,302)$ , que consolida su significación estadística (el valor  $t$  asociado supera los 6,1 puntos). En con-

<sup>38</sup> Prob  $(0,226 < \delta < 0,408) = 0,95$ .

<sup>39</sup> Mankiw (1995), p. 308.

secuencia, también se modifica la distribución de probabilidad que define la  $\sigma$  implícita. Es decir, una elasticidad de sustitución de 0,36 significa que un cambio del 10 por 100 en los precios relativos de los factores dará lugar, aproximadamente, a un cambio del 3,6 por 100 en la proporción en que éstos se combinan ( $0,36 \cdot 10 = 3,6$  por 100). De otro lado, si la elasticidad de sustitución crece hasta 1,43, entonces un cambio del 10 por 100 en los precios relativos de los factores induciría un cambio de alrededor del 14,3 por 100 en la proporción de factores ( $1,43 \cdot 10 = 14,3$  por 100). Cualquier intervalo de confianza, construido a partir de la media (1,433) y el error estándar (0,101), dejaría fuera el valor unitario al 95 por 100 de confianza. Todo ello sin empeoramiento de los estadísticos expresivos de la bondad del ajuste ( $R^2 = 0,836$ ). La estimación simultánea, en fin, arroja resultados carentes de contenido económico.

En resumen, tanto la función de producción Cobb-Douglas como la aproximación a la CES de Kmenta proporcionan estimaciones satisfactorias; parece, incluso, que se refuerzan mutuamente. ¿Se trata acaso de la misma ecuación? De no ser así, ¿con cuál quedarse? Llegados a este punto resulta de interés averiguar si ambas funciones están «anidadas» —es decir, si la forma restringida (Cobb-Douglas) es un caso particular de la general (Kmenta)— por medio del test de Wald. En respuesta a la primera cuestión podemos rechazar la hipótesis nula de «nido», toda vez que el estadístico (12,64) supera ampliamente el valor crítico (2,71); la CES aporta información adicional relevante para el conocimiento de la realidad económica santanderina<sup>40</sup>. Por lo que hace a la preferencia funcional, no admite una respuesta tajante, pues ambas ecuaciones aportan resultados bastante parejos. La Cobb-Douglas tiene a su favor la sencillez de manejo y la familiaridad; la de Kmenta, en cambio, proporciona elasticidades del producto respecto de los factores pegadas a la realidad, es más flexible y constituye la antesala para la «translog». La preferencia por una u otra dependerá del objetivo de la investigación.

## 6. CONCLUSIONES

Más allá de los problemas que la teoría pueda encontrar para explicar las diferencias internacionales, el modelo neoclásico proporciona un marco

<sup>40</sup>  $X^2 = [(e' * e_* - e'e)] / [e'e / (n - K)] = [(27,73 - 21,75) / 1] / (21,75 / 46) = 12,64$ . Green (1993), pp. 299-300. A idéntica conclusión podría haberse llegado tras comprobar que la elasticidad de sustitución de la CES (1,43) es significativamente distinta del valor 1 (que caracteriza a la Cobb-Douglas).

acabado de análisis. Las reservas tienen que ver, frecuentemente, con las dificultades para seleccionar variables que capten las condiciones asociadas a un rápido crecimiento. En este sentido, la historia económica ofrece un campo apropiado para contrastar las predicciones teóricas. La disponibilidad de largas series temporales permite realizar análisis a largo plazo que de otro modo serían impensables. En el debe tiene la fiabilidad de las fuentes estadísticas, que en los estudios de ámbito regional son, además, escasas; aunque también en este campo se están haciendo rápidos progresos.

Salvadas esas limitaciones, no vemos razón alguna para no aplicar a períodos pretéritos los métodos de análisis que se emplean con los más recientes. Con tanto mayor motivo cuanto que el crecimiento económico adquiere su verdadero sentido en el largo plazo, donde sólo la historia puede ofrecer un campo de análisis abonado. Este trabajo constituye un ensayo en esa dirección, habiendo escogido la economía montañesa en el primer tercio del siglo xx como «caso de estudio». Por tal motivo, tanto el método como el contenido deben considerarse como un punto de arranque, más que definitivos, y ser tratados con cautela.

Los primeros resultados son esperanzadores. De un lado, los datos, sometidos a un proceso de depuración, soportan razonablemente bien el análisis. Tal vez no sean muy buenos, pero sí los mejores que tenemos, y hasta tanto no dispongamos de otros, habremos de trabajar con ellos. De otro lado, y más importante, los modelos se comportan económicamente bien y las estimaciones son significativas desde el punto de vista estadístico. Desconocemos los verdaderos valores de las variables relevantes, pero parece fuera de duda que las series utilizadas guardan una estrecha relación con ellas. Es decir, el VAB puede predecirse con suficiente aproximación a partir del stock de capital societario y la población ocupada en cada rama de actividad. El factor clave del tamaño sectorial es la oferta de mano de obra.

En esta ocasión se han estimado dos de las formas funcionales más características. La función de producción Cobb-Douglas ofrece una descripción razonablemente satisfactoria de las condiciones del crecimiento económico en la provincia de Santander. Tanto en estimación directa como en estimación simultánea, los coeficientes varían poco. El parámetro de distribución se aproxima tanto a la unidad, que en la estimación simultánea no es posible rechazar la hipótesis de rendimientos constantes de escala. Pero cualquiera que sea el método usado, la contribución del capital al

crecimiento permanece estabilizada en torno al 20 ó 30 por 100 del total, corriendo el resto por cuenta del otro factor de producción, el trabajo.

Bastante menos satisfactorios son los resultados cuando se estiman funciones CES, con una excepción: la aproximación de Kmenta, que confirma los resultados de la función anterior. Esto es, en primer lugar, la economía trabaja con rendimientos constantes de escala. Segundo, el producto provincial se distribuye íntegramente entre los factores privados de producción, trabajo y capital, en la proporción de dos a uno. Tercero, la elasticidad de sustitución supera significativamente el valor de la unidad que caracteriza a la Cobb-Douglas. Finalmente, abre la puerta a la estimación de otras formas funcionales, más flexibles todavía.

¿Cuál es la relevancia de este tipo de análisis? A nuestro modo de ver, que son susceptibles de explicar el crecimiento a largo plazo en función de los factores acumulables y posibilitar las comparaciones interterritoriales e intertemporales. Una vez que se ha avanzado ya bastante en la elaboración de macromagnitudes económicas. Posiblemente si se utilizara una función de producción ampliada —con la estructura empresarial y tecnológica o el nivel educativo de la población, por señalar sólo algunos de los elementos— mejoraran las estimaciones. El modelo de Solow (1957) hace recaer la elevación del producto per cápita sobre tres factores: el aumento del capital productivo por trabajador, el incremento de la población medido en unidades de eficiencia y el progreso técnico<sup>41</sup>. Por tanto, si el modelo se comportara bien, debería ser capaz de explicar, con razonable aproximación, la evolución de la provincia de Santander. Y el magro crecimiento de su economía en los años veinte, uno de los más bajos entre las regiones españolas, por los malos registros de esas variables. Al fin y al cabo, la convergencia de todas las economías hacia un único estado estacionario es una de las principales conclusiones del modelo neoclásico. ¿Es así?

En primer lugar, el proceso de acumulación de capital sufrió un estancamiento a raíz de la guerra europea, tanto en términos cuantitativos cuanto cualitativos. De crecer a una tasa media del 11 por 100 anual entre 1895 y 1904 pasó a hacerlo al 1,55 por 100 entre 1904 y 1930. Paralelamente, con posterioridad a la guerra europea tuvo lugar un cambio en la estructura de las inversiones; desde la industria hacia el sector agrario, menos productivo. Al punto que la acumulación neta de capital societario en los sectores mercantiles durante esos veintiséis años fue prácticamente nula (Pérez, 1993b).

---

<sup>41</sup> Mankiw (1995).

En segundo lugar, se observa una paralización de la inversión en capital humano, que fue privando a la región de la preeminencia educativa que durante muchos años tuvo. Valga como ejemplo que la tasa de alfabetización permaneció estancada en Cantabria, en torno al 72 por 100, entre los Censos de Población de 1910 y 1930. Mientras que en otras regiones, cuyo crecimiento económico sería mayor a la sazón, la proporción de personas que sabían leer y escribir seguía aumentando. Desde el 56,7 hasta el 71,7 por 100, en el País Vasco; desde el 49,4 hasta el 71,2 por 100, en Cataluña, y en España, como promedio, desde el 38,6 hasta el 55,9 por 100 en igual período. Numerosos autores han puesto de manifiesto hasta qué punto la convergencia regional correlaciona positivamente con la inversión en capital humano <sup>42</sup>.

Por último, el capital tecnológico. En ninguna de las funciones estimadas se ha podido comprobar la existencia de progreso técnico neutral a causa de los datos de partida y, por qué no, la debilidad del tejido productivo. La crisis minera que siguió a la Gran Guerra (de raíz exterior) y la pérdida de los mercados de ultramar (ésta, específicamente regional) alejaron a Cantabria de los núcleos empresariales europeos más dinámicos. Téngase en cuenta, además, que la innovación va incorporada frecuentemente en los nuevos bienes de equipo. Por cuanto parece lógico que el primer sacrificado por la falta de inversión en capital productivo fuera el progreso técnico.

No cabe sino considerar este trabajo como el estudio de un caso, una parábola. Pero de los resultados obtenidos pueden sacarse ya conclusiones que ofrecen una imagen razonable de la economía regional. Pues los parámetros de distribución parecen responder a la participación de las rentas del trabajo y el capital en el producto, amén de apoyar la hipótesis de rendimientos constantes de escala. No se apartan de los que proporcionan otros estudios de más amplio espectro y mayor proyección temporal, los cuales cifran la contribución del capital al crecimiento en torno a un tercio del total <sup>43</sup>. Además, encajan bien en el cuadro que la historiografía económica ha ido componiendo del primer tercio del novecientos, caracterizado por la diversificación y un crecimiento más intenso que en etapas anteriores. Una fase en la que la industrialización se habría llevado a cabo

<sup>42</sup> En otro orden de cosas, Pérez (1995) señala que la intensidad del capital, de la cual depende el crecimiento del producto per cápita, correlaciona positivamente con el stock de capital humano (rezagado una generación, aproximadamente) en una muestra de provincias españolas.

<sup>43</sup> Véase, por ejemplo, Mankiw *et al.* (1992) y Mankiw (1995).

mediante el recurso masivo al factor trabajo <sup>44</sup>. En nuestra opinión, parece posible extender el método de análisis a otras regiones y/o a otros períodos. Para ir conociendo mejor, por agregación de experiencias, la trayectoria del conjunto de la economía española.

## ANEXO 1

*Ramas de actividad y observaciones muestrales*

<i>Actividades económicas</i>	<i>Puntos muestrales</i>		
	1913	1922	1930
Producción agrícola y ganadera, y selvicultura....	1	18	35
Pesca.....	2	19	36
Producción de energía eléctrica.....	3	20	37
Extracción de minerales metálicos y no-metálicos.....	4	21	38
Productos minerales no-metálicos.....	5	22	39
Industria química.....	6	23	40
Industrias transformadoras de los metales.....	7	24	41
Industria de la alimentación, bebidas y tabaco ...	8	25	42
Industria textil.....	9	26	43
Industria del cuero.....	10	27	44
Industria de la madera y muebles de madera.....	11	28	45
Industria del papel y artes gráficas.....	12	29	46
Construcción.....	13	30	47
Comercio, restaurantes y hostelería.....	14	31	48
Transportes y comunicaciones.....	15	32	49
Instituciones financieras y seguros.....	16	33	50
Otros servicios.....	17	34	51

*Fuente:* Ministerio de Planificación y Desarrollo.

<sup>44</sup> Carreras (1984, 1987); Prados (1995); García Delgado (1997).

## ANEXO 2

*Valores de las variables*

<i>Observ.</i>	<i>VAB</i>	<i>Trabajo</i>	<i>Capital</i>
1	96857,87	155904,6	44797,00
2	3334,241	8527,058	375,0278
3	1562,434	1178,503	9139,857
4	9320,768	8442,218	17800,82
5	1252,629	288,8767	2411,490
6	4003,804	523,7425	3584,000
7	2596,709	3677,543	10198,54
8	12431,64	3579,576	9932,823
9	2221,638	7143,796	2000,195
10	229,9818	259,0446	1,007025
11	706,4000	1765,166	1,007025
12	469,7000	854,0588	1,007025
13	3854,000	9936,802	78,02271
14	37830,00	15321,31	2452,835
15	9281,000	6870,554	16814,54
16	3875,000	141,0338	9996,597
17	9081,551	44311,54	550,0449
18	118066,1	116657,8	82269,85
19	6680,848	8006,427	325,0568
20	3547,505	880,0689	39683,87
21	3979,851	11932,25	21676,85
22	1328,758	1178,503	8910,630
23	7832,207	2514,929	19354,00
24	3583,159	8046,561	13548,08
25	14868,50	2754,524	13052,04
26	1384,369	5094,925	1399,681
27	288,8767	509,7907	1,007025
28	2574,200	5361,504	1,007025
29	322,5000	585,8127	14,99925
30	4282,000	7136,660	78,02271
31	54097,00	14115,10	2954,250
32	8245,000	10753,64	12594,30
33	8994,000	416,9640	27255,22
34	11282,41	40174,99	1950,811
35	126626,8	106937,5	107251,9
36	5382,992	5464,347	275,0630
37	6918,816	957,1880	56675,65
38	7577,962	10352,67	15898,81
39	2028,394	2119,637	18033,75
40	8391,712	1208,337	23498,00

<i>Observ.</i>	<i>VAB</i>	<i>Trabajo</i>	<i>Capital</i>
41	4628,553	9145,345	16465,12
42	20332,99	3630,042	24743,05
43	2450,384	5808,048	2855,493
44	971,6544	1694,258	1,007025
45	4170,400	6418,888	1,007025
46	817,1000	935,4242	449,8887
47	4827,000	5059,385	160,9349
48	65824,00	18142,27	4204,875
49	9215,000	12938,99	11766,36
50	10122,00	1275,381	27011,03
51	15677,78	49168,11	2100,646

## BIBLIOGRAFÍA

- Anuario financiero y de sociedades anónimas de España* (se publica desde 1916).
- ARROW, K.; CHENERY, H.; MINHAS, B., y SOLOW, R. (1961): «Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency», *The Review of Economic and Statistics*, vol. XLIII, núm. 3, pp. 225-49.
- BAJO, O., y SOSVILLA-RIVERO, S. (1995): *El crecimiento económico en España, 1964-1993: Algunas regularidades empíricas*, FEDEA, Documento de Trabajo 95-26.
- CARRERAS, A. (1984): «La producción industrial española, 1842-1981: construcción de un índice anual», *Revista de historia económica*, núm. 1, pp. 127-57.
- (1987): «La industria: atraso y modernización», en NADAL, J.; CARRERAS, A., y SUDRIÀ, C. (eds.), *La economía española en el siglo XX. Una perspectiva histórica*, Barcelona, Ariel, pp. 280-312.
- CHIANG, A. (1987): *Métodos fundamentales de economía matemática*, 3.ª ed., Madrid, McGraw-Hill.
- CUADRADO, J. R., y GARCÍA, B. (1995): «Las diferencias interregionales en España. Evolución y perspectivas», *La economía española en un escenario abierto*, Madrid, Fundación Argentaria y Visor, pp. 151-196.
- ESTEBAN, J. M.ª, y VIVES, X. (1994): *Crecimiento y convergencia en España y en Europa*, Barcelona, Instituto de Análisis Económico.
- GARCÍA DELGADO, J. L. (1997): «Etapas y rasgos definidores de la industrialización española», *Lecciones de economía española*, 3.ª ed., Madrid, Civitas, pp. 21-48.
- GREENE, W. (1993): *Econometric Analysis*, Londres, Prentice-Hall.
- HEATHFIELD, D., y WIBE, S. (1987): *An Introduction to Cost and Production Functions*, Londres, MacMillan Education Ltd.
- KLEIN, R. L. (1986): *Economic Theory and Econometrics*, Oxford, Basil Blackwald.
- KMENTA, J. (1967): «On estimation of the CES production function», *International Economic Review*, núm. 8, pp. 180-9.

- KRUGMAN, P. (1991): *Geografía y comercio*, Barcelona, Antoni Bosch, 1992.
- LOTT, W., y RAY, S. (1992): *Applied Econometrics: Problems with Data Sets*, Orlando, Harcourt Brace Jovanovich.
- MANKIEW, N. G. (1995): «The Growth of Nations», *Brooking Papers on Economic Activity*, núm. 1, pp. 275-310.
- MANKIEW, N.; ROMER, D., y WEIL, D. (1992): «A Contribution to the Empirics of Economic Growth», *Quarterly Journal of Economics*, CVII, pp. 407-437.
- MAS, M.; MAUDOS, J.; PÉREZ, F., y URIEL, E. (1994a): «Disparidades regionales y convergencia en las Comunidades Autónomas», *Revista de Economía Aplicada*, vol. II, núm. 4, pp. 129-48.
- (1994b): «Capital público y productividad de las regiones españolas», *Moneda y Crédito*, núm. 198, pp. 163-92.
- MINISTERIO DE PLANIFICACIÓN Y DESARROLLO (1974): «Clasificación Nacional de Actividades Económicas. Año 1974», *BOE*, núm. 219, de 12 de septiembre.
- MINISTERIO DE TRABAJO Y PREVISION (1931): *Estadística de salarios y jornadas de trabajo referida al período 1914-1930*.
- NGUYEN, H. (1986): «Money in the Aggregate Production Function: Reexamination and Further Evidence», *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 18, núm. 2, pp. 141-51.
- PÉREZ, P. (1993a): «Fuentes y método para estimar la renta regional. Santander, 1895-1930», *Revista de Historia Económica*, núm. 2, pp. 385-413.
- (1993b): «La diversificación industrial en la provincia de Santander durante el primer tercio del siglo XX», *Revista de Historia Industrial*, núm. 4, pp. 173-193.
- (1995): «Convergencia en productividad de las provincias del norte de España: 1955-1991», *Revista Asturiana de Economía*, núm. 2, pp. 189-213.
- (1996): *Crecimiento económico y cambio estructural de la provincia de Santander durante el primer tercio del siglo XX*, Santander, Cámara Oficial de Comercio, Industria y Navegación de Cantabria.
- PRADOS, L. (1995): *Spain's Gross Domestic Product, 1850-1993: Quantitative Conjectures*, Universidad Carlos III, mimeo.
- RAYMOND, J. L., y GARCÍA, B. (1994): «Las disparidades en el PIB per cápita entre comunidades autónomas y la hipótesis de convergencia», *Papeles de Economía Española*, núm. 59, pp. 37-58.
- SEGURA, J. (1966): *Función de producción, macrodistribución y desarrollo*, Madrid, Tecnos.
- (1986): *Análisis microeconómico*, Madrid, Alianza Universidad.
- SEGURA, J., y MARTÍN (1989): «Funciones de producción: una estimación para la industria española, 1964-1985», XV Simposio de Análisis Económico, Universidad Autónoma de Barcelona, mimeo.
- SOLOW, Robert (1957): «Technical change and the aggregate production function», *Review of Economics and Statistics*, XXXIX, 3, pp. 312-20.
- WALLIS, K. (1985): *Topics in Applied Econometrics*, Oxford, Basil Blackwald.