

# EL NIVEL DE DESARROLLO DE LAS EXPORTACIONES ESPAÑOLAS, 1960-1996

*Carmen Fillat Castejón\**

La información disponible hoy día, unida a las técnicas econométricas, permiten detectar una tendencia en los mercados internacionales según la cual el desarrollo económico de los países se manifiesta en una mejora de la competitividad de sus exportaciones. El análisis presentado en este trabajo parte de una propuesta de Michaely que, realizado con datos de panel para una muestra amplia de países y años, permite valorar si los países revelan en sus cuotas de exportaciones un desarrollo superior o inferior al que tienen, y si las posibles desviaciones son normales en el entorno internacional, o pueden considerarse excesivas. La tendencia estimada ha permitido evaluar el comportamiento exportador de España en relación con el nivel de desarrollo que efectivamente posee.

**Palabras clave:** competitividad, exportaciones, desarrollo económico, tendencia, España, 1990-1996.

**Clasificación JEL:** F14, O19.

## 1. Introducción

El análisis que se va a exponer tiene su origen en la conjetura de que la competitividad en los mercados internacionales está estrechamente relacionada con el desarrollo económico. En concreto, supone que pueden detectarse ciertas tendencias o comportamientos generalizados aproximados en los mercados internacionales, de modo que el nivel de desarrollo de los países que comercian va a imprimir unas pautas en la capacidad de abrir paso a sus productos, que se manifestará en una determi-

nada cuota de exportación. A partir de la observación de las cuotas que efectivamente se logran, puede reflexionarse sobre el nivel de desarrollo que un país revela implícitamente en su cuota de exportación. El objetivo concreto del trabajo es identificar tales tendencias, así como reflexionar sobre el nivel de desarrollo que España ha revelado en sus exportaciones entre 1960 y 1996, y si éste se corresponde con el desarrollo que realmente ha tenido nuestro país.

El trabajo se presenta con la siguiente distribución. En el segundo apartado se expone el modelo teórico y antecedente que ha inspirado este estudio empírico; en el tercer apartado, el modelo expuesto se adapta al panel de datos disponible para el análisis que se quiere realizar, y se explica la preparación de los datos, ya que en algunos casos no se dispone de ellos de manera directa; los resultados de la aplicación del modelo a las exportaciones totales y la reflexión sobre el

---

\* Departamento de Estructura e Historia Económicas y Economía Pública. Universidad de Zaragoza.

Este trabajo forma parte del proyecto del Plan Nacional de I+D «Las políticas macroeconómicas del sector exterior y la competitividad de las exportaciones españolas, 1960-1997» (ref. SEC98-0623), dirigido por el profesor José M.<sup>a</sup> Serrano Sanz.

desarrollo revelado por España en las mismas, se exponen finalmente en el apartado 4.

## 2. Planteamiento teórico

El desarrollo económico y de la producción de cualquier país se dedica, en parte, a la satisfacción de la demanda externa a través de las exportaciones. Habitualmente, suele esperarse que, en los mercados internacionales, determinados bienes sean exportados de forma predominante por países ricos, y otros lo sean por países pobres. De esta manera, las exportaciones de cada producto podrían asociarse a un nivel característico de renta *per cápita*, proporcionado en mayor medida por las rentas de los principales exportadores que componen tal mercado. Y, si se admite que el desarrollo económico da como resultado una estructura típica de producción y exportación, la cuota de mercado internacional que alcance un país para un producto concreto dependerá directamente de su nivel de desarrollo y de su capacidad de colocación de los productos en el exterior.

Al tomar como referencia un país, y no un producto, esta misma reflexión puede plantearse del siguiente modo. Si un determinado nivel de desarrollo permite abrirse paso en los mercados internacionales, y alcanzar por término medio una cuota de exportaciones, la observación de la cuota que realmente ha conseguido un país lleva a preguntar si su comportamiento exportador ha sido mejor o peor del que correspondería a su nivel de desarrollo. O lo que es igual, si el nivel de desarrollo propio de sus exportaciones es superior o inferior a la renta *per cápita* que posee en realidad.

Si el mismo análisis se efectúa además a nivel desagregado, para cada tipo de productos, puede deducirse también si el país comercia bienes de alta renta o, por el contrario, de baja renta. Esto es, puede reflexionarse acerca de si la estructura de exportaciones que posee es la típica de su nivel de desarrollo o no, y, en este caso, qué desviaciones existen. De este modo, habrá productos a través de cuyas exportaciones el país estará revelando un nivel de desarrollo superior al que realmente tiene, y en otros inferior. Los primeros constituyen elementos de fortaleza en el comercio exterior del país, mientras que los segundos

pueden poner en evidencia ciertas debilidades, que quizás requieren más atención por parte de la política económica.

Para llevar a cabo esta reflexión, se ha tomado como método de análisis el realizado por Michaely (1981). En el Apéndice II de su trabajo se propone la estimación de la relación entre la cuota mundial de exportaciones, totales o para cada producto, y la renta *per cápita* de los países<sup>1</sup>, según el modelo:

$$X_{ij}/X_i = a + b Y_j$$

donde:

$X_{ij}$  = exportaciones del bien  $i$  y país  $j$ .

$X_i$  = exportaciones mundiales del bien  $i$ .

$Y_j$  = renta *per cápita* del país  $j$ .

El parámetro  $b$  indica el incremento en la cuota de exportaciones del bien  $i$  que tiene lugar con el desarrollo económico, por término medio. Así,  $b$  es un parámetro que califica a cada producto  $i$ , pues permite afirmar si las exportaciones del mismo tienden a concen-

<sup>1</sup> Michaely calcula los índices de exportación para cada bien mediante la fórmula:

$$Y_{ix} = \sum_j y_j \cdot X_{ij}/X_i$$

donde:

$Y_{ix}$  = índice de renta *per cápita* de las exportaciones del producto  $i$

$y_j$  = renta *per cápita* del país  $j$

$X_{ij}$  = exportaciones del bien  $i$  y país  $j$

$X_i$  = exportaciones mundiales del bien  $i$

Posteriormente, calcula el índice de desarrollo de las exportaciones de cada país  $j$  según la expresión:

$$Y_{jx} = \sum_i Y_{ix} \cdot X_{ij}/X_j$$

donde:

$Y_{jx}$  = índice de renta *per cápita* de las exportaciones del país  $j$

$X_j$  = exportaciones totales del país  $j$

$Y_{ix} \cdot X_{ij}$ , como en la fórmula anterior

En el apéndice II de su trabajo propone el análisis de regresión que aquí se ha adoptado. No obstante, el autor no continúa el análisis más allá de la estimación de los coeficientes  $b$  para cada bien. Sí señala, sin embargo, la conveniencia de utilizar, como variable de desarrollo económico, la renta *per cápita* de cada país como porcentaje de la de Estados Unidos, o, en su caso, del país más desarrollado de muestra; la razón para ello es que, a lo largo del tiempo, pueden cambiar las posiciones internacionales de los países en cuanto a desarrollo se refiere. En este trabajo se adapta la lógica de los cálculos realizados por Michaely al análisis econométrico, más preciso, que aquí se plantea.

trarse en países de alta renta. Y el modelo estimado permite afirmar si en ese mercado en concreto, España se comporta como un país de desarrollo superior o inferior al que efectivamente tiene.

Michaely realiza su análisis en un contexto de corte transversal en 1973, con datos de 108 países, y para 174 bienes de la *Standard International Trade Classification* con una desagregación de 3 dígitos.

Una vez estimado este modelo promedio, el autor sugiere obtener el nivel de desarrollo que corresponde a la cuota de exportación de cada país, o Índice de renta de las exportaciones  $Y_j^x$ . Sus cálculos muestran determinadas regularidades empíricas en estos índices, tales como que casi todos los países exportan «por encima» de su nivel de renta, que son los países más ricos los que presentan un índice de desarrollo «por debajo» de su nivel observado de renta, y la existencia de un umbral de desarrollo en el que los países pasan de exportar «por encima» a exportar «por debajo».

No obstante, Michaely subraya la lógica técnica de estos resultados, por la propia construcción de los índices. Esto significa que, por definición, un país relativamente rico comparte los mercados de exportación con otros países que tienen una menor renta media, y, por tanto, la renta *per cápita* esperada para sus exportaciones será, en general, inferior a la que realmente posee. Lo opuesto sucede para un país relativamente pobre. Así, pueden observarse como regla general determinadas desviaciones propias del nivel de desarrollo. El criterio que el autor propone para decidir qué desviaciones del desarrollo observado son importantes requiere la estimación de la siguiente regresión, que relaciona el índice de renta de las exportaciones con el nivel de desarrollo:

$$Y_j^x = c + d Y_j$$

donde:

$Y_j^x$  = índice de renta de las exportaciones del país  $j$

$Y_j$  = renta *per cápita* del país  $j$ .

Así, cada país tendrá un comportamiento esperado según esta regresión representado por el Índice esperado de renta de sus exportaciones  $Y_j^{xe}$ , y puede considerarse que comercia «por encima» de su índice real de renta si éste es mayor que su valor

esperado más la desviación típica de la regresión; y comercia «por debajo» si el índice real de renta es menor que su valor esperado más la desviación típica. Cuando las diferencias entre ambos índices son inferiores a la desviación típica pueden considerarse diferencias aceptables o normales.

En resumen, el análisis propuesto por Michaely puede utilizarse para responder a tres preguntas, que en particular van a buscar respuesta en el caso del comercio español en el entorno de la OCDE, y durante el período más amplio disponible, 1960-1996. Primera, permite caracterizar los bienes como de alta o baja renta. Segunda, es útil para identificar las debilidades y fortalezas de las exportaciones de España, esto es, si la estructura de sus exportaciones se corresponde con su nivel de desarrollo, o, por el contrario, es característica de un país con mayor o menor nivel de renta. Y tercera, para cada producto podría identificarse una renta umbral, a partir de la cual España revelaría un nivel de desarrollo diferente a través de sus exportaciones.

### 3. Análisis empírico

El análisis sobre las exportaciones españolas en el contexto de la OCDE y durante el período citado va a exponerse en los siguientes puntos: la información estadística disponible; el modelo a estimar, la muestra y la técnica adoptadas, para pasar a exponer en el siguiente apartado los resultados y conclusiones.

En cuanto a la información disponible, surge una primera limitación al tratar de estudiar un periodo tan extenso, pues no existe información sobre las exportaciones mundiales para todos los años del mismo y desagregadas por productos. Las estadísticas de comercio internacional de la ONU no proporcionan datos totales por productos hasta 1973, año para el que Michaely realiza su estudio empírico<sup>2</sup>. La cifra disponible más

<sup>2</sup> Debe señalarse, además, que, desde 1974 hasta después de 1985 la ONU sólo proporciona el total para las economías de mercado, y luego pasa al total mundial. E incluso en el caso de tener el total mundial para todo el periodo, a lo largo del mismo ha habido cambios en la *Standard International Trade Classification*, por lo que debería hacerse la conversión desde la Revisión 1 a la Revisión 2 de la misma. Adicionalmente, en el momento de realizar este trabajo los datos de esta fuente sólo llegan a 1995, por lo que se perdería un año para el análisis.

adecuada para el presente análisis es la de las exportaciones totales del área OCDE hacia el resto del mundo. Con esta información, la cuota de exportaciones a utilizar sería el cociente entre las exportaciones de cada país al resto del mundo y las totales de la OCDE hacia el resto del mundo; y podría interpretarse como indicador de la competitividad en el resto del mundo de un país  $j$  frente a, o comparado con, la del conjunto de la OCDE.

Una vez decidida la utilización del total de exportaciones de la OCDE para cada producto, debe señalarse una segunda limitación. Los totales que da la fuente OCDE se obtienen como suma de las cifras de todos los países para los que proporciona tal información. Sin embargo, para algunos países, años y productos, de manera variable, existen *gaps* o datos no disponibles; esto implica que la mera suma de las cifras disponibles llevaría a tener una muestra de países diferente, según los años y según los productos. Esta deficiencia debe paliarse para tener un análisis lo más completo y preciso posible, lo cual se ha realizado en dos etapas sucesivas.

En la primera etapa se ha realizado un proceso de generación de datos de exportación, tal como se explica a continuación. Para cada país  $j$ , se ha estimado una relación aceptable entre la renta y el nivel de exportaciones; en general se ha observado una relación con el PIB, y no tanto con el PIB *per cápita*. Así, para los casos en los que el ajuste es bueno, se han estimado las exportaciones para los años que carecían de dicho dato, según la relación:

$$X_{jt} = f + g \text{ PIB}_j$$

Es importante señalar que se ha observado una importante relación entre las exportaciones de cada año y las del año anterior, de manera que, prácticamente en todos los casos, podía obtenerse un modelo dinámico aceptable. Sin embargo, los datos no disponibles son principalmente los de los primeros años y, los menos, algún año central; por esta razón, los países para los que no ha sido posible obtener un buen ajuste del modelo anterior, y carecían de datos para los primeros años, continúan teniendo *gaps* en la información<sup>3</sup>. Esto trata de subsanarse en la siguiente etapa.

En la segunda etapa, se ha procedido a estimar las cuotas de exportación para los países, años y productos en los que no existía la cifra de exportaciones. Para ello se han considerado únicamente los años para los que existía información completa sobre exportaciones en toda la muestra, se han calculado las cuotas, y se ha obtenido una relación aceptable entre ésta y el desarrollo económico, aproximado por el PIB *per cápita*<sup>4</sup>:

$$X_{jt}/X_t^{OCDE} = m + n \text{ PIBpc}_{jt}$$

Una vez completado este proceso, se dispone de todas las cifras de comercio que es posible utilizar.

El segundo comentario sobre la información disponible se refiere a las cifras de renta *per cápita*. El indicador deseable es el PIB *per cápita*, expresado en dólares de paridad de poder adquisitivo<sup>5</sup>, del que se disponen las cifras a partir de 1970 en las *National Accounts* de la OCDE. Para completar los datos desde 1960 a 1969 se han calculado los tipos de cambio de PPA

<sup>3</sup> En todos los productos es escasa la información de exportaciones desde Méjico, pues el primer año disponible es 1990; por tanto, se ha eliminado del análisis, ya que en ningún caso pueden estimarse las exportaciones o su cuota. Para todos los productos existen *gaps* en el caso de Japón (1960), Finlandia (1960-1963), Grecia (1996), Turquía (1996), Australia (1960-1961), Nueva Zelanda (1960-1963) y Holanda (1996); y en algunos productos y países existen *gaps* adicionales. En los cuatro primeros países han podido estimarse las exportaciones totales, pero no así para los tres restantes. La estimación ha requerido paliar el problema de autocorrelación, lo que se ha realizado mediante el método de Cochrane-Orcutt. Podría haberse utilizado algún método más actualizado para series temporales, como el de cointegración. Este método hubiera permitido una estimación más eficiente; no obstante, no se esperan cambios en cuanto a los valores de los estimadores, y adelantamos que el método de Cochrane-Orcutt es más similar en su planteamiento al que es posible utilizar para el panel completo.

<sup>4</sup> Se ha comprobado esta relación utilizando tanto el nivel de desarrollo absoluto como relativo; es decir, respectivamente, el PIB *per cápita* o éste mismo expresado como porcentaje del PIB *per cápita* de Estados Unidos; los mejores resultados se han obtenido para la primera variable. Se ha efectuado esta estimación para Australia, Nueva Zelanda y Holanda, pero sólo en los dos primeros se ha obtenido una relación significativa, por lo que Holanda se ha eliminado de la muestra. Por este procedimiento se ha estimado la cuota de exportación de 1961 y 1962 para Australia, y la de 1961, 1962, 1963 y 1996 para Nueva Zelanda. Se dispone así de un total de 22 países, información con la que se han vuelto a calcular las cuotas definitivas para el análisis.

<sup>5</sup> Estas mismas cifras son las que se han utilizado para la estimación de las exportaciones y de las cuotas, en los casos en los que existen *gaps*.

de cada país  $j$ , tal como indica la OCDE en sus notas metodológicas de la citada fuente; esto es, según la fórmula:

$$PPA_{jt} = PPA_j^{90} \cdot I_{jt}^{base90} / I_t^{US base90}$$

donde:

$PPA_{jt}$  = tipo de cambio de paridad de poder adquisitivo para el país  $j$  y año  $t$ , expresado en moneda nacional por cada \$ USA.

$PPA_j^{90}$  = tipo de cambio de paridad de poder adquisitivo para el país  $j$  y año 1990.

$I_{jt}^{base90}$  = deflactor del PIB en el país  $j$  y año  $t$ , con base en 1990.

$I_t^{US base90}$  = deflactor del PIB en Estados Unidos en el año  $t$ , con base en 1990.

Y, finalmente, las cifras disponibles del PIB desde 1960 a 1969, que figuran en dólares corrientes, se han expresado en dólares de PPA:

$$PIB_{jt}^{SPPA} = PIB_{jt}^{US\$} \cdot PPA_{jt} / TC_{jt}$$

con:

$PIB_{jt}^{SPPA}$  = PIB del país  $j$  y año  $t$ , expresado en dólares de PPA.

$PIB_{jt}^{US\$}$  = PIB del país  $j$  y año  $t$ , expresado en dólares corrientes.

$PPA_{jt}$  = tipo de cambio de paridad de poder adquisitivo para el país  $j$  y año  $t$ , expresado en moneda nacional por cada \$ USA.

$TC_{jt}$  = tipo de cambio corriente para el país  $j$  y año  $t$ , expresado en moneda nacional por cada \$ USA.

Con toda esta información se dispone de un panel longitudinal de datos de exportaciones totales, que está formado por 22 países y 36 años<sup>6</sup>. A diferencia del análisis realizado por Michaely, de corte transversal, será necesario utilizar la técnica adecuada a este tipo de información, que es la de datos de panel. La exis-

tencia de un periodo temporal amplio para cada país dispone los datos formando un panel longitudinal, por lo que se requiere una interpretación de los resultados en términos de evolución a lo largo del tiempo, y no tanto como comportamientos promedio de los individuos de la muestra.

Se ha estimado un primer modelo en el que se trata de contrastar el mismo de Michaely para una muestra diferente, un periodo temporal amplio, y para las exportaciones totales, que se concreta en la siguiente ecuación:

$$X_{jt} / X_t^{OCDE} = \alpha_j + \beta PIBpc_{jt}^{PPA} + \varepsilon_{jt} \quad [1]$$

La forma funcional adoptada ha sido la doble-logarítmica, porque permitiría interpretar los coeficientes en términos de elasticidades.

No obstante, se ha considerado que el tamaño de los países también influye en su potencial exportador, por lo que se ha planteado un segundo modelo en el que se ha introducido una *proxi* del tamaño. La literatura, cuyos resultados no son definitivos en cuanto a la existencia de una relación directa o inversa entre tamaño y comercio, utiliza con frecuencia la renta nacional o la población. Aquí se ha optado por la segunda, medida en miles de habitantes, puesto que la renta nacional plantea problemas de multicolinealidad con el PIB *per cápita* mucho mayores. El modelo 2 es por lo tanto el siguiente:

$$X_{jt} / X_t^{OCDE} = \alpha_j + \beta PIBpc_{jt}^{PPA} + \gamma POB + \varepsilon_{jt} \quad [2]$$

La forma funcional en el modelo segundo sigue siendo la doble-logarítmica, por la conocida ventaja ya mencionada. Sin embargo, aun a costa de esta ventaja y puesto que se trata de predecir los indicadores de desarrollo con la mayor precisión posible, se ha introducido en un tercer modelo una forma funcional que podría arrojar un mejor ajuste. Dado que la variable dependiente es una variable acotada entre 0 y 1, la transformación *logit* de la misma, que garantice siempre predicciones de la cuota entre tales valores, puede ser una alternativa. Además, y para hacer en cierto modo comparables los coeficientes, derivados de la magnitud de

<sup>6</sup> Se trata de : Alemania, Austria, Bélgica-Luxemburgo, Canadá, Dinamarca, España, Estados Unidos, Finlandia, Francia, Grecia, Irlanda, Islandia, Italia, Japón, Noruega, Portugal, Reino Unido, Suecia, Suiza, Turquía, Australia y Nueva Zelanda.

las variables, se han tomado logaritmos en las variables explicativas, y, por tanto, el denominado modelo 3 es el mismo modelo 2 ajustando una forma funcional logit-semilogarítmica.

Tras escoger el modelo promedio más adecuado, puede predecirse el valor del Índice de renta ( $Y_{jt}^x$ ) que se revela a través de la cuota de exportaciones. Como señala Michaely, es de interés obtener también el Índice Esperado de renta ( $Y_{jt}^{xe}$ ), pues pueden existir sesgos en los Índices de renta, que sean comunes a todos los países. En concreto, en su trabajo observa cómo los países más desarrollados tienen un índice esperado ( $Y_{jt}^{xe}$ ) inferior al real ( $Y_{jt}^x$ ), y sugiere la posibilidad de que este sesgo sea debido a que tales países comparten mercados con una mayoría de economías de menor renta, y, por tanto, en el promedio predomina la influencia de desarrollos inferiores. Dicho de otro modo, al estimar la relación entre cuota y desarrollo, hay un mayor peso de las observaciones relativas a niveles inferiores de renta *per cápita*, que se reflejará al predecir el Índice de Renta. La posibilidad de que esto ocurra en el panel de datos para las observaciones espacio-temporales de mayor PIB *per cápita*, y lo contrario suceda para las de menor PIB *per cápita*, es lo que se valora con la estimación de la ecuación siguiente

$$Y_{jt}^x = 1 + m \text{ PIBpc}_{jt}^{PPA} + \lambda_{jt} \quad [3]$$

En este trabajo se ha admitido la posibilidad de que el Índice de renta también pueda presentar un sesgo relativo al tamaño del país, puesto que previamente se ha admitido su influencia en la propia cuota de exportación. La relación planteada queda, por lo tanto, como sigue, en cuya estimación la forma funcional que se adopta es la doble-logarítmica.

$$Y_{jt}^x = 1 + m \text{ PIBpc}_{jt} + n \text{ POB} + \lambda_{jt} \quad [4]$$

De este análisis pueden obtenerse los límites al Índice de Renta que se consideran normales dentro de este contexto espacio-temporal. Así, y siguiendo a Michaely, podría considerarse normal que el Índice de renta se mantuviera entre unos valores dados por el Índice esperado superior ( $Y_{jt}^{xe}$  superior), o

Índice esperado estimado más la desviación típica de la regresión, y el Índice esperado inferior ( $Y_{jt}^{xe}$  inferior), o Índice esperado estimado menos la desviación típica de la regresión. En caso de presentar desviaciones superiores, cabría pensar en la existencia de causas distorsionantes de la tendencia examinada, ajenas a la relación entre desarrollo y cuota de exportaciones.

Una vez planteado el análisis general, en el siguiente epígrafe se exponen los resultados obtenidos, así como los aspectos técnicos de la estimación.

#### 4. Resultados

Los primeros resultados para las exportaciones totales se presentan en el Cuadro 1. El cuadro consta de dos partes. La primera, en la parte superior, refleja la estimación inicial en los tres modelos, y en todos los casos se observan problemas de correlación serial, a la vista del estadístico de Durbin-Watson, lógica en períodos largos de estudio<sup>7</sup>. Por tanto se ha tratado de paliar este problema efectuando la transformación habitual de las variables, suponiendo la existencia de procesos autorregresivos de orden 1, que no tienen por qué ser iguales para todos los países. En consecuencia, se han estimado sus diferentes coeficientes de autorregresión  $\rho_j$  de manera individual. Con los valores estimados  $\rho_j^*$ , se ha procedido a la transformación general de las variables del modelo que palia los efectos de la autocorrelación:

$$\begin{aligned} y_{jt}^T &= y_{jt} - \rho_j^* \cdot y_{jt-1} \\ x_{jt}^T &= x_{jt} - \rho_j^* \cdot x_{jt-1} \end{aligned}$$

La estimación del modelo:

$$y_{jit}^T = \alpha + \beta x_{jit}^T + v_{jit}$$

<sup>7</sup> Se ha estimado el estadístico de Durbin-Watson considerando únicamente los residuos para cada país a partir del segundo año del período, 1962, para evitar la mezcla de observaciones de distintos individuos al utilizar las diferencias entre los residuos.

**CUADRO 1**  
**ESTIMACION DEL MODELO DE MICHAELY, ORIGINAL Y AMPLIADO**

|                         | Modelo 1<br>doble-logarítmica     |               | Modelo 2<br>doble-logarítmica |               | Modelo 3<br>logit-semilogarítmica |               |
|-------------------------|-----------------------------------|---------------|-------------------------------|---------------|-----------------------------------|---------------|
|                         | Efectos fijos<br>coeficiente      | t-estadístico | Efectos fijos<br>coeficiente  | t-estadístico | Efectos fijos<br>coeficiente      | t-estadístico |
| PIB pc PPA .....        | 0,051224                          | 6,339060      | 0,057023                      | 4,153390      | 0,059263                          | 4,175890      |
| POB .....               |                                   |               | -0,064322                     | -0,522583     | -0,083614                         | -0,657182     |
| C.....                  |                                   |               |                               |               |                                   |               |
|                         | R <sup>2</sup> = 0,982418         |               | R <sup>2</sup> = 0,982424     |               | R <sup>2</sup> = 0,982452         |               |
|                         | R <sup>2</sup> * = 0,981915       |               | R <sup>2</sup> * = 0,981897   |               | R <sup>2</sup> * = 0,981927       |               |
|                         | SE = 0,188953                     |               | SE = 0,189042                 |               | SE = 0,195411                     |               |
|                         | F(21,769) = 1940,50               |               | F (21,768) = 648,69           |               | F (21,768) = 640,57               |               |
|                         | TH(1) = 5,6676                    |               | TH(2) = 41,505                |               | TH(2) = 43,089                    |               |
|                         | DW = 0,16268                      |               | DW = 0,16268                  |               | DW = 0,16082                      |               |
|                         | N.º observaciones 792             |               | N.º observaciones 792         |               | N.º observaciones 792             |               |
| Variables transformadas |                                   |               |                               |               |                                   |               |
|                         | Efectos aleatorios<br>coeficiente | t-estadístico | Efectos fijos<br>coeficiente  | t-estadístico | Efectos fijos<br>coeficiente      | t-estadístico |
| PIB pc PPA .....        | 0,063196                          | 5,193910      | 0,118232                      | 6,155040      | 0,120796                          | 6,112480      |
| POB .....               |                                   |               | -0,710637                     | -4,048840     | -0,716812                         | -3,968880     |
| C.....                  | 0,045550                          | 0,473925      |                               |               |                                   |               |
|                         | R <sup>2</sup> = 0,950750         |               | R <sup>2</sup> = 0,967025     |               | R <sup>2</sup> = 0,987842         |               |
|                         | R <sup>2</sup> * = 0,950690       |               | R <sup>2</sup> * = 0,966009   |               | R <sup>2</sup> * = 0,987467       |               |
|                         | SE = 0,098543                     |               | SE = 0,101277                 |               | SE = 0,104055                     |               |
|                         | F(21,747) = 680,04                |               | F (21,746) = 633,94           |               | F (21,746) = 1.046,90             |               |
|                         | TH(1) = 0,213                     |               | TH(2) = 35,737                |               | TH(2) = 36,197                    |               |
|                         |                                   |               | DW = 0,16268                  |               | DW = 0,16082                      |               |
|                         | N.º observaciones 770             |               | N.º observaciones 770         |               | N.º observaciones 770             |               |

NOTAS: R<sup>2</sup> es el coeficiente de determinación; R<sup>2</sup>\* es el coeficiente de determinación ajustado; SE es el error estándar de la regresión; F(.) es el valor del estadístico del contraste de homogeneidad de los efectos individuales; TH es el valor del estadístico del test de Hausman.

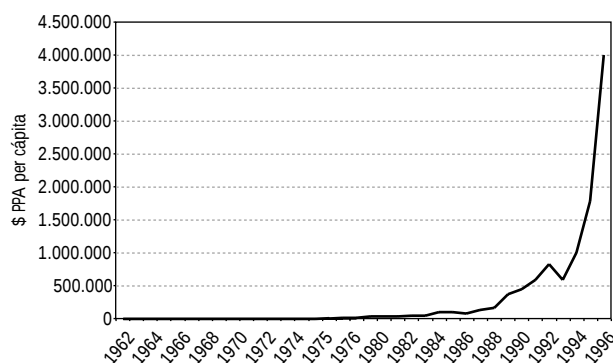
proporciona los mismos estimadores  $\beta$  que relacionan las variables originales  $x$  e  $y$ , y los resultados obtenidos se presentan en la segunda parte del Cuadro 1, donde se indica que las variables están transformadas<sup>8</sup>. A la vista de los estadísticos  $TH$  y  $F$ , se escogen efectos aleatorios en el modelo 1 y efectos fijos en los modelos 2 y 3. En todos los casos, el signo es positivo para la renta *per cápita* y, cuando se incluye esta

variable, negativo para el tamaño. Los coeficientes de determinación permiten aceptar las tres estimaciones, aunque en el tercer modelo se obtiene un ajuste mejor, y, por lo tanto, el análisis va a continuar a partir de la estimación logit-semilogarítmica. En este caso, podría interpretarse que los aumentos en la renta *per cápita* de los países se traducen en aproximadamente un 12 por 100 a aumentos en la cuota de exportación, considerando que existe una asíntota superior a la misma, dada la forma funcional adoptada y, por tanto, en el caso de alcanzar niveles superiores de desarrollo, se dominaría el mercado o, simplemente, la cuota sería máxima. Esto

<sup>8</sup> Los términos independientes de ambas estimaciones sí son diferentes, y para establecer la relación exacta entre las variables originales, debe calcularse el término independiente original como el transformado dividido para  $(1 - r_j^*)$ , y por lo tanto es diferente para cada país.

GRAFICO 1

**INDICE DE RENTA DE ESPAÑA  
(Y\*)**

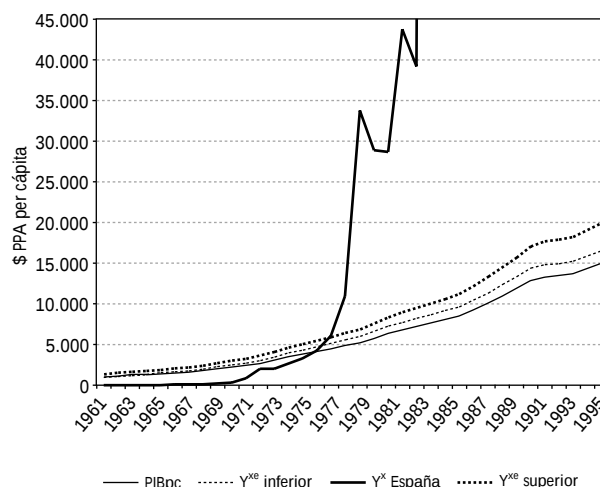


debe matizarse, puesto que el tamaño de las economías supone un freno a la ganancia de cuota, dada su relación inversa, con un coeficiente de casi 0,72. El ajuste obtenido es muy bueno, del 98,8 por 100, sin olvidar la importancia de los efectos individuales de los países<sup>9</sup>.

A partir del modelo elegido, se han obtenido los Índices de renta para cada país<sup>10</sup>. En el Anexo se recogen los correspondientes a España, y en los Gráficos 1 y 2 puede apreciarse mejor su trayectoria en el período analizado. El Gráfico 1 muestra la evolución global en todo el período; el Gráfico 2 permite detallar la evolución del índice hasta 1993, a modo de *zoom* sobre el Gráfico 1. El indicador de desarrollo que se revela en la cuota de exportación española muestra una trayectoria muy consistente con la evolución conocida de las exportaciones españolas, y siempre debe interpretarse dentro de la muestra de países y el período de tiempo analizados. El avance en los mercados exte-

GRAFICO 2

**PIBpc, ÍNDICE DE RENTA Y BANDA  
DE FLUCTUACION DEL ÍNDICE DE RENTA**



NOTA: El Índice de Renta de España (Y\* España) es una reproducción a mayor escala de la representada en el Gráfico 1, en la que se detalla su evolución hasta 1983.

riores es casi inapreciable hasta 1970. En ese momento comienza un avance tímido, que se frena con la crisis de 1973, aunque no cae sino que aumenta, probablemente debido a que disminuye el nivel de desarrollo promedio en los mercados, dado que los países de la OCDE atraviesan una crisis de oferta que repercute en sus exportaciones. El avance del índice español continúa moderadamente hasta 1976, y desde 1977 el ritmo ya es decidido, aunque con algunos altibajos en los años posteriores. Destaca la caída en el Índice de renta del año 1979, que toca fondo en 1981, tanto por la repercusión en España de la segunda crisis como por la menor debilidad de los mercados internacionales; tras la recuperación del índice hasta 1982, éste vuelve a caer, con nuevo fondo al año siguiente, 1983, probablemente debido al dinamismo de los países del entorno considerado. Un nuevo e importante retroceso tiene lugar tras la incorporación española en las Comunidades Europeas en 1985, debido al retroceso posterior que sufren las exportaciones nacionales. A partir de entonces el avance es claro, con un impulso apreciable

<sup>9</sup> Es conveniente señalar que se ha escogido el modelo de efectos fijos, destacando la importancia de efectos individuales sistemáticos, pero el modelo de efectos aleatorios arroja resultados similares, aunque con coeficientes algo inferiores, y un ajuste del 98,6 por 100, por lo que el buen ajuste no recae simplemente en la introducción de *dummies* o efectos fijos.

<sup>10</sup> La predicción de los índices de renta debe considerar los propios procesos autorregresivos individuales, que analíticamente afectan a los términos independientes de la estimación.

**CUADRO 2**  
**ESTIMACION DEL INDICE DE RENTA**

| $Y_{ijt} = 1 + m$ $PIB_{pcijt} + n$ $POB + l_{ijt}$ |             |               |
|-----------------------------------------------------|-------------|---------------|
| Doble logarítmica efectos fijos                     |             |               |
|                                                     | Coeficiente | t-estadístico |
| PIBpc.....                                          | 0,490603    | 4,175890      |
| POB .....                                           | 5,241880    | 4,976760      |
| R <sup>2</sup> = 0,317246                           |             |               |
| R <sup>2*</sup> = 0,296799                          |             |               |
| SE = 1,617690                                       |             |               |
| F(21,768) = 3,40                                    |             |               |
| TH(2) = 30,257                                      |             |               |
| DW = 0,16082                                        |             |               |
| N.º observaciones: 792                              |             |               |
| Doble logarítmica efectos aleatorios                |             |               |
|                                                     | Coeficiente | t-estadístico |
| <i>Variables transformadas:</i>                     |             |               |
| PIBpc.....                                          | 0,981573    | 17,300400     |
| POB .....                                           | 0,047765    | 0,949619      |
| C .....                                             | -0,087550   | -0,879650     |
| R <sup>2</sup> = 0,73249                            |             |               |
| R <sup>2*</sup> = 0,73179                           |             |               |
| SE = 0,864962                                       |             |               |
| F(21,746) = 0,48                                    |             |               |
| TH(2) = 0,067                                       |             |               |
| DW = 0,16082                                        |             |               |
| N.º observaciones: 770                              |             |               |

NOTA: R<sup>2</sup> es el coeficiente de determinación; R<sup>2\*</sup> es el coeficiente de determinación ajustado; SE es el error estándar de la regresión; F(<sub>i</sub>) es el valor del estadístico del contraste de homogeneidad de los efectos individuales; TH es el valor del estadístico del test de Haussman.

en 1989 que se frena hasta 1992, año en el que tiene lugar una espectacular caída. Esta última evolución podría atribuirse al efecto de la política de tipo de cambio sobre las exportaciones españolas, que se ven frenadas en los mercados ante la fortaleza de la peseta. Las devaluaciones de 1993 parecen eliminar este lastre, y desde este año es espectacular el avance del Índice de Renta español, lo que refleja que las exportaciones españolas se abren camino en unos mercados dominados por países más avanzados y, en este sentido, España tiende a parecerse a los mismos.

En síntesis, España tiende a parecerse progresivamente a los países más avanzados en cuanto a su competitividad en los mercados mundiales, a un ritmo que se acelera y superando ampliamente las expectativas, a pesar de tener que superar problemas en años puntuales, entre los que destacan la crisis de 1979, la entrada en las Comunidades Europeas, y la fortaleza de la peseta anterior a 1993. En otros momentos la evolución del Índice parece estar dominada más por el comportamiento de los países de la OCDE que por el propio, como puede ser el crecimiento del Índice español tras primer impacto de la crisis en 1973, o su descenso en 1982.

Si esta evolución se compara con el nivel de renta *per cápita* que realmente tiene España, puede subrayarse otra característica clave, que claramente se aprecia en el Gráfico 2, como es el paso de un comportamiento propio de un país con un menor desarrollo, al de un país con mayor desarrollo del que realmente posee España. Este cambio tiene lugar en el año 1976, con una renta *per cápita* de 4.124 dólares anuales por habitante, que podría considerarse la renta umbral para España.

No obstante, y como señala Michaely, puede existir un sesgo técnico al realizar esta comparación, pues los países más avanzados comparten mercado con una mayoría de países de menor desarrollo, por lo que sus índices tienden a estar sesgados a la baja, y lo contrario sucedería con los países de menor desarrollo. La existencia de este sesgo se ha contrastado con el modelo indicado en la ecuación [4], cuyos resultados se presentan en el Cuadro 2. Tanto el nivel de desarrollo como el tamaño influyen significativamente en este sesgo, y lo hacen a un ritmo de aproximadamente la mitad en el primer caso, y de más de cinco veces en el segundo. No obstante, y a la vista del estadístico de Durbin-Watson, existen problemas de correlación serial, que se van a tratar de paliar con la transformación expuesta anteriormente. La nueva estimación se presenta en la segunda parte del Cuadro 2, donde se indica que se trabaja con variables transformadas. El ajuste en este caso es bueno, algo mayor del 73,1 por 100. Tras paliar la autocorrelación, se comprueba que sólo el nivel de desarrollo es significativo, con

un coeficiente algo menor que la unidad, de 0,981573. Así, conforme un país avanza en su nivel de desarrollo, en promedio, su índice de renta también avanza pero a un ritmo algo menor<sup>11</sup>. Este resultado, común para el conjunto de países, se concreta en un índice esperado de renta para el caso español que siempre estará entre los límites inferior y superior calculados, que figuran en el Anexo y se representan en el Gráfico 2<sup>12</sup>. Según Michaely, el umbral de renta debería determinarse comparando el índice de renta con el índice esperado de renta, según esta última estimación, y no con la renta *per cápita* observada. En lo que se refiere al índice esperado de renta, es superior durante todo el periodo a la renta *per cápita* española. Esto podría deberse a que en la muestra escogida España es uno de los países con menor desarrollo, y la mayoría de los países con los que comparte mercados están elevando el desarrollo promedio de los mismos. Así, el índice de renta considerado «normal», eleva el umbral de renta. No obstante, el sesgo técnico es reducido, pues el índice esperado de renta no difiere excesivamente del nivel observado de la misma, y, por otra parte, la banda dentro de la cual puede oscilar es relativamente estrecha<sup>13</sup>. Como muestra el Gráfico 2, y se recoge en el

Anexo, hasta 1976 el índice de renta revelado en la cuota española de exportaciones es extraordinariamente bajo, puesto que está por debajo del límite inferior, aunque crece progresivamente, como se ha comentado con anterioridad. Y, a partir de 1977, el índice de renta es más alto de lo considerado normal en la muestra, y en progresivo aumento. Podría establecerse un umbral de renta para España dentro del intervalo (4.758,1953-5.966,9185), correspondientes, respectivamente, al límite inferior de 1976 y al límite superior de 1977.

En definitiva, el análisis efectuado permite calificar de muy positiva la evolución del comportamiento exportador de España desde 1960 hasta la actualidad. Inicialmente, y hasta mediados de los años setenta, su competitividad en los mercados internacionales es la propia de un país con menor nivel de desarrollo; sin embargo, a partir de entonces se comporta claramente como un país con un desarrollo superior al que efectivamente tiene, y también al que se espera de un país de sus características. Esta evolución positiva supone un auténtico despegue en los últimos cuatro años del periodo.

Para finalizar, pueden señalarse algunas ventajas de este análisis, así como algunas limitaciones. Como principal ventaja, el índice de renta sintetiza el comportamiento como país más o menos desarrollado de una economía, tomando como referencia el nivel de renta de los exportadores que dominan los mercados mundiales. Es, por tanto, un indicador relativo, que pone en relación el desarrollo y la competitividad en los mercados. Como limitaciones, aparte del necesario perfeccionamiento de esta idea intuitiva y del mismo concepto de tendencia como relación causal aproximada, podrían citarse los problemas de correlación serial y su tratamiento con datos de panel; para superar esta limitación es necesario que las técnicas econométricas más

<sup>11</sup> Cada país presenta un efecto individual que depende de su propio proceso autorregresivo, y en el caso de España es de  $-0,1315439$ , y su coeficiente de autocorrelación es de  $0,334443$ .

<sup>12</sup> El cálculo de tales límites ha requerido obtener los valores estimados del índice de renta en la ecuación [4], o índices esperados de renta, y se considera un sesgo normal el comprendido entre dichos valores estimados más-menos su desviación típica. La desviación típica no se obtiene directamente de la estimación del Cuadro 2, ya que en él se presentan los resultados correspondientes a la regresión con las variables transformadas; puesto que el valor de la desviación típica difiere para cada observación espacio-temporal, ha sido necesario su cálculo según la definición habitual:

$$\text{Var}(Y^{xe}) = \sigma^2 * X * (X' * X)^{-1} * X' = \sigma^2 * V$$

Donde  $Y^{xe}$  es el Índice Esperado de Renta, o valor estimado del Índice de Renta en función del PIB *per cápita*,  $\sigma^2$  es la varianza de los residuos de la estimación de la ecuación [4] con las variables sin transformar, y  $V$  es una matriz cuadrada de orden 792, obtenida a partir de la matriz de observaciones  $X$ .

<sup>13</sup> En el Gráfico 2 sólo se ha reflejado la banda de fluctuación para el Índice de Renta. Obviamente, el valor Índice esperado siempre estará dentro de la misma, y siempre es superior a la renta *per cápita* observada. Debe

señalarse que el Índice de Renta español crece a un ritmo algo superior que el de la propia renta *per cápita*; probablemente se deba al mismo sesgo técnico comentado, que actúa sobre niveles más elevados de desarrollo conforme se avanza en el tiempo. Además, la banda que limita la evolución razonable del Índice de Renta, es ligeramente más amplia al final del periodo. Esto, probablemente, se debe a que la autocorrelación sólo se palía, no se corrige en su totalidad. No obstante, las conclusiones en cuanto a la evolución del índice no varían.

avanzadas en este punto, como la de cointegración, se incorporen al análisis de paneles de datos.

### Referencias bibliográficas

[1] MICHAELY, M. (1958): «Concentration of Exports and Imports: An International Comparison», *The Economic Journal*, páginas 722-736.

[2] MICHAELY, M. (1981): «Income Levels and the Structure of Trade», en GRASSMAN, S. y LUNDBERG, R.: *The World Economic*

*Order: Past and Prospects*. Nueva York, St. Martin's Press, páginas 121-149.

[3] MICHAELY, M. (1984): *Trade, Income Levels, and Dependence. Studies in International Economics*, vol. 8. Eds. BHAGWATI, J.N. y CHIPMAN, J.S., North-Holland.

[4] OCDE (1991): *National Accounts. Main Aggregates, 1960-1989*. París.

[5] OCDE (1998): *National Accounts. Main aggregates*. París.

[6] OCDE (1998): *International Trade Statistics Rev.2, 1960-1996*.

[7] ONU: *Yearbook of International Trade Statistics*. Varios años.

## ANEXO A

### Índice de Renta de España

El Índice de Renta ( $Y^x$  España) es el valor de  $PIBpc^{PPA}$  que verifica la ecuación estimada:

$$\ln c / (1 - c) = 2,306329 + 0,120796 \cdot \ln PIBpc^{PPA} - 0,716812 \cdot \ln POB$$

donde  $c$  es la cuota de exportaciones en tanto por uno.

$$Y^{xe}_{superior} = Y^{xe}_{t,j} + \sigma_{t,j}$$

$$Y^{xe}_{inferior} = Y^{xe}_{t,j} - \sigma_{t,j}$$

$Y^{xe}_{superior}$  e  $Y^{xe}_{inferior}$  son los límites de la banda de fluctuación dentro de la cual el Índice de Renta puede considerarse propio de un comportamiento promedio en el contexto de los países de la muestra. En este caso el país  $j$  es España.

CUADRO A1

#### INDICES DE RENTA DE ESPAÑA Y LIMITES DE LA NORMALIDAD DE LOS MISMOS

|           | PIBpc       | $Y^{xe}_{inferior}$ | $Y^x$ España   | $Y^{xe}_{superior}$ |
|-----------|-------------|---------------------|----------------|---------------------|
| 1961..... | 986,0640    | 1.091,3290          | 13,7968        | 1.426,2325          |
| 1962..... | 1.089,4550  | 1.210,6194          | 16,8484        | 1.564,9153          |
| 1963..... | 1.209,8940  | 1.350,0343          | 8,3419         | 1.725,4888          |
| 1964..... | 1.280,1440  | 1.431,7969          | 27,0875        | 1.819,2972          |
| 1965..... | 1.385,0210  | 1.553,9600          | 14,9363        | 1.958,5159          |
| 1966..... | 1.518,8400  | 1.710,1028          | 60,3560        | 2.135,2712          |
| 1967..... | 1.607,2221  | 1.813,7242          | 96,2406        | 2.252,3242          |
| 1968..... | 1.775,8680  | 2.011,1558          | 124,3022       | 2.473,5374          |
| 1969..... | 2.024,1110  | 2.301,8687          | 177,7075       | 2.796,6746          |
| 1970..... | 2.203,0000  | 2.511,8286          | 360,4348       | 3.029,1345          |
| 1971..... | 2.413,0000  | 2.758,3635          | 882,1890       | 3.301,1714          |
| 1972..... | 2.706,0000  | 3.102,0569          | 1.982,7307     | 3.679,1633          |
| 1973..... | 3.073,0000  | 3.531,9832          | 1.998,0709     | 4.151,3315          |
| 1974..... | 3.489,0000  | 4.018,2017          | 2.683,1770     | 4.686,1733          |
| 1975..... | 3.792,0000  | 4.371,7944          | 3.299,7424     | 5.077,2065          |
| 1976..... | 4.124,0000  | 4.758,1953          | 4.274,3315     | 5.506,6797          |
| 1977..... | 4.479,0000  | 5.169,8506          | 6.023,8892     | 5.966,9185          |
| 1978..... | 4.835,0000  | 5.580,9981          | 10.926,2402    | 6.429,6836          |
| 1979..... | 5.220,0000  | 6.023,2398          | 33.791,4219    | 6.930,4854          |
| 1980..... | 5.781,0000  | 6.663,6035          | 28.852,4141    | 7.662,3477          |
| 1981..... | 6.331,0000  | 7.286,3345          | 28.625,8359    | 8.381,1152          |
| 1982..... | 6.783,0000  | 7.795,0083          | 43.728,4336    | 8.974,5332          |
| 1983..... | 7.207,0000  | 8.269,6270          | 39.164,2461    | 9.533,0537          |
| 1984..... | 7.621,0000  | 8.730,7109          | 93.590,3828    | 10.079,9707         |
| 1985..... | 8.061,0000  | 9.218,2773          | 100.796,5781   | 10.662,6963         |
| 1986..... | 8.493,0000  | 9.694,6074          | 79.562,1797    | 11.236,2715         |
| 1987..... | 9.231,0000  | 10.502,7031         | 133.264,5781   | 12.217,8359         |
| 1988..... | 10.063,0000 | 11.406,6670         | 165.945,6875   | 13.329,2090         |
| 1989..... | 10.979,0000 | 12.393,9883         | 368.166,5938   | 14.558,2158         |
| 1990..... | 11.856,0000 | 13.332,2481         | 444.883,8438   | 15.739,8486         |
| 1991..... | 12.872,0000 | 14.411,5283         | 586.820,6250   | 17.114,6035         |
| 1992..... | 13.287,0000 | 14.850,8877         | 822.118,9375   | 17.679,5820         |
| 1993..... | 13.440,0000 | 15.013,1397         | 588.691,1250   | 17.889,4844         |
| 1994..... | 13.743,0000 | 15.332,9033         | 995.554,5625   | 18.302,9141         |
| 1995..... | 14.318,0000 | 15.937,3272         | 1.783.390,2500 | 19.087,0020         |
| 1996..... | 14.954,0000 | 16.603,3945         | 4.005.050,7500 | 19.956,0195         |