

# PROTECCIONISMO Y EXPORTACIONES EN LA RESTAURACIÓN\*

EVA PARDOS  
JOSÉ M. SERRANO SANZ  
Universidad de Zaragoza

El presente trabajo plantea la aplicación de un modelo de incidencia fiscal de la protección a la economía española entre 1870 y 1913, con el que se trata de medir las variaciones de precios relativos entre diversos sectores de una economía, provocadas por la protección. La hipótesis de partida es que un arancel perjudica a los sectores no protegidos y esto, en una perspectiva agregada, significa los productores de bienes no comercializables y los exportadores. La entidad del perjuicio para cada sector dependerá de la conjunción del propio arancel y las relaciones de sustitución entre todos los sectores. La estimación sucesiva de dos modelos por el método ADL confirma la hipótesis y establece que la principal incidencia negativa de la protección la sufrieron los exportadores.

*Palabras clave:* arancel, incidencia fiscal, exportaciones, economía española.

**E**n sus *Cartas al ministro García Alix*, Antonio Flores de Lemus explicaba con claridad y gracejo “cuando se pide *protección igual para todos* (...) se pide la luna, la protección de los unos ha de ser siempre, necesariamente, a costa de los otros”<sup>1</sup>. En efecto, los cambios de precios relativos inducidos por el arancel —objetivo último de las tarifas—, sólo pueden resultar efectivos para sus teóricos beneficiarios si introducen diferencias entre unos sectores y otros. En la argumentación desarrollada por Flores de éste y otros textos hay una perspectiva, implícita pero evidente, de equilibrio general, que no ha sido explorada por los estudiosos del comercio exterior y la política arancelaria española, a pesar de su notorio interés.

El marco teórico en el que se puede plantear la cuestión viene dado por los modelos de incidencia fiscal, desarrollados a partir de comienzos de los ochenta en la literatura internacional y cuyas aplicaciones han tenido como objeto casi exclusivo períodos muy recientes de países poco desarrollados<sup>2</sup>. Con estos modelos se trata de medir las variaciones de precios relativos entre diversos sectores de una economía, provocadas por la protección. Los cambios últimos no son un mero reflejo de las tarifas, sino que vendrán mediatizados por las relaciones de sustitución presentes en cada

(\*) Agradecemos las sugerencias de dos evaluadores anónimos, que han permitido mejorar la versión original de este trabajo.

(1) A. Flores de Lemus (1906), pág. 419.

(2) Con trabajos como los de Sjaastad (1980), Clements y Sjaastad (1984), o Greenaway y Milner (varios años) entre otros.

caso. De ahí la complejidad de la cuestión y la necesidad de establecer algunos supuestos explícitos para aislar los efectos de la protección. Conocido el cambio en precios relativos, se pueden deducir los incentivos que los agentes económicos tuvieron para dedicar recursos a una u otra actividad. En la medida en que tales recursos fueran susceptibles de ser empleados en distintos sectores, se podrá inferir también la responsabilidad del arancel en la especialización productiva de la economía española de la época.

La hipótesis de partida es que un arancel perjudica a los sectores no protegidos, y esto en una perspectiva agregada, significa los productores de bienes no comercializables y los exportadores. La entidad del perjuicio para cada sector dependerá de la conjunción entre el propio arancel y las relaciones de sustitución antes mencionadas, y puede ser muy variable: elevada, cuando los precios de los sectores no protegidos queden rezagados respecto a los amparados por el arancel, o inocua, si los precios de unos y otros no divergen.

El trabajo tiene cuatro apartados. En el primero se alude al sustrato teórico del modelo. En el segundo se plantean los términos de la aplicación a la economía española en el período 1870-1913. Después se ofrecen los resultados de las diversas estimaciones. Finalmente se interpretan tales resultados en términos de la economía y la política arancelaria de la Restauración.

## 1. EL MODELO TEÓRICO DE INCIDENCIA FISCAL DE LA PROTECCIÓN

El análisis de la incidencia distributiva de la imposición aporta una visión de la secuencia de reacciones que sigue al cambio en precios relativos provocado por la introducción de un arancel. El modelo aplicado al impuesto de aduanas considera la existencia de tres sectores en la economía: productores de bienes competidores de importaciones, productores de bienes y servicios no sujetos a la competencia exterior y productores de exportaciones. De esta forma se dispone de tres precios iniciales: precio de los bienes que compiten con importaciones ( $P_M$ ), precio de los bienes no comercializables internacionalmente ( $P_H$ ) y precio de bienes exportables ( $P_X$ ), así como de los correspondientes precios relativos, mediante los cuales pueden establecerse conclusiones sobre la evolución de las rentas de los tres sectores mencionados.

Los supuestos iniciales del modelo teórico son muy restrictivos, aunque después pueden relajarse parcialmente, como se verá en la aplicación a la economía española<sup>3</sup>. Se parte de una economía pequeña y abierta, con dotaciones dadas de los factores, que produce y consume los tres tipos de bienes considerados. Los precios relativos iniciales se suponen de libre comercio y se definen iguales a la unidad y flexibles; las intervenciones de política comercial son aranceles y subsidios a la exportación uniformes; los tipos de cambio son fijos, y hay equilibrio en la balanza comercial. La intensidad en el uso del factor capital con relación a la mano de obra es mayor en el sector de importables que en el de no comerciados, y a su vez que en el de exportación. De este supuesto deriva la nula posibilidad de sustitución en la producción entre ambos sectores comerciados, debido a las grandes diferencias en intensidades factoriales entre ellos. Debe aclararse que este supuesto específico sobre contenido factorial y relaciones de sustitución entre sectores (el más frecuente en la literatura) se adecúa a la reali-

(3) Véase el esquema en Greenaway (1988) o en Greenaway y Milner (1993).

dad típica de países en desarrollo, pues es congruente con un patrón comercial de países atrasados, en el cual diverge el contenido factorial de las importaciones y las exportaciones, pues se supone que los productos exportados basan su ventaja en la explotación de factores específicos, agrícolas o minerales<sup>4</sup>.

De acuerdo con los supuestos anteriores, las relaciones iniciales de precios se ven afectadas por la imposición de un arancel  $t$  sobre los productos importables, que aumenta los precios relativos observados dentro del país,  $P_M/P_X$  y  $P_M/P_H$ , desde uno hasta  $1+t$ . Se provoca así un exceso de demanda de bienes no comerciados, que tenderá a eliminarse si va seguido de un aumento proporcional en los precios de tales bienes. La nueva relación de equilibrio en el mercado de no comerciados se resume, en términos de los incrementos observados en los precios relativos, en la expresión<sup>5</sup>

$$\hat{P}_H = w\hat{P}_M + (1-w)\hat{P}_X \quad [1]$$

donde

$$w = \frac{h_M^D - h_M^S}{h_H^S - h_H^D}$$

El acento circunflejo representa un incremento,  $h_i^D$ ,  $h_i^S$  son, respectivamente, las elasticidades-precio compensadas de demanda y de oferta para los bienes no comerciados –respecto a los precios de bienes susceptibles de exportación, los de bienes que compiten con importaciones y los propios precios de no comerciados– y cumplen el requisito de homogeneidad.

Se denomina  $w$  al *parámetro de incidencia fiscal de la protección*. Los valores extremos que puede adoptar son cero y uno. En el primer caso, el sector que compite con las importaciones ha conseguido elevar su precio relativo al resto por toda la cuantía nominal del arancel. Cuando  $w$  es igual a la unidad, el incremento experimentado en el precio de los no comerciados será igual al arancel nominal  $t$ . Como los precios de los exportables vienen impuestos desde el exterior, si  $w$  es igual a uno el sector exportador ve reducirse sus precios en la cuantía del arancel, no sólo relativamente a los productos protegidos, sino también respecto a los no comerciados<sup>6</sup>. En la mayor

(4) Pero ni siquiera los países atrasados muestran situaciones homogéneas, lo que exige un esfuerzo previo en las aplicaciones para identificar las intensidades factoriales del comercio exterior del país considerado y tomar la variante del modelo que más se le aproxime. Véanse distintas propuestas en Sjaastad (1980), y Greenaway y Milner (1987) frente a Milner (1989) y Milner *et al.* (1995), o Greenaway y Milner (1988).

(5) Que proviene de la condición de equilibrio como igualdad entre la variación en la oferta y en la demanda de no comerciados provocadas por la intervención protectora:

$$\hat{S}_H = \hat{D}_H \quad \text{siendo} \quad \hat{S}_H = h_X^S \hat{P}_X + h_M^S \hat{P}_M + h_H^S \hat{P}_H \quad \text{y} \quad \hat{D}_H = h_X^D \hat{P}_X + h_M^D \hat{P}_M + h_H^D \hat{P}_H$$

Se llega, reagrupando, a  $\hat{P}_H = w\hat{P}_M + (1-w)\hat{P}_X$ . Greenaway y Milner (1993). El supuesto implícito de simetría en las elasticidades de sustitución de oferta y de demanda entre los sectores se utiliza para facilitar la exposición, como recogen Greenaway y Milner (1988).

(6) El modelo admite la existencia de subvenciones a la exportación que supondrían una compensación al menos parcial al impuesto soportado por los exportadores, sin cambiar en lo esencial las conclusiones sobre los efectos de la protección. Sin embargo, tanto por claridad expositiva como por aproximación a la realidad que se estudia posteriormente, en la que apenas existieron, tales subsidios se consideran nulos, y por tanto los precios de productos exportables se mantienen constantes.

parte de las estimaciones realizadas el parámetro se sitúa en posiciones intermedias entre cero y uno. Ello implica siempre que un impuesto implícito recae sobre el sector de exportables, puesto que el arancel eleva tanto el precio relativo de los importables como el de los no comerciados respecto a los bienes exportables; mientras otra parte de la carga del arancel recae en quienes producen bienes no comerciados, cuyos precios se ven reducidos en relación a los de importables. La medida en que se produce el traslado de la incidencia del arancel viene dada por la relación equivalente a [1]<sup>7</sup>

$$\hat{P}_H - \hat{P}_X = w(\hat{P}_M - \hat{P}_X) \quad [2]$$

En resumen, la protección a las producciones nacionales que compiten con importaciones, necesariamente reporta perjuicios a otros sectores. La proporción en que la carga o impuesto implícito recae sobre uno u otro sector (exportables y no comerciados) depende siempre de las relaciones de sustitución en el consumo y la producción entre los tres sectores, sintetizadas en el parámetro de incidencia. De este modo, se utiliza  $w$  para representar el grado en que la carga de la protección se ha trasladado a los exportadores, en forma de disminución de precios relativos: cuanto más próximo esté a la unidad, más proporción del impuesto implícito habrá recaído sobre el sector de exportables, y menos sobre los no comerciados, pues en éstos últimos se habrán producido aumentos de precios que compensarán en parte el coste del arancel para sus productores. A los efectos de incidencia en sentido hacendístico, se unen consecuencias en la reasignación de recursos productivos de la economía, tras los cambios en la estructura de precios relativos. Una implicación interesante es que en las situaciones más frecuentes recién descritas, cuando  $w$  está entre cero y uno, la elevación de precios relativos de importables no se ha conseguido por toda la cuantía del arancel<sup>8</sup>.

De lo expuesto se deduce que la estructura de relaciones de sustitución implícita en el parámetro de incidencia es crucial a la hora de derivar los efectos del arancel, aunque su cálculo resulta extraordinariamente complejo. La sencilla relación de equilibrio establecida [2] proporciona un método indirecto para estimar su valor a partir de los cambios en precios relativos, sin necesidad de datos sobre elasticidades. Es decir, puede estimarse  $w$  a partir de regresiones con series temporales de los precios,  $P_H$ ,  $P_M$  y  $P_X$ , lo cual supone una indudable ventaja frente a los métodos directos, pues reduce notablemente los requerimientos informativos. Al enfrentarse a períodos históricos con significativas carencias estadísticas, la trascendencia de dicha ventaja se acrecienta.

La idoneidad de estos modelos para trabajos empíricos aumenta cuando se afina el análisis relajando alguno de los rígidos supuestos iniciales, con la incorporación de nuevas variables, que lo acercan a la realidad y mejoran las especificaciones. La literatura aplicada ha procurado, en particular, tomar en consideración la presencia de efectos renta, de desequilibrios en la balanza comercial, de movimientos en el tipo de

(7) Que transformando las variables en logaritmos se convertirá en la ecuación [6] para la aplicación.

(8) Por ello Sjaastad y Clements denominan *verdadero arancel* al aumento del precio relativo de los importables respecto a los no comerciados permitido por la estructura protectora, y *verdadero subsidio a la exportación* al aumento en el precio de los exportables respecto a los no comerciados. En los casos más comunes, la tasa de *verdadera protección* resultará inferior a la nominal, y el *verdadero subsidio a la exportación*, nulo o negativo.

cambio o de alteraciones de los precios internacionales. Todos estos factores pueden modificar los precios relativos, sin relación alguna con el arancel, de modo que resulta obligado aislar unos de otros, particularmente en estudios que abarcan períodos largos o etapas de cambio. Otra vía para desarrollar las posibilidades del modelo es aplicarlo a precios más desagregados, con objeto de comprobar si la carga se distribuye de forma diferente entre unos y otros exportadores<sup>9</sup>.

Los primeros pasos que deben transitarse para plasmar el modelo de incidencia de la protección en especificaciones econométricas son la identificación del período temporal y los sectores, así como la construcción de los índices de precios. De estos aspectos se ocupa el siguiente apartado.

## 2. PLANTEAMIENTO Y FUENTES DE DATOS

El período temporal elegido se inicia con el arancel de 1869 y concluye en el momento previo a la Gran guerra, debido a la inestabilidad posterior de los precios, de manera que no se trata de la Restauración en un sentido estricto, aunque ese régimen ocupara la mayor parte del período. En consonancia con el marco teórico y sus comprobaciones empíricas, se parte de la estimación en series temporales de la expresión [2] del modelo, que define el equilibrio en los mercados de bienes comerciados y no comerciados. El siguiente paso consiste en elegir las series de precios adecuadas para representar los índices de los tres sectores aludidos. En estudios recientes se utiliza un número pequeño de productos o sectores, seleccionados a partir de índices de precios muy desagregados<sup>10</sup>, pero, dadas las carencias estadísticas de la época, se han adaptado los índices generales para cada sector<sup>11</sup>.

Los índices  $P_M$  deben describir precios internos de bienes competidores de importaciones. Aquí se ha tomado como tal el deflactor implícito del PIB a coste de factores de Prados de la Escosura (1995) correspondiente a productos primarios e industriales, ponderados por su importancia relativa. Como precios internos de no comerciados ( $P_H$ ), suelen tomarse índices de precios de servicios. En este caso se han utilizado los componentes del deflactor implícito del PIB a coste de factores calculados por Prados de la Escosura (1995) correspondientes a construcción y servicios, elaborando un índice asimismo ponderado.

Los índices  $P_X$  deben reflejar precios internos de exportables. Los deflatores del PIB no ofrecen una desagregación apropiada y por ello se ha recurrido simultánea-

(9) Aplicaciones de este tipo se encuentran entre otros en García (1981), Greenaway y Milner (1987) o Milner (1990).

(10) En las aplicaciones se trabaja sólo con una parte de las actividades productivas de la economía, pero es difícil decidir qué productos pertenecen a cada uno de los sectores. La distinción teórica entre comerciables y no comerciables que se establece por la naturaleza de los equilibrios de mercado [Corden (1971), Clements y Sjaastad (1984)], no resulta práctica a la hora de realizar estudios empíricos. Greenaway y Milner (1987) admiten que la clasificación deberá establecerse a partir de juicios subjetivos, aunque basados en informaciones sobre la estructura de la economía.

(11) La aplicación correcta del modelo exige trabajar con precios internos, tanto de comerciados como de no comerciados, aunque a menudo la elección se complica. Son pocos los autores que disponen de índices de precios al por mayor y lo más frecuente es recurrir a índices de precios al consumo, sobre todo para el sector no comercializado. Las series de valor unitario de exportación pueden ser una *proxy* razonable de los precios de exportación de productos primarios específicos y homogéneos, pero no de manufacturas, muy sensibles a cambios en la composición y calidad de los productos.

mente a las dos vías empleadas en la literatura. Una primera opción es utilizar índices de precios de las exportaciones, valores unitarios de exportación en el caso de España, cuyos posibles sesgos se minimizan al tratarse fundamentalmente de exportaciones de productos primarios y homogéneos<sup>12</sup>. A este índice se le puede objetar, en relación con el modelo, que recoge solamente exportaciones reales, y no exactamente exportables<sup>13</sup>. Para procurar un índice de este cariz, es decir, de exportaciones “potenciales”, se ha recurrido a los de precios al por mayor de Gran Bretaña, compuestos por productos primarios y semi-manufacturas, habitualmente considerados representativos de los precios internacionales de libre comercio dado el habitual librecambismo británico. Hay tres posibles fuentes para estos índices en los años considerados, las de Rousseaux, Sauerbeck y el *Board of Trade of the United Kingdom*<sup>14</sup>. Aunque los tres tienen una composición parecida, y una evolución similar, se ha optado por incluirlos todos. Para que representen con más fidelidad los precios que podrían percibir los exportadores españoles, es necesario ajustarlos con las variaciones en el valor exterior de la peseta, una moneda con tipo de cambio flexible en un entorno de socios comerciales adheridos al Patrón oro<sup>15</sup>.

En conjunto, por tanto, se dispone de cuatro series de precios de exportables, una de bienes competidores de importaciones y otra de no comerciados. Con todas ellas se construyen las variables de precios relativos,  $P_H/P_X$  como dependiente, y  $P_M/P_X$  como explicativa, ambas en logaritmos. Cubren el período 1870-1913, excepto la del *Board of Trade*, que comienza en 1871.

Su tratamiento econométrico ha consistido en especificaciones dinámicas (modelos ADL con un retardo inicial en todas las variables), pues la aplicación de diversos tests de raíces unitarias dio como resultado que se trataba de series estacionarias, y se podía, en consecuencia, prescindir de los métodos de cointegración (Apéndices 1 y 2). Un modelo ADL introduce el componente dinámico de la relación estimada mediante los retardos de las variables, tanto de la dependiente como de las explicativas, y permite calcular a través de los coeficientes estimados a corto plazo, cuáles serán las elasticidades de largo plazo en un modelo estático, aplicando la tendencia de las variables a su valor de equilibrio en el largo plazo. Es decir, en un caso simplificado de modelo ADL con un retardo, se parte de la expresión

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad [3]$$

donde la respuesta a corto plazo de la variable  $y$  ante cambios en la explicativa  $x$ , viene dada por la estimación de  $\beta_0$ . El equilibrio estacionario se alcanzará a largo plazo, cuando cesen todos los cambios, y el resultado será

$$y^* = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} + \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} x^* = k_0 + k_1 x^* \quad [4]$$

(12) Recogidos por Tena (1989), págs. 352-353.

(13) A pesar de ello, se trata de una práctica habitual en los trabajos empíricos, especialmente cuando las exportaciones se concentran en unos pocos productos clave.

(14) Aparecen recogidos en Mitchell (1988).

(15) Hecha esta corrección, la evolución general en el período es similar entre índices basados en precios ingleses e índices de valores unitarios de exportación, si bien existen divergencias notorias en algunos años. En relación con el comportamiento de la peseta respecto a las monedas del patrón oro en la época, Serrano Sanz, Sabaté Sort y Gadea (1997).

La estimación de  $k_1$  informa sobre la respuesta a largo plazo de  $y$  frente a los cambios de  $x$ <sup>16</sup>. Esta distinción es relevante para el estudio de incidencia, pues resulta poco probable que los precios relativos se ajusten instantáneamente a los cambios en protección. Milner (1992) detalla posibilidades de ajustes a diferente ritmo en el consumo y la producción, con distintos supuestos que permiten que  $w$  sea mayor o menor a corto plazo, es decir, en los primeros ajustes parciales a los cambios en precios relativos, que a largo, cuando el ajuste se ha completado<sup>17</sup>. Con la definición de  $w$  presentada en las ecuaciones [1] o [2], que equivalen a la relación presentada como [4], no hay distinción posible entre el corto y el largo plazo, porque describen el ajuste completo, y por lo tanto toman los valores de equilibrio final de  $w$  y  $\hat{P}_H$ . Por ello, la estimación de modelos ADL permitirá, mediante el cálculo de la expresión [3], conocer si se han producido variaciones de la protección a corto, en los períodos inmediatos a la introducción de aranceles, significativamente distintas de las encontradas para la tendencia a largo plazo<sup>18</sup>.

A fin de explotar toda la información disponible, se ha estimado tanto el ajuste inmediato en precios relativos o de corto plazo, como el total o de largo, en dos versiones consecutivas del modelo teórico de incidencia de la protección. La primera responde estrictamente a las formulaciones más estilizadas, y en ella se emplean únicamente las series de precios mencionadas hasta aquí. Aunque algunos de los supuestos pueden parecer poco realistas, como ya se comentó, es útil para comprobar si las grandes líneas del planteamiento tienen sentido y fuerza. En segundo término se plantea una versión más realista, con nuevas variables explicativas que permiten relajar algunos de los supuestos de partida y captar mejor la complejidad de los cambios en las relaciones de precios relativos. La principal virtud del segundo modelo es que permite aislar la influencia de otros factores sobre los movimientos de precios relativos internos, con objeto de interpretar la estimación de  $w$  en términos de estricta respuesta a la protección. Las variables incorporadas para relajar los supuestos del modelo inicial y enriquecer la interpretación de los determinantes del traslado de la protección, son las empleadas más habitualmente en la literatura sobre el tema: renta nacional, saldo de la balanza comercial, tipo de cambio, y precios internacionales<sup>19</sup>.

Los supuestos *ad hoc* que permitan descartar los efectos renta, porque garantizaban que eran de segundo orden, –libre cambio inicial, comercio equilibrado y aranceles pequeños– no sirven como descripción de los hechos analizados. La economía española de los años inmediatos a 1870 atravesaba una etapa de cierto aunque modesto librecambio, y las sucesivas reformas arancelarias de la Restauración difícilmente pueden definirse como un incremento pequeño de aranceles sobre una situación de

(16) Banerjee *et al.* (1993).

(17) El origen de tales diferencias se hallará en asimetrías en las elasticidades de sustitución de oferta y demanda, de modo que sus distintas velocidades de respuesta marcarán el proceso dinámico de ajuste. Según Milner, parece aceptable que las elasticidades de oferta sean más rígidas a corto plazo y que los ajustes iniciales de precios vengan dados por la demanda. Milner (1992), pág. 259.

(18) En los modelos que hemos estimado este corto plazo se refiere al período de un año, puesto que se ha incluido un sólo retardo y los datos son anuales.

(19) En trabajos como García (1981), Oyejide (1986), Bautista (1987), Wiebelt (1992) y Milner *et al.* (1995). Ningún autor de los consultados incorpora la influencia del tipo de cambio, si bien podría considerarse que la utilización de una variable de saldo comercial está midiendo indirectamente efectos del mismo tipo [Corden (1971)]. La posibilidad de incorporar una variable de productividad relativa se ha descartado por la ausencia de datos suficientes para elaborar una serie adecuada a la época tratada.

libre comercio<sup>20</sup>. Tampoco resulta realista suponer la constancia de la renta o de la capacidad productiva de la economía a lo largo de más de cuarenta años. Por todo esto se incorpora la renta como variable explicativa de los ajustes de precios.

En cuanto a las otras variables consideradas, su justificación nace asimismo del intento de hacer más realista el modelo. El equilibrio de la balanza comercial no fue una constante en la época y ello pudo influir en la relación estimada. Un superávit (déficit) comercial equivale a un exceso (defecto) en la demanda de bienes no comerciados, que debe corregirse con un aumento (disminución) de sus precios, si permanecen constantes los precios exteriores de los comerciados. De forma que también se incorpora como variable la evolución del saldo comercial. Es probable que, en la realidad, los ajustes de precios relativos combinaran adaptaciones de precios de no comerciados con modificaciones del tipo de cambio nominal. La comprobación de cuál fue la influencia que tuvieron las variaciones cambiarias en la relación de equilibrio es de particular interés en el caso español, como uno de los pocos países que permaneció fuera de la disciplina del Patrón oro. De ahí la consideración de la variable tipo de cambio. Por último, la interpretación podría también estar viciada si los aumentos de precios relativos de importables reflejasen simplemente tendencias alcistas mundiales de esos productos o caídas en los precios de exportables españoles, considerados hasta aquí fijos por su carácter exógenamente determinado. Por ello, es de interés incluir una variable más, que refleje las tendencias internacionales de precios de los productos comerciados por España.

### 3. LAS ESTIMACIONES DEL MODELO

#### 3.1. *El modelo en forma reducida*

En primer lugar se ha estimado un modelo de retardos distribuidos, para las series básicas comentadas, según la relación simplificada que ofrece el ajuste de corto plazo

$$\log\left(\frac{P_H}{P_X}\right)_t = a + b \log\left(\frac{P_M}{P_X}\right)_t + c \log\left(\frac{P_H}{P_X}\right)_{t-1} + d \log\left(\frac{P_M}{P_X}\right)_{t-1} + \varepsilon_t \quad [5]$$

donde  $b$  representa el parámetro de incidencia de corto plazo; la expresión permite posteriormente estimar el valor de  $w$  a largo plazo, como se explicó en el apartado anterior:

$$\log\left(\frac{P_H}{P_X}\right) = a + \hat{w} \log\left(\frac{P_M}{P_X}\right) + \varepsilon_t \quad [6]$$

Desde el punto de vista de las técnicas econométricas empleadas, los resultados de la estimación son excelentes, como expresan todos los indicadores y tests aplicados (cuadro 1). Los estadísticos del contraste adelantan un comportamiento correcto de la

(20) Bairoch (1989) entre otras referencias sobre esta caracterización de la época. Costas (1988) sobre las características del arancel Figuerola de 1869, y el mismo, junto a Serrano Sanz (1987) en la descripción de la política comercial española de los años setenta y ochenta. Sobre las reformas arancelarias de principios de siglo, Sabaté Sort (1996). Se ofrecen visiones diferentes en Fraile (1991) o Prados y Tena (1993), entre otros. Un examen amplio de la política arancelaria en la época, en particular de las mediciones de la protección para España, en Pardos (en prensa).

Cuadro 1: MODELO SIMPLE

Variables	PXi			
	VUX	PX1	PX2	PX3
Constante	0,27 -	0,10 -	0,13 -	0,20 +
LPH/PXi <sub>i</sub>	0,58 **	0,59 **	0,55 **	0,43 **
LPM/PXi	0,91 **	0,90 **	0,88 **	0,88 **
LPM/PXi <sub>i</sub>	-0,55 **	-0,55 **	-0,51 **	-0,42 **
R <sup>2</sup>	0,94	0,93	0,92	0,91
F	220,1	163,3	161,5	135
DW	2,07	2,03	1,99	1,83
AR 1-2	0,21	0,09	0,03	0,52
ARCH 1	1,69	1,16	0,67	1,40
Norm	0,27	1,19	1,24	0,35
RESET	0,00	1,23	1,77	0,13
Hausman $\chi^2$ (2)	2,74	4,01	4,62	4,50

*Ecuación de largo plazo<sup>a</sup>*

Constante	0,64 (0,21)	0,24 (0,21)	0,30 (0,19)	0,35 (0,16)
LPM/PXi (w)	0,84 (0,10)	0,86 (0,10)	0,83 (0,09)	0,81 (0,08)
Test Wald $\chi^2$ (1)	83,92**	68,87**	83,30**	110,96**

*Tests de significación de cada variable*

	F	Raíz unit.	F	Raíz unit.	F	Raíz unit.	F	Raíz unit.
LPH/PXi	22**	-3,43*	21,6**	-3,21+	17,7**	-3,37*	26**	-3,97*
LPM/PXi	212**	3,1+	90,5**	2,99+	82,9**	3,16+	96,2**	3,75*
Constante	2,1	1,45	1,1	1,07	2,1	1,44	3,6	1,90

*Test de significación de los retardos*

$$F(2,39) = 11,23** \quad F(2,39) = 10,99** \quad F(2,39) = 9,08** \quad F(2,38) = 5,01*$$

*Raíces de los polinomios de retardos*

LPH/PXi	0,58	0,59	0,55	0,43
LPM/PXi	0,61	0,61	0,58	0,48

*Test Wald de factores comunes (COMFAC TEST)*

$\chi^2$ (1) <sup>b</sup>	0,61	0,13	0,21	0,69
---------------------------	------	------	------	------

PXi: VUX valores unitarios españoles, PX1 Rousseaux, PX2 Sauerbeck, PX3 Board of Trade.

<sup>a</sup> Entre paréntesis, los errores estándar <sup>b</sup> Valor crítico al 5% = 3,84

Nivel de significación: \*\* 1% \* 5% + 10%

FUENTE: Elaboración propia.

relación estimada, con altos  $R^2$  y valores de F, junto a valores del estadístico Durbin-Watson muy próximos a 2; en casos como el presente, donde aparecen retardos de la endógena en la regresión, es mejor indicador el test AR –de tipo LM–, que confirma la ausencia de problemas de autocorrelación. Además, la estimación del parámetro  $w$  es muy robusta, pues el resultado apenas varía, al cambiar los índices de precios de exportables considerados<sup>21</sup>: se mantiene entre 0,81 y 0,86. Desde la perspectiva de su significado económico cabe destacar dos rasgos: el parámetro de traslación de la carga se encuentra entre cero y uno, como predecía el modelo teórico, y está muy cerca de la unidad. Esto último apunta a que los principales perjudicados por la evolución de los precios relativos, tras la política arancelaria, fueron los exportadores.

El análisis de corto plazo (ecuación [5]) pretende identificar si existió un grado de incidencia distinto en los momentos iniciales del ajuste. Los estadísticos del contraste adelantan un comportamiento correcto de la relación estimada, sin indicios de mala especificación del modelo. Aunque las estimaciones efectuadas muestran valores de  $w$  a corto algo más elevados que los de equilibrio en el largo plazo –situados en torno a 0,88-0,91 (cuadro 1)– no se trata de niveles sustancialmente distintos. Puede contrastarse además la restricción de que reacciones a corto y largo plazo coincidan, a través de un test sobre la existencia de factores comunes en los polinomios de retardos del modelo dinámico planteado en la ecuación [3] expresada como

$$(1 - \alpha_1 L)y_t = (\beta_0 + \beta_1 L)x_t + \varepsilon_t$$

o

$$(1 - \alpha_1 L)y_t = \beta_0(1 + \beta_1/\beta_0 L)x_t + \varepsilon_t$$

donde L es el operador de retardos. Si se cumple

$$\alpha_1 = -\frac{\beta_1}{\beta_0}$$

ambos polinomios de retardos tendrán un factor común, que permite simplificar la expresión:

$$y_t = \beta_0 x_t + \frac{\varepsilon_t}{1 - \alpha_1 L}$$

Denominando

$$u_t = \frac{\varepsilon_t}{1 - \alpha_1 L}$$

(21) Siempre se rechaza la hipótesis de un parámetro de largo plazo nulo (test de Wald), y los tests F de significatividad individual de cada variable hacen que se acepte tanto la variable explicativa como el retardo de la endógena, con una mayor significatividad para la primera. Se encuentra apoyo a la relación de equilibrio estimada en los resultados de los tests de raíces unitarias, que confirman la relevancia de la variable explicativa en el largo plazo, si bien con distintos grados de confianza según las series de precios de exportación empleadas. Los valores críticos para este test de raíces unitarias aparecen en Banerjee *et al.* (1993), pág. 233. Para comprobar la condición de éxgena respecto al parámetro de incidencia de la variable explicativa se ha aplicado un test de Hausman con el resultado de no rechazar la exogeneidad en ningún caso.

y  $\rho = \alpha_1$  a la raíz del polinomio de retardos, se obtiene la siguiente expresión reducida del modelo dinámico inicial, que representa un modelo estático con residuos autorregresivos<sup>22</sup>

$$y_t = \beta_0 x_t + u_t$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$$

La aplicación de un test de Wald para contrastar la presencia de este tipo de factores comunes en las cuatro ecuaciones estimadas no puede rechazar su existencia en ninguna de ellas, ante la proximidad de las raíces de los polinomios de retardos estimados<sup>23</sup> (apéndice 3). Por lo tanto, puede realizarse una estimación escueta del modelo admitiendo errores autorregresivos. Tratándose de una reformulación de las anteriores, da como resultado un parámetro de incidencia en el rango de valores ya estimado, entre 0,85 y 0,90, y una raíz del polinomio de retardos entre 0,45 y 0,60, significativamente distinta de cero (apéndice 3). El componente dinámico del modelo sigue presente, al forzar a las respuestas de corto y largo plazo a converger, pero a través del término de error, que recoge los ajustes parciales que se van produciendo entre períodos<sup>24</sup>.

### 3.2. El modelo ampliado

La estimación planteada hasta aquí se ajusta estrictamente al modelo teórico, pero contiene algunos supuestos muy restrictivos, difíciles de compaginar con la economía española de la época. En el nuevo modelo se relajarán los más decisivos, ampliando el conjunto de variables utilizadas para estimar la traslación de los aranceles, tal como se indicó anteriormente.

Las variables iniciales son estacionarias, de forma que también deben serlo las incorporadas ahora, si ha de existir una relación de equilibrio a largo plazo entre ellas. Expresadas en términos del numerario, el precio interno de los bienes exportables españoles, todas las nuevas series resultan estacionarias, excepto la renta<sup>25</sup>. Esto obliga a utilizarla en diferencias y hace que su influencia, de confirmarse, venga dada a través de cambios en sus tasas de crecimiento.

Como en el apartado anterior, se estima un modelo con retardos distribuidos, partiendo de una propuesta lo más general posible para llegar a su expresión reducida, y tanto en versiones de largo como de corto plazo. En el proceso se han eliminado de la relación de largo todas las nuevas variables, excepto los cambios en la renta, pues no eran significativas para la relación de equilibrio que se estimaba<sup>26</sup>. De esta manera, el modelo de partida considerado

(22) Véase por ejemplo Hendry (1995), capítulo 7.

(23) Denominado test COMFAC en el programa PCGIVE que se ha utilizado, y que basa dicho contraste en Sargan (1980).

(24) Hendry (1995).

(25) Algunas variables que representan precios internacionales relativos y la que expresa el tipo de cambio son integradas de orden uno, y sólo serán utilizables en caso de resultar cointegradas entre sí, de manera que sus residuos sean estacionarios. Pueden verse los resultados de los diversos tests de raíces unitarias aplicados en el apéndice 2.

(26) Mediante el test de raíz unitaria propuesto por Banerjee, *et al.* (1993). La variable de renta real utilizada ha sido el producto interior bruto real español a coste de factores de Prados de la Escosura (1995), deflactado por las series de precios de exportables.

$$\log\left(\frac{P_H}{P_X}\right) = a + \hat{w} \log\left(\frac{P_M}{P_X}\right) + \hat{\mu} \text{Dif} \log\left(\frac{Y}{P_X}\right) + \delta \log\left(\frac{P^*}{P_X}\right) + \gamma \log\left(\frac{TC}{P_X}\right) + \eta \log\left(\frac{\text{saldo}}{P_X}\right) + \varepsilon_t$$

se ha reducido finalmente a

$$\log\left(\frac{P_H}{P_X}\right) = a + \hat{w} \log\left(\frac{P_M}{P_X}\right) + \hat{\mu} \text{Dif} \log\left(\frac{Y}{P_X}\right) + \varepsilon_t \quad [7]$$

al que corresponde la expresión de corto plazo

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{P_H}{P_X}\right)_t &= a + b \log\left(\frac{P_M}{P_X}\right)_t + c \log\left(\frac{P_H}{P_X}\right)_{t-1} + d \log\left(\frac{P_M}{P_X}\right)_{t-1} + \\ &+ e \text{Dif} \log\left(\frac{Y}{P_X}\right)_t + e \text{Dif} \log\left(\frac{Y}{P_X}\right)_{t-1} + v_t \end{aligned} \quad [8]$$

Sin embargo, aunque el resto de variables no sean significativas en el equilibrio de largo plazo, pueden ser relevantes en el ajuste a corto plazo, por lo que se ha juzgado de interés retenerlas para comprobar posteriormente esta posible influencia.

El resultado de estas estimaciones es, como se ha mencionado, una relación de equilibrio a largo plazo, en la que se incluye la tasa de variación de la renta real<sup>27</sup>. El parámetro de incidencia estimado para la nueva relación (ecuación [7]) no resulta muy diferente en el largo plazo del obtenido en el modelo estilizado, pues presenta un rango de valores muy similar, entre 0,82 y 0,89 ahora, y de 0,81 a 0,86, antes. Sin embargo la nueva variable, cambios en la renta, con un coeficiente estimado entre 0,47 y 0,61, tiene una influencia clara sobre los precios de los no comerciables (cuadro 2). Es decir, el modelo inicial, aun proporcionando valores del parámetro de incidencia a largo plazo coincidentes con los del ampliado, no recogía los efectos renta, y éstos resultan ser importantes en las relaciones de precios estudiadas.

Los análisis de corto plazo aportan nuevas matizaciones del modelo ampliado respecto al simplificado. Las estimaciones que incorporan sólo la renta (ecuación [8]) –en consonancia con las nuevas relaciones de equilibrio a largo identificadas– muestran claras diferencias respecto a los ajustes inmediatos de precios relativos antes expuestos. Los parámetros de incidencia descienden a 0,73 y 0,77, siendo inferiores a los de largo plazo, y otro tanto ocurre con los coeficientes de la variable de renta, situados en torno al 0,20 (cuadro 2).

Para completar el análisis del ajuste a corto, se han recuperado las variables no significativas en la relación final de equilibrio, y ahora resultan serlo precios internacionales y tipo de cambio (cuadro 3). Considerando los precios internacionales, el parámetro de incidencia muestra valores similares a los citados, 0,73 aproximadamente<sup>28</sup>. Si además se incluye el tipo de cambio –que resulta significativo con PX3, P\* y

(27) El resto de relaciones a largo plazo son mucho menos evidentes e interfieren con los resultados hallados respecto a la renta. *Vid.* Pardos (en prensa).

(28) Se ha construido, siguiendo a García (1981), un índice de precios internacionales de los bienes comerciados por España (P\*), a partir de los precios de exportación británicos y franceses ponderados por su participación en las importaciones españolas, como representación de los precios internacionales de las importaciones españolas (M\*), puesto en relación con un índice de los precios de importación británi-

$X^*$ — la renta se mantiene, los precios aumentan su coeficiente y significación, y el parámetro de incidencia a corto plazo se reduce hasta 0,60. Se confirma, por tanto, una reducción en el valor estimado del parámetro de incidencia, para los momentos de reacción inicial a los cambios en precios, pues la nueva variable descuenta una parte del impulso de los precios internos sobre los de no comerciados<sup>29</sup>.

La influencia de las diversas variables en la relación, medida en términos de sus coeficientes de corto plazo, aparece repartida entre precios internacionales y tasa de incremento de la renta, con valores estimados muy similares, si bien con algunas diferencias según el índice de precios empleado (cuadro 3). Destaca, en particular, la reducción a menos de la mitad del coeficiente de la renta cuando se toma el corto en lugar del largo plazo. El tipo de cambio resulta una variable complementaria de los precios internacionales, pues no aparece como significativa en solitario, y solamente resta trascendencia a la relación directa entre precios relativos de no comerciados e importables.

En consecuencia, el modelo ampliado atenúa en una pequeña proporción los efectos de la protección en los precios relativos, tal como se deducían del modelo sencillo. La respuesta de los precios relativos de los bienes no comerciados a cambios en los precios de los productos importables no fue tan inmediata como antes parecía, ni se debió en exclusiva a los niveles de protección arancelaria. Dicha respuesta queda matizada por las variaciones en el ritmo de crecimiento de la renta real, que tendían a elevar los precios internos, vía elasticidad renta de la demanda. Además, una parte del traslado inicial del incremento de precios relativos, representado en el parámetro de incidencia, respondía al seguimiento por los precios internos españoles de tendencias internacionales, en precios de importaciones y exportaciones. En todas las estimaciones del modelo ampliado, los valores a corto son claramente inferiores a los de largo plazo. Es decir, la sospecha anterior de una posible, aunque no evidente, “sobre-reacción”, desaparece con el modelo en su forma completa. El traslado de la carga de la protección sobre los exportables era más reducido en un primer momento, y se ampliaba con los ajustes productivos provocados por los nuevos precios relativos.

A pesar de estos matices, la conclusión fundamental es que el modelo ampliado confirma los resultados previos de la estimación restringida. En el largo plazo de forma decidida, y en el corto de forma más moderada que con aquellos datos, la incidencia del arancel se dejó sentir sobre los productores de bienes exportables, en mayor medida que sobre el otro sector que también la soportaba teóricamente, el de no comerciados, puesto que los coeficientes estimados se encuentran siempre entre 0,5 y la unidad.

---

cos y franceses ponderados por la participación de estos países en las exportaciones españolas, en representación de los precios internacionales que corresponden a dichas exportaciones ( $X^*$ ) —justificada esta elección por el abrumador dominio de las compras y ventas a ambos países en todo el período—. Como comprobación de la sensibilidad de las estimaciones a la utilización concreta de la nueva variable ( $P^*$ ), se han realizado también regresiones que emplean una serie de alternativas: los índices de precios al por mayor británicos —sin transformación— y los índices  $X^*$  y  $M^*$  en lugar de su ratio. Los precios británicos son de Mitchell (1988), los franceses de Lévy-Leboyer y Bourguignon (1985), y las ponderaciones provienen de Prados de la Escosura (1982).

(29) En consonancia con estos resultados, los tests de factores comunes rechazan la existencia de los mismos. Por esta razón se ha preferido mostrar los resultados del cuadro 1 a los del apéndice 3, de manera que se conserve la homogeneidad en la presentación. Por otra parte, la inclusión de las nuevas variables hace aparecer problemas de exogeneidad reflejados en los tests de Hausman, con rechazos al 5%, que no se detectaban en el modelo reducido.

Cuadro 2: MODELO AMPLIADO CON DY

Variables	PXi			
	VUX	PX1	PX2	PX3
Constante	0,20 +	0,15 -	0,21 -	0,33 *
LPH/PXi <sub>1</sub>	0,63 **	0,64 **	0,61 **	0,56 **
LPM/PXi	0,74 **	0,77 **	0,76 **	0,73 **
LPM/PXi <sub>1</sub>	-0,42 **	-0,45 **	-0,42 **	-0,37 **
DLY/PXi	0,21 **	0,22 **	0,21 **	0,20 **
R <sup>2</sup>	0,96	0,95	0,95	0,94
F	261,87	197,7	192,8	155,69
DW	1,99	1,1	1,88	1,70
AR 1-2	0,04	0,04	0,07	0,21
ARCH 1	1,55	1,20	1,00	0,58
Norm	0,88	0,48	0,62	0,75
RESET	0,57	0,09	0,59	0,08
Hausman $\chi^2$ (3)	8,79*	9,30*	9,96*	9,22*

*Ecuación de largo plazo \**

Constante	0,55 (0,38)	0,41 (0,44)	0,54 (0,40)	0,76 (0,38)
LPM/PXi (w)	0,86 (0,08)	0,89 (0,09)	0,86 (0,08)	0,82 (0,08)
DLY/PXi (m)	0,56 (0,20)	0,61 (0,22)	0,55 (0,20)	0,47 (0,18)
Test Wald $c^2$ (2)	113**	91,90**	106,81**	105,3**

*Tests de significación de cada variable*

	F	Raíz unit.	F	Raíz unit	F	Raíz unit	F	Raíz unit
LPH/PXi	40,07**	-3,72*	39,27**	-3,53+	32,62**	-3,66*	21,68**	-3,66*
LPM/PXi	115,4**	3,4+	83,16**	3,40+	79,06**	3,56+	70,83**	3,51+
DLY/PXi	22,53**	4,74**	23,14**	4,81**	22,31**	4,72**	19,60**	4,43**
Constante	1,81	1,34	0,76	0,87	1,54	1,24	2,89+	1,70

*Test de significación de los retardos*

F(2,38) = 22,63\*\* F(2,38) = 20,55\*\* F(2,38) = 16,94\*\* F(2,37) = 11,26\*\*

PXi: VUX valores unitarios españoles, PX1 Rousseaux, PX2 Sauerbeck, PX3 Board of Trade.

\* Entre paréntesis, los errores estándar

Nivel de significación: \*\* 1% \* 5% + 10%

FUENTE: Elaboración propia.

**Cuadro 3: MODELO AMPLIADO A CORTO PLAZO**  
(Numerario VU<sub>X</sub>, precios internacionales alternativos)

Prm Variables	X1	X2	X3	P*	M*	X*
Constante	0,13 -	0,11 -	0,09 -	0,60 **	0,13 -	0,12 -
LPH/VU <sub>X-1</sub>	0,52 **	0,47 **	0,37 **	0,44 **	0,43 **	0,24 **
LPM/VU <sub>X</sub>	0,73 **	0,73 **	0,64 **	0,61 **	0,72 **	0,48 **
LPM/VU <sub>X-1</sub>	-0,34 **	-0,30 *	-0,23 +	-0,34 **	-0,27 **	
DLY/VU <sub>X</sub>	0,19 **	0,18 **	0,17 **	0,20 **	0,17 **	0,09 **
DLY/VU <sub>X-1</sub>				0,08 *		
LTC/VU <sub>X</sub>			0,08 *	-0,07 +		0,10 **
LPrm/VU <sub>X</sub>	0,05 -	0,06 +	0,11 **	0,22 **	0,08 *	0,34 **
LPrm/VU <sub>X-1</sub>						- 0,20 **
R <sup>2</sup>	0,97	0,97	0,97	0,97	0,97	0,98
F	214,5	221,24	212,9	190,64	231,23	250,71
DW	1,80	1,73	1,71	1,90	1,71	1,39
AR 1-2	0,2	0,57	0,77	0,09	0,76	1,82
ARCH 1	1,24	0,65	0,15	0,60	0,53	0,26
Norm	0,75	0,96	2,98	2,69	1,30	2,13
RESET	0,49	0,58	0,23	0,00	0,35	0,34
Hausman $\chi^2$	11,27*	11,67*	13,78*	16,75*	14,27**	16,13**

Prm: X1 Rousseaoux, X2 Sauerbeck, X3 *Board of Trade* (sin corregir por las variaciones de tipo de cambio);

M\*, X\*, P\* son respectivamente precios internacionales de importaciones y exportaciones españolas y cociente entre ambos. Véase nota (25) en el texto.

Nivel de significación: \*\* 1% \* 5% + 10%

FUENTE: Elaboración propia.

#### 4. INTERPRETACIÓN DE LOS RESULTADOS

La pujanza de las exportaciones españolas a fines del XIX es un hecho incuestionable, tras el que se encontraba la confluencia de tres factores, en alguna medida extraordinarios: la coyuntura minera, la filoxera en Francia y el mercado colonial. Desde comienzos de siglo hasta la estabilización de 1959 las exportaciones fueron perdiendo ritmo; habían llegado a un máximo entre 1892 y 1906, el 11,42% del producto interior bruto y quedaron reducidas al 3,39% entre 1940 y 1959. Su declive fue anterior y más pronunciado que el de las importaciones, de manera que la progresiva introversión de

la economía española en ese período comenzó antes por las dificultades para exportar, que por una política autónoma y deliberada de cierre a las importaciones. Esta idea ya fue apuntada por Perpiñá en los años treinta: “el comercio exterior español está determinado por sus exportaciones”<sup>30</sup>. El proteccionismo tuvo, por ese motivo, algo de política defensiva, que intentaba preservar el equilibrio de la balanza de pagos, en ausencia de alternativas de financiación por vía de servicios, transferencias o capitales, escasamente viables hasta los años sesenta [Serrano Sanz (1997a)].

En esta perspectiva, el estudio de los factores determinantes de las exportaciones españolas adquiere una nueva trascendencia. En las progresivas dificultades de la exportación hubo causas ajenas, como el adverso contexto del comercio internacional desde la Gran guerra hasta los años cincuenta, y factores de tipo político, como el aislamiento español que siguió a la contienda civil. Pero también razones estrictamente económicas, como una especialización comercial poco apropiada, reflejo del atraso relativo de la economía española, una estrategia cambiaria de la peseta con frecuentes tensiones de sobrevaloración y, por último, la propia política arancelaria [Serrano Sanz (1997b)]. En este último aspecto se centra el presente trabajo.

El efecto negativo de la política proteccionista sobre las exportaciones, en la perspectiva considerada aquí, fue anticipado en su tiempo por Flores de Lemus y Bernis<sup>31</sup>, y recientemente ha sido resaltado por los profesores Velarde y Fuentes Quintana<sup>32</sup>. A pesar de tan señaladas incitaciones no se han hecho hasta el presente intentos de cuantificar dicho efecto negativo. Aunque podría considerarse como precedente un precioso ejercicio incluido en el *Dictamen de la Comisión del Patrón Oro* y debido sin duda a Flores de Lemus. En él se compara la evolución de los precios de ciertos productos protegidos y de otros exportables entre 1913 y 1928, a fin de conocer si los cambios arancelarios de comienzos de los veinte (Aranceles Argüelles de 1921 y Cambó de 1922) habían alterado los precios relativos, aumentando la protección. Los resultados eran negativos, porque la relación de precios no se modificaba por el arancel sino que obedecía a la coyuntura económica<sup>33</sup>. Si bien Flores no se planteó –como se hace aquí– estimar el coste de la protección para las exportaciones, la percepción de que los efectos del arancel pueden cuantificarse a través de los cambios en precios relativos, trasluce el nítido esquema de equilibrio general del autor y es una muestra más del elevadísimo nivel de sus trabajos de economía aplicada en plenos años veinte.

---

(30) Perpiñá (1972), pág. 117.

(31) Flores de Lemus en su discurso de la Asamblea Nacional en 1928, dio una completa lección sobre los cambios en precios relativos provocados por el arancel en los sectores protegidos y exportadores de la economía española, y la necesidad de compensar a los últimos, al menos con acuerdos comerciales, porque, si la exportación fallara, “todo el sistema económico de España se hundiría”. A. Flores de Lemus (1972), pág. 488. Bernis, por su parte, dedicó buena parte del libro, expresivamente titulado *Fomento de las exportaciones*, a examinar las alternativas que se le ofrecían a la política económica para estimular las ventas exteriores, si se prescindía de una reforma arancelaria, habida cuenta “del encarecimiento que pesa sobre todo elemento de producción que importado o producido en el país, precisamente por la existencia de un margen protector, resulta demasiada carga en el coste de producción económico privado de quien se proponga, después de elaborarlo, hacerlo objeto de exportación”. F. Bernis (s.f.), pág. 216.

(32) Véase, por ejemplo, J. Velarde (1988), págs. 976 y ss. y E. Fuentes Quintana (1995), pág. 63.

(33) Flores elabora un índice de precios de los sectores protegidos, con tejidos de algodón y lana y productos siderúrgicos, y otro para artículos de exportación con arroz, aceite, vino y lana, calcula unas regresiones y establece sus conclusiones.

La mayor parte de las numerosas críticas recientes al proteccionismo español han enfatizado sobre todo los perjuicios del arancel para la competencia interior. Ciertamente, de ahí se pueden deducir costes indirectos, pues la falta de competencia dificulta la modernización, y por esa vía las exportaciones. Pero no es ese el planteamiento hecho aquí, sino un intento de calibrar los perjuicios directos para la exportación causados por el cambio de precios relativos puesto en acción por el arancel. Con esto no se afirma que el único resultado del proteccionismo fueran las dificultades de la exportación; la cuestión es más compleja, y habrá que ir desvelándola con análisis concretos más que con criterios generales. Tampoco debe deducirse que la causa exclusiva o principal de los problemas en la exportación española fuera el proteccionismo<sup>34</sup>. Ahora bien, los resultados obtenidos —que a continuación se explican con detalle— son concluyentes y permiten sostener que las ventas al exterior fueron perjudicadas por la política arancelaria, que constituyó una suerte de impuesto implícito sobre las exportaciones.

El principal resultado obtenido tras nuestros cálculos es un valor de  $w$ , el denominado *parámetro de incidencia de la protección*, situado en todas las estimaciones entre cero y uno y siempre muy cerca de la unidad. Como ya se explicó, cuando  $w$  se encuentra entre cero y uno significa que los supuestos del modelo teórico sobre dotaciones factoriales en la economía de referencia, en este caso la española entre 1870 y 1913, corresponden a los expuestos en el primer apartado. Que  $w$  tenga un valor próximo a la unidad quiere decir que los precios de los bienes comercializables internacionalmente crecieron casi tanto como los precios de los sectores protegidos, de donde la carga de la protección apenas les afectó. En cambio fueron los sectores especializados en la exportación quienes sufrieron casi íntegramente el traslado de dicha carga. Los exportadores debían asumir los aumentos de precios en bienes producidos internamente o comprados al exterior, derivados de la implantación de aranceles, así como los aumentos en los precios de los servicios, que prácticamente seguían a los anteriores. Como los exportadores no podían variar sus precios, por estar sometidos a competencia internacional, sus rentas relativas disminuían y también los incentivos a dedicar recursos a esa actividad.

La explicación de estos resultados hay que buscarla en la conjunción de dos factores: la política arancelaria y el entramado de dotaciones factoriales y relaciones de sustitución en la economía española de la época, sobre la que operaba el arancel. Las dotaciones factoriales de los diversos sectores eran las previstas en el modelo teórico, como muestra el valor de  $w$  entre cero y uno. De manera que  $(K/L)_M > (K/L)_H > (K/L)_X$ , garantiza unas posibilidades de sustitución entre importables y exportables menores (nulas en el modelo teórico), que entre cualquiera de tales sectores y los no comerciables. La diferencia crucial de intensidades factoriales entre importables y exportables puede venir explicada por la presencia de factores específicos en la producción de exportaciones, muy rígidos a la hora de ser empleados en los otros dos sectores<sup>35</sup>.

(34) El propio Perpiñá, un crítico del proteccionismo poco sospechoso de complacencia, era cauto en la cuestión y consideraba la demanda exterior ("la situación de los mercados extranjeros") como el principal determinante de las exportaciones españolas. *Vid.* Perpiñá (1972), pág. 117.

(35) Sin salir del esquema capital-trabajo, la mayor movilidad de este último factor sirve para apoyar el supuesto de la posición intermedia del sector no comerciable (compuesto por servicios) en las relaciones de sustitución. Supuesto que se refuerza teniendo en cuenta que en la aplicación realizada, el sector servicios incluye construcción, transporte y sectores energéticos, que pueden representar cierta intensidad en capital, mayor que en el conjunto de los exportables nacionales, basados en alimentos y materias primas poco elaboradas en la mayor parte del período.

Esto es congruente con una explicación del comercio exterior dominada por el patrón intersectorial, tal como predice el modelo Heckscher-Ohlin, con reducida sustituibilidad entre exportables e importables de cada país. Y justamente a ella se adaptaba el comercio exterior español de la época, según las estimaciones disponibles<sup>36</sup>. También es consistente con la composición de las importaciones y exportaciones españolas del período y los cálculos de las ventajas comparativas del comercio<sup>37</sup>. Todas estas informaciones identifican la especialización española en productos agrarios y materias primas, (y en menor grado en manufacturas y semi-manufacturas intensivas en trabajo) y su dependencia de mercancías intensivas en capital y trabajo cualificado. Esto significaba que la intensidad en capital de los exportables era reducida, y más relevante la presencia de factores específicos, que limitaban las posibilidades de sustitución por el lado de la producción, al crear rigideces en la oferta. En cambio, seguramente existía un alto grado de sustitución entre productos importables y no comerciables, por una utilización abundante de un trabajo escasamente cualificado en el que eran intensivos unos y otros.

Si la conclusión principal, deducida tanto del modelo sencillo como del ampliado, es que el peso fundamental de la protección lo sufrió la actividad exportadora y sólo en una pequeña proporción los sectores productores de bienes no comerciados internacionalmente, cabe derivar de ella un interesante corolario. El parámetro estimado implica que las ventajas efectivamente conseguidas por los sectores protegidos frente a los productores de bienes no comerciados con el exterior, fueron muy inferiores a las que cabría deducir de las elevadas tasas nominales del arancel español. Los aumentos en las remuneraciones de los factores productivos protegidos acababan siendo casi completamente neutralizados por un movimiento equivalente en las correspondientes al sector servicios. De este modo se evitó un traspaso significativo de recursos a la producción de sustitutos de importaciones, que teóricamente debía resultar más atractiva gracias a la protección. Si el proteccionismo tenía por objeto mejorar las rentas de sectores protegidos y atraer recursos, esto apenas se consiguió frente a los productores de bienes no comerciados, aunque sí —como se ha venido explicando— frente a los exportadores.

Tras formular la conclusión principal es conveniente recordar dos matices a la misma que aparecían en el modelo ampliado. De una parte, los aumentos (disminuciones) en la tasa de crecimiento de la renta real española, en términos de precios de exportables, se reflejaban en forma de incrementos (reducciones) de los precios relativos de productos no comerciables respecto a exportables, aunque no alterasen por sí solos su relación con los precios de importables. Por tanto, a consecuencia del reflejo que

---

(36) Estevadeordal (1994, 1997). Sobre la idoneidad de esta explicación del comercio para el comercio internacional de otros países en la misma etapa, véase, por ejemplo, O'Rourke y Williamson (1992) y O'Rourke, Taylor y Williamson (1993).

(37) La información más completa sobre flujos comerciales proviene de Prados de la Escosura (1982, 1988) donde se reflejan cambios obvios en la constitución de nuestro comercio exterior a lo largo de este tiempo, pero puede mantenerse para caracterizarlo el resumen que plantea Serrano Sanz (1997a). Tirado (1996) proporciona indicadores de ventaja comparativa revelada y el índice de contribución al saldo en cuatro fechas, 1886, 1891, 1905 y 1911. Identifica el mantenimiento de la ventaja comparativa en minerales y metales no ferrosos y, hasta 1905, también en alimentos. La desventaja comparativa que sobresale reside en materias primas (combustibles, hierro y acero) y aumenta con el tiempo en bienes de equipo y productos químicos, a la par que se ve disminuida en semi-manufacturas y manufacturas de consumo.

tenían los aumentos de renta en precios internos, los exportadores resultaban perjudicados por un camino adicional al proteccionismo. La explicación apunta de nuevo a la necesidad de mantener precios de mercado competitivo, sin poder trasladar las elevaciones de costes debidas al efecto renta<sup>38</sup>.

De otro lado, se comprueba que en el corto plazo, una parte de los problemas sufridos por los productores de bienes exportables, era consecuencia del seguimiento por precios internos españoles de tendencias internacionales. Como ya dijera Perpiñá, la pérdida de mercados exteriores y el abandono de líneas de especialización, se debió, a menudo, a descensos en precios internacionales de los productos exportados<sup>39</sup>. Ello no obsta para que el estrechamiento de márgenes por sobrecostes de la protección —en el que se pone énfasis aquí— influyera acelerando el proceso.

Llegados a este punto, parece razonable preguntarse sobre la sensibilidad del parámetro calculado ante los principales acontecimientos que durante los cuarenta y cuatro años considerados, pudieran haber afectado a las relaciones entre los diversos precios. En particular, hay dos tipos de eventos cuya influencia conviene examinar. De una parte los grandes cambios de política arancelaria del período, que han sido caracterizados como el viraje proteccionista de 1890-92 y la legitimación del proteccionismo en 1906<sup>40</sup>. De otra, las perturbaciones imputables a ciertos momentos en que se agudizó la dispar evolución de precios españoles e internacionales por causas monetarias o cambiarias; en especial, el alejamiento definitivo del Patrón oro en 1883, y la inflación de la segunda mitad de los noventa durante la guerra antillana. Con estos cálculos se pretende aclarar si la carga de la protección sobre los exportables se distribuyó de un modo homogéneo durante la Restauración o se vio sometida a cambios en los momentos señalados.

Para comprobar lo ocurrido se han aplicado diversos tests que pueden identificar la existencia de inestabilidad en la relación y los resultados son esclarecedores. Las dos revisiones arancelarias no representaron ninguna modificación en las relaciones entre precios aquí examinadas<sup>41</sup>. Con ello no se está afirmando que tales cambios arancelarios fueran inocuos, sino estrictamente que no se modificó la relación entre precios de exportables, sectores protegidos y productores de bienes no comerciados, tal como aquí se han definido. La estabilidad de la relación básica no sorprende, como mostraba la posibilidad de expresar el modelo en forma de relación estática con residuos autorregresivos. Probablemente se obtendría otro resultado diferente si se pudie-

(38) Puede parecer que el signo positivo para el efecto renta es contradictorio con la pérdida de renta que se espera como efecto teórico de la protección. No obstante, en la aplicación no se puede achacar la evolución de la magnitud de la renta nacional a la influencia de los aranceles en solitario. Las fuerzas que provocan el aumento continuado de los niveles de renta muestran una relevancia suficiente para provocar un efecto positivo en los precios relativos de los bienes no comerciados.

(39) Perpiñá (1972), pág. 108. Por otro lado, el tirón de la demanda exterior fue en muchos momentos un factor más determinante que los precios relativos desfavorables, y garantizaba su expansión a pesar de ellos. Bernis (s.f.), Gallego y Pinilla (1996), Serrano Sanz (1997b).

(40) Serrano Sanz (1987) y Sabaté Sort (1996).

(41) Tests basados en Hansen (1992), tests de Chow en estimaciones recursivas (aunque se detectan reajustes en los coeficientes y estadísticos t de las variables entre 1894 y 1898, con precios españoles son mucho más suaves; y los residuos muestran variables que podrían ser influyentes para los precios británicos transformados en pesetas en 1898) y test de Chow para los años 1890-91 y 1906-07 no muestran inestabilidad.

ra trabajar con precios más desagregados, pues los cambios en la protección discriminaban entre mercancías concretas y no eran genéricos<sup>42</sup>. De cualquier modo, el resultado obtenido también ilustra sobre la fuerza que tenían las relaciones de fondo entre los grandes agregados de la estructura productiva española; unas relaciones que se veían levemente afectadas a corto plazo cuando se imponía el arancel, pero que no variaron sustancialmente<sup>43</sup>.

En cambio, resultan mucho más significativos los momentos en que se produjeron perturbaciones monetarias o cambiarias: 1883 y la segunda mitad de los noventa. En ningún caso se producen inestabilidades nítidas con los tests aplicados, pero hay diversas desviaciones, más o menos intensas, especialmente en el primer caso, aunque también en el segundo<sup>44</sup>. El episodio de los años noventa es suficientemente conocido y menos relevante, de manera que convendrá llamar la atención sobre 1883. La separación entre la peseta y el esquema monetario áureo se consumó ese año, como es sabido; desde entonces los precios españoles pudieron evolucionar al margen de los internacionales, y así sucedió, en efecto, según aquí se comprueba<sup>45</sup>. Sin entrar en la polémica acerca de los efectos que tuvo para España el abandono del Patrón oro, se acumula así una nueva evidencia acerca de la notable significación de tal fecha.

Concluimos. Este trabajo se inscribe en el marco del debate acerca de los efectos de la política arancelaria proteccionista de la Restauración en el esquema de incentivos que condicionan los flujos de recursos productivos entre diversos sectores. A pesar de su conexión con la naturaleza impositiva del arancel, el modelo de incidencia no ha sido aplicado a investigaciones históricas; este es, por lo que sabemos, el primer intento, en particular para España, de medir la incidencia de la protección. Los resultados confirman que tuvo un coste elevado para el sector productor de exportables de la economía española durante el período 1870-1913, debido a la significativa reducción de sus precios relativos.

La protección de productos competidores de las importaciones españolas –desde el punto de vista de la incidencia impositiva– se plasmó, en consecuencia, en una reducción de los incentivos para dedicar recursos a la exportación. Las rentas de los exportadores se vieron reducidas, al tener que afrontar un incremento de precios sin

---

(42) A modo de ejemplo, con la agregación utilizada en este trabajo no se puede opinar acerca de la polémica reciente sobre si la industria o la agricultura fueron beneficiarias de las reformas arancelarias de finales del XIX y comienzos del XX, porque ambos sectores se han considerado “protegidos”, sin otra discriminación. Véase Tirado (1994) y Tena-Tirado (1996). Las insuficiencias en cuanto a datos desagregados para la Restauración producen resultados poco concluyentes, que pueden consultarse en Pardos (en prensa).

(43) Estos resultados coinciden con los que obtenía Flores de Lemus en su ejercicio microeconómico del Dictamen del Patrón Oro, antes mencionado. Allí, con precios de varios artículos de exportación y otros sometidos a competencia, resultaba que los aranceles de 1921 y 1922 tan sólo repusieron la relación de precios en el nivel en que se encontraba antes de la guerra mundial, pues ésta las había trastocado.

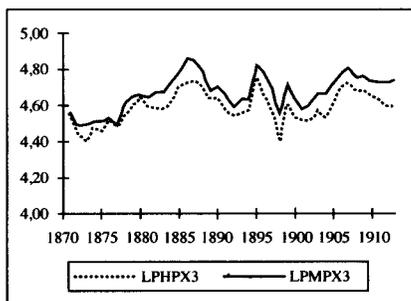
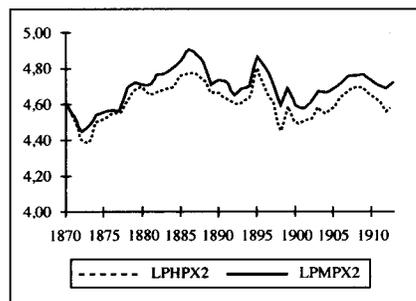
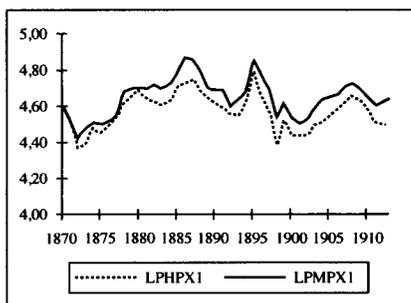
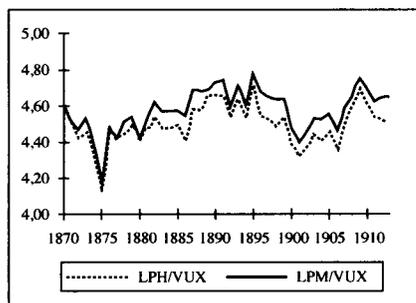
(44) Además de los indicios mencionados en la nota 41, los tests CUSUM y CUSUMsq recogen inestabilidad usando precios británicos (recordemos que por la construcción de las series recogen las variaciones en el tipo de cambio de la peseta), con desviaciones en 1883 y con mayor nitidez en la segunda mitad de los noventa. El test de Chow para 1896 muestra inestabilidad sólo en las estimaciones con precios ingleses; mientras que una *dummy* de tipo escalón a partir de 1882, resulta significativa en todos los casos, incluidos precios españoles.

(45) Una explicación detallada de la significación de 1883 en la historia del tipo de cambio de la peseta en Serrano Sanz, Sabaté Sort y Gadea (1997).

poder compensarlo con aumento de los propios. Se corroboran así las afirmaciones de quienes insistían en el perjuicio causado por la estructura arancelaria española para los sectores exportadores, como Flores de Lemus, Bernis o Perpiñá.

Nuestros resultados prueban, asimismo, que el quebranto principal provenía del conjunto de equilibrios en los que se basaba la economía española, más que de las propias medidas de política arancelaria, cuyo resultado, en términos agregados, fue más conservar que alterar. Las consecuencias finales deberán calibrarse de acuerdo con la importancia para el crecimiento español de apoyar la estructura concreta de la producción en el período, que aquí no se analiza. En este aspecto, el nivel de agregación utilizado dificulta un pronunciamiento más rotundo sobre la cuestión. El único resultado claro es el perjuicio a la exportación, y de ello puede derivarse que la protección fue un factor más de impedimento para la transformación de la economía española.

### Apéndice 1: SERIES DE PRECIOS UTILIZADAS COMO VARIABLES (LOGARITMOS)



$P_{xi}$ : VUX valores unitarios españoles, PX1 Rousseaux, PX2 Sauerbeck, PX3 Board of Trade.

Fuente: Elaboración propia a partir de series de precios de Prados de la Escosura (1995), Tena (1989), Mitchell (1988).

En el texto se detalla la formación de cada variable.

Apéndice 2: TESTS DE RAÍCES UNITARIAS

Variable	Tipo Test	Nivel significación	Fechas ruptura	
LPH/X1	2r	**	1883	1894
LPM/X1	2r	+	1883	1895
LPH/X2	ADF (4)	+		
LPM/X2	ADF (4)	*		
LPH/X3	DF	*		
LPM/X3	DF	*		
LPH/VU <sub>x</sub>	DF	*		
LPM/VU <sub>x</sub>	DF	*		
DLY/X1	DF	**		
DLY/X2	DF	**		
DLY/X3	DF	**		
DLY/VU <sub>x</sub>	DF	**		
LP*/VU <sub>x</sub>		-		
LX/M/VU <sub>x</sub>	ADF (4)	+		
LTC/VU <sub>x</sub> #		-		
LX1/VU <sub>x</sub>	DF	+		
LX2/VU <sub>x</sub>	DF	+		
LX3/VU <sub>x</sub>		-		
LPM*/VU <sub>x</sub>	DF	+		
LPX*/VU <sub>x</sub>		-		

Nivel de significación:    \*\* 1%            \* 5%            + 10%            - No se acepta I(0)

DF: Test Dickey-Fuller

ADF (n): Test Dickey-Fuller aumentado con n retardos

1r: Test Perron-Vogelsang con 1 ruptura estructural en la serie

2r: Test Clemente-Montañés-Reyes con 2 rupturas estructurales en la serie

(\* muy cerca de 2r+ con 1885, 1897)

Fuente: Elaboración propia.

Apéndice 3: ESTIMACIÓN POR MÍNIMOS CUADRADOS CON RESIDUOS AUTORREGRESIVOS

Variables	PXi	VUX	PX1	PX2	PX3
Constante		0,35 +	0,41 -	0,54 +	0,59 *
LPM/PXi		0,90 **	0,89 **	0,87 **	0,85 **
$\rho$		0,58 **	0,59 **	0,56 **	0,45 **
$\Sigma y(t)^2$		0,50	0,40	0,39	0,31
$\sigma$		0,027	0,027	0,027	0,026
RSS		0,02867	0,02991	0,02893	0,02708
ARCH 1		1,26	1,32	0,67	0,47
Norm		0,39	1,03	1,22	0,48

P<sub>Xi</sub>: VUX valores unitarios españoles, PX1 Rousseaux, PX2 Sauerbeck, PX3 Board of Trade.

Nivel de significación: \*\* 1% \* 5% + 10%

Fuente: Elaboración propia.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bairoch, P. (1989): "European trade policy 1815-1914" en Mathias, P. y S. Pollard, (eds) (1989): *The industrial economies: the development of economic and social policies*, The Cambridge Economic History of Europe, vol. VIII, Cambridge University Press, Cambridge.
- Banerjee, A., J. Dolado, J.W. Galbraith, y D.F. Hendry (1993): *Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data*, Oxford University Press, Oxford, Edición 1996.
- Bernis, F. (s.f.): *Fomento de las exportaciones*, Minerva, Barcelona.
- Clements, K.W. y L.A. Sjaastad (1984): *How Protection Taxes Exporters*, Thames Essay, 39, Trade Policy Research Centre, London.
- Comisión del Patrón Oro (1929): "Dictamen de la Comisión nombrada por Real Orden de 9 de enero de 1929, para el estudio de la implantación del patrón oro", *Información Comercial Española*, n.º 318, 1960, págs. 51-83.
- Costen, W.M. (1971): *The theory of protection*, London, Clarendon Press.
- Costas Comesaña, A. (1988): *Apogeo del liberalismo en "la Gloriosa". La reforma económica en el Sexenio liberal (1868-1874)*, Madrid, Siglo veintiuno.
- Estevadeordal, A. (1994): "El patrón comercial a finales del siglo XIX: Un análisis comparativo" en *Revista de Historia Económica*, n.º 3, año XII.
- Estevadeordal, A. (1997): "Measuring protection in the early twentieth century" en *European Review of Economic History*, vol. 1, Part 1, April, págs. 89-125.

- Flores de Lemus, A. (1906): "Cartas al ministro de Hacienda García Alix", *Hacienda Pública Española*, núms. 42-43, 1976, págs. 391-421.
- Flores de Lemus, A. (1928): "Sobre la política arancelaria española: Un debate en la Asamblea Nacional de la Dictadura". Diario de sesiones, 20 de enero de 1928, *Hacienda Pública Española*, núms. 42-43, 1976, págs. 485-489.
- Fraile, P. (1991): *Industrialización y grupos de presión. La economía política de la protección en España 1900-1950*, Madrid: Alianza Editorial.
- Fuentes Quintana, E. (1995): *El modelo de economía abierta y el modelo castizo en el desarrollo económico de la España de los años 90*, Prensas Universitarias de Zaragoza, Zaragoza.
- Gallego, D. y V. Pinilla (1996): "Del librecambismo matizado al proteccionismo selectivo: El comercio exterior de productos agrarios y alimentos en España entre 1849 y 1935", *Revista de Historia Económica*, año XIV, n.º 2, págs. 371-420.
- García, J. (1981): "The effects of exchange rates and commercial policy on agricultural incentives in Colombia: 1953-1978". *Research Report*, 24, Internacional Food Policy Research Institute.
- Greenaway, D. (1988): "Evaluating the Structure of Protection in Less Developed Countries" en Greenaway, D. (ed) *Economic Development and International Trade*, MacMillan Education, London.
- Greenaway, D. y C. Milner (1987): "True protection Concepts and Their Role in Evaluating Trade Policies in LDCs", *The Journal of Development Studies*, 23, págs. 200-219.
- Greenaway, D. y C. Milner (1988): "Intra industry trade and the shifting of protection across sectors", *European Economic Review*, 32, págs. 927-945.
- Greenaway, D. y C. Milner (1993): *Trade and Industrial Policy in Developing Countries*, Cap. 7, 1.ª ed., London: Macmillan.
- Lévy-Leboyer, M. y F. Bourguignon (1985): *L'économie française au XIXe siècle: Analyse macroéconomique*, Paris, Economica.
- Milner, C. (1989): "True Protection, 'Capital-rich' and 'Capital-poor' Developing Countries: Some Policy Implications", *Journal of Economic Studies*, 16.
- Milner, C. (1990): "Identifying and Quantifying Anti-Export Bias: The Case of Cameroon", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 126 (1), págs.142-155.
- Milner, C. (1992): "Short- and long-run incidence of protection: the case of Madagascar", *Applied Economics*, 24, págs. 257-263.
- Milner, C., J. Presley y T. Westaway (1995): "True protection and the real exchange rate in a capital-rich developing country: some evidence for Saudi Arabia", *Applied Economics*, 27, págs. 623-630.
- Mitchell, B. R. (1988): *British Historical Statistics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- O'Rourke, K.H. y J.G. Williamson (1992): "Were Heckscher and Ohlin right? Putting history back into the factor price-equalization theorem", *HIER Discussion Paper*, 1593, Cambridge, Mass.
- O'Rourke, K.H., A.M. Taylor y J.G. Williamson, (1993): "Land, Labor and the Wage-Rental Ratio: Factor Price Convergence in the Late Nineteenth Century", *NBER Historical Paper*, 46, Cambridge, Mass.
- Oyejide, T.A. (1986): *The effects of trade and exchange rate policies on agriculture in Nigeria*, Research Report 55, Internacional Food Policy Research Institute.
- Pardos, E. (en prensa): *La incidencia de la protección en los mercados españoles durante la Restauración*, Estudios de Historia Económica, Servicio de Estudios del Banco de España, Madrid.
- Perpiñá, R. (1972): *De Economía Hispana, Infraestructura, Historia*. Ariel, Barcelona.
- Prados de la Escosura, L. (1982): *Comercio exterior y crecimiento económico en España, 1826-1913: Tendencias a largo plazo*, Servicio de Estudios del Banco de España, Madrid.

- Prados de la Escosura, L. (1988): *De Imperio a Nación. Crecimiento y atraso económico en España (1780-1930)*, Alianza Universidad, Madrid.
- Prados de la Escosura, L. (1995): *Spain's gross domestic product, 1850-1993: Quantitative conjectures*, Working Papers Universidad Carlos III, Madrid.
- Prados de la Escosura, L. y A. Tena (1993): *Protectionism in Spain 1869-1930*, V Congreso de la Asociación de Historia Económica: "La Economía Política del Proteccionismo".
- Sabaté Sort, M. (1996): *El proteccionismo legitimado. Política arancelaria española a comienzos de siglo*, Madrid, Civitas.
- Serrano Sanz, J. M. (1987): *El viraje proteccionista en la Restauración. La política comercial española, 1875-1895*, Madrid, Siglo veintiuno.
- Serrano Sanz, J.M. (1997a): "Sector exterior y desarrollo en la economía española contemporánea", *Papeles de Economía Española*, n.º 73.
- Serrano Sanz, J.M. (1997b): *El comercio exterior en la modernización*. Ponencia presentada al VI Congreso de la Asociación de Historia Económica.
- Serrano Sanz, J.M, M. Sabaté Sort y D. Gadea (1997): "Tipo de cambio y protección. La peseta al margen del Patrón oro, 1883-1931", Documento de Trabajo, Universidad de Zaragoza.
- Sjaastad, L. A. (1980): "Commercial Policy, 'True' Tariffs and Relative Prices", en Black, J. and Hindley, B. (eds.): *Current Issues in Commercial Policy and Diplomacy*, 1980, págs. 26-51, 1.ª ed., London: Macmillan.
- Tena, A. (1989): "Comercio exterior", en Carreras, A. (coord.) *Estadísticas históricas de España. Siglos XIX y XX*, Fundación Banco Exterior: Colección Investigaciones, Madrid, págs. 329-361.
- Tena - Tirado (1996): "Protección arancelaria en la Restauración. Un debate Antonio Tena, Daniel Tirado", *Revista de Economía Aplicada* nº 11, vol. IV, otoño, págs. 135-150.
- Tirado, D. (1994): "La protección arancelaria en la Restauración. Nuevos indicadores", *Revista de Economía Aplicada* vol II, nº 6, págs. 183-203.
- Tirado, D. (1996): *La protección arancelaria en la Restauración: impactos de corto y largo plazo. España, 1870-1913*, Tesis doctoral, Universidad de Barcelona.
- Velarde, J. (1988): "La base ideológica de la realidad económica española", en *España. Economía*, Espasa Calpe, Madrid, págs. 953-1000.
- Wiebelt, M. (1992): "The sectoral incidence of protection and Zimbabwean agriculture", *Journal of Agricultural Economics*, 43 (May), págs. 205-217.

*Fecha de recepción del original: octubre, 1997*

*Versión final: mayo, 1998*

#### ABSTRACT

This paper applies a model of the tax incidence of protectionism to the Spanish economy during the period 1870-1913, in an attempt to measure the changes in relative prices caused by protectionism in various sectors of an economy. The starting hypothesis is that a tariff prejudices non-protected sectors, that is to say, and when viewed from an aggregated perspective, producers of goods that are not capable of commercialisation and exporters. The scale of the prejudice to each sector will depend on the conjunction between the tariff itself and the substitution relationships. The successive estimation of the two models by way of the ADL method confirms this hypothesis and establishes that the main negative incidence of protectionism during this period was suffered by exporters.

*Keywords:* tariff, tax incidence, exports, Spanish economy.