

ESTIMACIONES ALTERNATIVAS DEL COSTE DE LA PROTECCIÓN COMERCIAL

Carmen Fillat

Eva Pardos

Universidad de Zaragoza

VIII ENCUENTRO DE ECONOMÍA APLICADA

MURCIA, JUNIO DE 2005

RESUMEN

Este trabajo aplica el modelo de gravedad a la estimación del coste de la protección en términos de pérdida de comercio para el país protegido, expresada a través de un arancel equivalente como indicador sintético que permite comparaciones internacionales y a lo largo del tiempo, con mayor facilidad que otros índices estimados a partir de modelos CGE. Se ha calculado a partir de datos para 123 países en el período 1970-2000. Se plantean varias alternativas respecto a los indicadores de políticas comerciales utilizados dentro de la ecuación de gravedad, para valorar la robustez de los resultados y la correlación de éstos entre sí, como paso previo a la comparación futura con otros aranceles equivalentes.

Palabras clave: Protección comercial, comercio exterior, ecuación de gravedad

DIRECCIÓN

Departamento de Estructura e Historia Económica y Economía Pública
Facultad de CC. EE. y EE., GranVía 2 50005 ZARAGOZA

Tel. 976 76 25 01 /76 18 43

Fax 976 76 18 40

Correo electrónico: cfillat@unizar.es

epardos@unizar.es

ESTIMACIONES ALTERNATIVAS DEL COSTE DE LA PROTECCIÓN COMERCIAL

Introducción

Las mediciones tradicionales de la protección comercial han sido ampliamente cuestionadas por los diferentes sesgos que incorporan, lo insatisfactorio de su alcance cuando se alejan de las medidas arancelarias, y porque no reflejan necesariamente los efectos de la protección sobre los flujos de comercio o el bienestar, es decir, el coste de la protección. Algunos métodos muy recientes intentan obtener indicadores sintéticos de la protección recurriendo a modelos CGE o simplificaciones de los mismos, como los *Trade Restrictiveness Indexes* de Anderson y Neary (1994, 2003), pero son bastante intensivos en información y sensibles a los supuestos adoptados, lo que dificulta su aplicación para grupos de países o para períodos de tiempo dilatados.

Un enfoque planteado para superar el problema es la utilización de modelos de gravedad, generalmente con gran éxito predictivo y que permiten obtener el grado en el que el comercio de un país se aparta del predicho por el modelo como una aproximación al coste de la protección. La ventaja de este enfoque es que adopta implícitamente un enfoque de equilibrio general, que considera los efectos cruzados entre sectores, pero no requiere información extremadamente exigente.

El objetivo de este trabajo es utilizar un modelo de gravedad para la estimación del coste de la protección arancelaria y no arancelaria en un contexto más ambicioso que trabajos precedentes (Wall [1999] se centraba en EEUU y un solo año). Para la mayor muestra posible de socios bilaterales y en el período 1970-2000, se plantean diversas alternativas respecto a los indicadores de políticas comerciales utilizados en la ecuación de gravedad, para valorar la robustez de los resultados. Con el fin de conseguir una comparación más directa entre países y períodos, las estimaciones se utilizan para construir un arancel medio equivalente para cada país y año.

En el siguiente apartado se plantea un resumen de las principales discusiones sobre la medición de los costes de la protección en la literatura teórica y aplicada, en el segundo se presenta la especificación elegida para el modelo de gravedad y las fuentes de datos para las variables utilizadas. En el tercer apartado se comentan los resultados de la aplicación y en el cuarto su traducción en un arancel equivalente comparable entre países, finalmente, se ofrecen un breve resumen y las conclusiones.

1. Las mediciones del coste de la protección: aproximaciones teóricas y empíricas

A pesar del discurso generalizado sobre una creciente liberalización de las relaciones comerciales entre países, subsisten numerosos obstáculos al comercio internacional, tanto de tipo arancelario como no arancelario, en prácticamente todos los países del mundo. La teoría económica clásica apoya la liberalización comercial como fuente de mayor bienestar para los países, aunque los desarrollos más recientes de la teoría del crecimiento y la ya no tan nueva teoría del comercio internacional, en su empeño de aproximarse más a la complejidad de las relaciones comerciales y las políticas efectivamente en marcha, reducen el número de ocasiones en el que la recomendación de mayor apertura comercial puede hacerse de forma rotunda¹.

Los efectos de la protección comercial sobre el país que la introduce han sido ampliamente descritos en términos teóricos. Abarcan desde los efectos directos sobre el comercio internacional, la producción y el consumo internos, hasta los aumentos de ineficiencia, de posiciones de dominio de mercado o desviación de recursos por búsqueda de rentas, entre otros. En cualquier caso, la visión más aceptada es que la protección tiene un coste en la asignación eficiente de los recursos de la economía protegida, y dicho coste está relacionado con la capacidad de los instrumentos de la protección (aranceles, cuotas, barreras administrativas, prohibiciones...) para reducir los flujos comerciales respecto a los que existirían en el caso de un comercio sin barreras, puesto que el efecto directo de las barreras que se imponen es entorpecer la entrada de productos extranjeros para proteger la producción nacional.

Tradicionalmente, la forma de hacer comparaciones de la protección entre países o a lo largo del tiempo ha sido elaborar índices-resumen del nivel de dicha protección, a través de aranceles medios simples o ponderados, nominales o efectivos, de grados de incidencia de barreras no arancelarias, o más recientemente aranceles equivalentes (aunque la primera presentación es de Corden [1966]). El principal defecto de estos índices es que su nivel no es directamente asimilable a grado de restricción sobre el comercio, ni tampoco a costes en términos de bienestar. Un mismo nivel arancelario puede tener efectos diferentes sobre dos economías o en dos fechas diferentes, según la elasticidad de su comercio ante los incrementos relativos de precios de importación, así como por los efectos cruzados con otros sectores importadores o con productos no comercializables. Por lo tanto, los índices no son necesariamente representativos de los efectos de obstrucción al comercio provocados, por ejemplo, por un arancel. Puede intuirse que cuanto más altos sean los derechos aplicados más probabilidad hay de influir en la corriente de importaciones, pero la restricción que ocasionan no es proporcional a su nivel. En segundo lugar, otro inconveniente de gran peso entre todos los que suelen señalarse es el problema de agregación con el que se ve enfrentado quien pretende una imagen conjunta del nivel o de los efectos de la protección de un país. Es prácticamente irresoluble, y puede resumirse en que no están disponibles las ponderaciones

¹ Se recoge así, por ejemplo en Edwards (1993) o en varias aportaciones en Grossman y Rogoff (1995).

relacionadas con la situación alternativa a la protección, es decir, a las cantidades o precios inobservables que existirían en libre comercio². En su ausencia, suelen utilizarse las importaciones reales para ponderar los aranceles de los diferentes productos, de manera que se puede obtener la impresión opuesta a la buscada respecto a la restricción comercial conseguida: a mayor descenso en las importaciones, menor ponderación del producto o línea en el arancel.

Las mediciones de los efectos de la protección que van más allá de índices representativos, y que intentan cuantificar pérdidas de producción, empleo, bienestar o comercio, han resultado mucho menos satisfactorias que los avances teóricos. Desde los problemas encontrados a partir de tasas medias de protección nominal se ha ido avanzando hacia la medición de tasas de protección efectiva y de coste de recursos nacionales. Dejando a un lado los supuestos necesarios para los cálculos, la crítica a estos últimos avances insiste en que siguen representando solamente efectos parciales y de tipo estático³.

Algunos autores que intentan utilizar estimaciones de la orientación comercial de las economías o de sus niveles de protección – por ejemplo en la literatura sobre apertura y crecimiento – señalan que con los índices arancelarios o los indicadores de barreras no arancelarias se está recogiendo un elemento previo a los efectos de la protección. Baldwin denomina indicadores de incidencia a estas representaciones de los instrumentos de política comercial, e indicadores de resultados a los que intentan medir sus consecuencias en desviaciones de precios, de volumen de comercio o de su estructura respecto a la ausencia de protección (Pritchett [1996]; Edwards [1998] utiliza una clasificación similar)⁴. Entre estos últimos aparecen como instrumentos novedosos para valorar las barreras al comercio en términos de comercio perdido o distorsionado, modelos que desde un enfoque de equilibrio general comparan el comercio real con el predicho por las dotaciones factoriales de los países, y que atribuyen toda la diferencia a la política comercial (Leamer [1988], Estevadeordal [1997]). Este interesante enfoque tiene el inconveniente de no adaptarse como explicación teórica de todas las relaciones bilaterales y de no poderse reproducir con facilidad para un grupo numeroso de países o varias fechas, dados sus elevados requerimientos de información.

Por otro lado, la distancia entre valores del coste de la protección estimados y las expectativas se ha justificado, al menos en parte, por la ausencia de consideraciones de equilibrio general en las primeras aplicaciones, lo que ha impulsado la elaboración de modelos basados en

² Anderson y Neary (1994, 2003) apuntan una crítica más profunda: la falta de apoyo teórico para estas mediciones.

³ En concreto, las estimaciones del coste de la protección basadas en este tipo de mediciones han resultado siempre cifras aparentemente muy bajas, contra la intuición sobre la importancia de las distorsiones que las medidas protectoras introducen en las economías. Véanse una completa revisión de las numerosas y variadas aplicaciones en Corden (1984) y actualizaciones en Greenaway y Milner (1993) y Panagariya (2002).

⁴ Una aproximación a las distorsiones globales de precios que la protección impone entre los grandes sectores de la economía (exportadores, competidores de importaciones y no comerciados) se obtiene a través del enfoque de incidencia de la protección (resumida en Greenaway y Milner [1993], una aplicación reciente en Asensio y Pardo [2002]).

CGE. No obstante, esta alternativa tiene la desventaja de unos requisitos bastante exigentes en cuanto a información necesaria sobre el funcionamiento de la economía y sobre la multitud de instrumentos de protección existentes, además de los supuestos sobre la estructura de la producción, la demanda, etc. Por ello sus resultados ofrecen unas cifras solamente aproximadas y la comparación entre países se ve muy dificultada.

Anderson y Neary (1994, 2003) han hecho una interesante aportación para solucionar estos problemas recobrando la noción de equilibrio general. Derivan teóricamente la forma de construir un índice resumen de la estructura protectora de una economía que denominan Índice de Restricción Comercial (TRI). Es el arancel uniforme que corresponde a un nivel de bienestar equivalente al de los aranceles y barreras no arancelarias realmente vigentes. De modo análogo, plantean un arancel uniforme equivalente en términos de volumen de comercio (el Índice Mercantilista de Restricción Comercial, MTRI). Con éste se trata de medir resultados, no políticas, combinando por lo tanto el nivel de protección con sus efectos a través de las elasticidades de demanda. En ambos casos utilizan un CGE simple en lo referente a la producción, combinado con una estructura de la protección más compleja, modelo que aplican para todos los países por igual. El MTRI soluciona varios problemas según sus autores: presenta en el arancel medio ponderado: elimina su sesgo de sustitución, incluye transferencias de equilibrio general y aporta el volumen de importaciones como referencia (*benchmark*) para comparaciones.

Aplican sus índices a una muestra limitada de países y en uno o pocos años, y comprueban los sesgos existentes en otras mediciones (aranceles medios ponderados...) respecto a su propuesta. Estas estimaciones, no obstante, siguen adoleciendo de una necesidad relativamente elevada de información, y de una aplicación del mismo modelo CGE para todo tipo de países, lo que dificulta comparaciones amplias en el espacio o en el tiempo.

El método alternativo que aquí se propone siguiendo en parte a Wall (1999) requiere mucha menos información, pero mantiene las ventajas de los enfoques de equilibrio general, aplicada a la estimación de los efectos de la protección sobre el volumen de comercio.

Se trata de utilizar la ecuación de gravedad en su especificación más ampliamente aceptada y suficientemente justificada ya por la teoría (Bergstrand [1985], Deardorff [1998]). Por un lado, esta especificación puede aceptarse como válida para todo tipo de países sin necesidad de definir su tipo de especialización comercial. Por otro, esta sencillez de la especificación se complementa con la inclusión de efectos fijos asimétricos, que recogen variables particulares no contempladas explícitamente. En conjunto, todo ello permite recurrir a muestras amplias tanto en número de países como de fechas consideradas.

Wall (1999) estima un modelo para el comercio bilateral de EE.UU. con 85 socios a mediados de los noventa, a partir del comercio bilateral, HB y población de los países, y utilizando

un modelo de efectos fijos. Con esta especificación se están teniendo en cuenta otros elementos como la distancia o la afinidad cultural entre países. Sin embargo, la política comercial se considera explícitamente a través de un indicador del nivel medio de las barreras. Dados los problemas que cualquier índice de este tipo proporcionan, opta por uno elaborado de forma homogénea para ser utilizado en comparaciones internacionales, el Índice de Libertad Económica de la Heritage Foundation. Obtiene una estimación del porcentaje en el que se reducen las importaciones del país protector y las exportaciones del resto del mundo al incrementar el nivel de protección. Con estos valores y la comparación con el nivel de libre comercio se obtiene una estimación del coste de la protección para EE.UU.

En este trabajo optamos por una extensión de este sistema a partir del comercio bilateral entre 123 países desarrollados y en desarrollo y siete fechas entre 1970 y 2000. Dadas las discusiones sobre la elección de la variable representativa de la intención protectora de la política comercial, presentaremos varias estimaciones con indicadores alternativos de política comercial, comparando finalmente la robustez de los resultados. Nuestra especificación considera a todos los países de la muestra como exportadores e importadores, lo que creemos que proporciona resultados más cercanos a comportamientos medios que en Wall (1999), donde un solo país, EEUU, estaba sobrerrepresentado. Nuestros resultados se presentan además en forma de arancel equivalente, como una medida sintética de la restricción a las importaciones que se obtiene, lo que permitirá en el futuro comparaciones con los cálculos de otros aranceles equivalentes.

2. El modelo de gravedad. Especificación y fuentes

El enfoque adoptado es, por lo tanto, la estimación de una ecuación tradicional de gravedad. Su especificación más común adopta la forma que se recoge, por ejemplo, en Anderson y Wincoop (2003) para considerar los determinantes del comercio bilateral entre dos países:

$$\ln X_{ij} = \alpha_1 \ln \text{PIB}_i + \alpha_2 \text{PIB}_j + \sum \beta_m \ln z_{ij}^m + \varepsilon_{ij} \quad [1]$$

Donde z_{ij} son un conjunto de observables que están relacionados con los flujos de comercio. En nuestra especificación concreta reducimos el conjunto de observables al tamaño del país, medido por su población y diversas aproximaciones alternativas a la política comercial estrictamente arancelaria, para delimitar exclusivamente este efecto sobre el comercio⁵.

Los datos de PIB y población se han obtenido de la *Penn World Table 6.1.*, expresados en dólares de paridad de poder de compra; los datos de comercio bilateral, en dólares corrientes, se han

⁵ Wall (1999) considera en estos observables sólo un índice de libertad comercial.

tomado de la base de datos COMTRADE de Naciones Unidas. Las variables *proxy* utilizadas para representar la política comercial han sido:

- Índice de Libertad Comercial del *Fraser Institute*. Disponible cada 5 años desde 1970, este índice varía de 1 a 10, con 10 equivalente a libertad comercial, y combina diversos indicadores de política comercial y monetaria, pero se han seleccionado sólo los que recogen la política arancelaria. El índice utilizado por Wall (1999), de la *Heritage Foundation*, sólo está disponible desde finales de los noventa y ofrece mucha menos variación, de 1 a 5 con 1 representando la máxima libertad comercial.
- Una medida tradicional de apertura comercial, suma de importaciones y exportaciones sobre PIB, disponible en todos los países y años y tomada de la *Penn World Table 6.1*.
- El arancel medio y su desviación típica, ambos de los *World Development Indicators* del Banco Mundial (no disponibles para todos los años, lo que obliga a reducir la muestra en estas estimaciones). Esta es la fuente utilizada también por el *Fraser Institute* para elaborar su Índice de Libertad Comercial. Su producto es *proxy* de la interacción entre ambas, lo que se incorpora como una aproximación a la estructura arancelaria además del nivel medio del arancel.

La muestra abarca todas las observaciones disponibles para 123 países, tanto desarrollados como en vías de desarrollo, con sus relaciones comerciales bilaterales, durante los años 1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1995 y 2000. Todas las variables se utilizan en logaritmos, salvo el índice de libertad comercial.

Se dispone, por tanto, de un amplio panel de datos, en el que además se ha barajado distintas posibilidades para el control de variables omitidas. Para controlar dos problemas habituales en los modelos de gravedad, la omisión de variables relevantes y los inconvenientes en la medición de las variables geográficas, Wall (1999) propone una estimación basada en el modelo de efectos fijos, de modo que en dichos efectos, diferentes entre parejas de países, se recojan todas las variables invariantes a lo largo del tiempo.

La disyuntiva es adoptar efectos fijos simétricos o asimétricos, puesto que los resultados parecen ser bastante sensibles a la elección de unos u otros, como justifican Cheng y Wall (2005). Los primeros suponen que es indiferente qué país es el importador o exportador, y el efecto fijo sólo depende de las relaciones bilaterales y características particulares entre el par de socios; los segundos diferencian el papel como importador o exportador. Esta segunda opción nos parece más adecuada para nuestro objetivo y es la escogida⁶.

⁶ Se ha probado la estimación con efectos simétricos y los resultados son sensibles al cambio, como argumentan Cheng y Wall (2005), y se consigue un menor ajuste.

3. Estimación de la ecuación de gravedad

La Tabla 1 muestra los resultados de la estimación de nuestro modelo de gravedad por OLSQ con efectos fijos asimétricos. Las diferentes columnas muestran sucesivamente las estimaciones sin incluir ninguna variable de política comercial (1), con el indicador de apertura comercial (2), el mismo utilizando variables instrumentales (3), con el índice de libertad comercial del Fraser Institute (4), con el arancel medio (5), y con la interacción entre arancel medio y desviación típica (6).

Tabla 1: Modelo de ecuación de gravedad para diferentes indicadores de política comercial (efectos fijos asimétricos)

Coeficientes estimados. Niveles de significación en cursiva.

	(1)	(2) apertura (OLSQ)	(3) apertura (VI)	(4) Ind. Lib. com.	(5) Arancel medio	(6) Estructura arancelaria
IPIBr	1,67 <i>34,66</i>	1,67 <i>34,66</i>	1,50 <i>30,67</i>	1,66 <i>33,49</i>	1,77 <i>27,05</i>	1,74 <i>11,66</i>
IPOBr	-0,77 <i>-9,23</i>	-0,77 <i>-9,28</i>	-0,49 <i>-5,30</i>	-0,66 <i>-7,53</i>	-0,88 <i>-7,02</i>	-1,34 <i>-4,50</i>
IPIBp	1,30 <i>32,64</i>	1,23 <i>31,00</i>	1,20 <i>15,88</i>	1,31 <i>30,97</i>	1,24 <i>19,73</i>	1,03 <i>7,74</i>
IPOBp	-0,53 <i>-26,43</i>	-0,04 <i>-0,58</i>	-0,24 <i>-2,95</i>	-0,34 <i>-4,15</i>	-0,06 <i>-0,45</i>	0,27 <i>0,90</i>
d70	3,31 <i>24,45</i>	3,34 <i>24,75</i>	-	3,31 <i>23,27</i>	3,21 <i>10,45</i>	-
d75	2,81 <i>26,04</i>	2,82 <i>26,18</i>	2,74 <i>20,48</i>	2,79 <i>24,68</i>	2,88 <i>17,79</i>	-
d80	2,08 <i>26,91</i>	2,09 <i>27,08</i>	2,03 <i>20,53</i>	2,10 <i>25,96</i>	2,16 <i>18,53</i>	1,70 <i>4,74</i>
d85	0,99 <i>17,27</i>	1,04 <i>18,10</i>	1,06 <i>8,14</i>	1,00 <i>16,78</i>	1,03 <i>12,19</i>	0,30 <i>1,43</i>
d90	0,73 <i>18,53</i>	0,77 <i>19,62</i>	0,85 <i>7,63</i>	0,76 <i>18,66</i>	0,79 <i>14,04</i>	0,60 <i>5,64</i>
d95	0,50 <i>19,39</i>	0,52 <i>20,26</i>	0,56 <i>10,04</i>	0,51 <i>19,67</i>	0,57 <i>17,61</i>	0,48 <i>9,06</i>
Política comercial	-	0,35 <i>9,29</i>	0,99 <i>1,65</i>	0,04 <i>7,14</i>	-0,06 <i>-3,47</i>	-0,05 <i>-2,64</i>
n° obs	43150	43150	32823	40921	30341	16531
R²adj	0,55	0,86	0,87	0,87	0,89	0,92
SE	1,30	1,29	1,19	1,27	1,18	0,98

NOTAS: El subíndice r indica país exportador (*reporter*) y el p, socio (*partner*)

En el caso de economías que, como Hong Kong, tienen un arancel igual a 0, se toma el límite de dicho valor para no perder información, ya que será el caso de libre comercio de referencia.

Elaboración propia a partir de las fuentes señaladas en el texto.

Las variables del modelo de gravedad presentan los signos, significatividad y coeficientes esperados. La consideración de las variables de política comercial mejora el ajuste de la estimación claramente. También se ha considerado tener en cuenta los diferentes cortes temporales a través de variables *dummy* que resultan significativas. Una crítica habitual y suficientemente contrastada respecto a la variable apertura comercial es su endogeneidad respecto a la variable dependiente. Por esta razón se ha repetido la estimación correspondiente por el método de las variables instrumentales; que se presenta en la columna 3, en la que se observa que la variable apertura pierde algo de significación para explicar el comercio bilateral. Los principales resultados derivados de la Tabla 1 se resumen a continuación.

Todas las variables de política comercial resultan significativas y con el signo esperado, positivo para la apertura y la libertad comercial, negativo para los niveles y dispersión arancelarios. El grado de ajuste es elevado. En cuanto a los valores estimados para las elasticidades, parece que el impacto de las variables de apertura en el comercio es mayor que el de los aranceles. Esto sería en parte lógico si pensamos que recogen no sólo el impacto de los aranceles, sino de todas las medidas de política comercial, pero con las salvedades hechas anteriormente (que enfrentan endogeneidad con falta de significación suficiente), no parecen los indicadores más apropiados para el análisis, por lo que la explicación debería por el momento descansar en los índices arancelarios.

La elasticidad estimada para el arancel medio es similar a la obtenida cuando se considera también la estructura arancelaria, un 6% y 5% respectivamente. La interpretación sería que un aumento de un 1% en el arancel medio del país medio de la muestra reduciría sus importaciones entre un 5 y un 6%⁷. El índice de libertad comercial aparece con el menor impacto (4%), pero está muy próximo a los dos anteriores, y permite conservar muchas más observaciones.

4. Aranceles equivalentes

La fundamentación teórica de la ecuación de gravedad permite obtener un arancel equivalente, una vez controlados los precios de los bienes y a través de la expresión:

$$T = (M_1/M_0)^{1/\sigma} \quad [2]$$

Donde $T=1+t$ y t es el arancel equivalente. M_1 son las importaciones reales del país considerado y M_0 es la predicción de libre comercio, situación ésta dada por la referencia de libre comercio que habitualmente suele considerarse Hong Kong.

⁷ Los tamaños de la muestra se ven reducidos por la falta de datos para algunos años y países, especialmente en el caso de la desviación arancelaria, sólo disponible a partir de 1990 y no para todos los países.

Los análisis existentes consideran diferentes valores de σ , la elasticidad de sustitución de la función CES de demanda de importaciones, y los resultados de las estimaciones son muy sensibles a este supuesto. De entre los valores de la elasticidad más frecuentes en la literatura hemos seleccionado dos alternativas, 2 y 5 como los más comunes. Por ejemplo, Anderson y Wincoop (2004) utilizan valores de 5,8 y 10 (tabla 7); en el *survey* de Hummels (1999) se enumeran las sigma implícitas en diversos trabajos como Helliwell para la OCDE (4,18 y 2) o en estimaciones de gravedad (4,59 y 2,2), mientras que una referencia habitual como Salter (1991) considera también elasticidades medias de 2,6 sin considerar procedencia geográfica de las importaciones, y aproximadamente el doble si, como en nuestra aplicación, se considera dicha procedencia.

La Tabla 2 muestra los aranceles equivalentes T para los países de la muestra calculados a partir de las estimaciones del comercio bilateral con los diferentes indicadores de política comercial. A ello añadimos el dato del arancel medio ponderado habitual en la medición de la protección, extraído de los *World Development Indicators*. Este último sólo está disponible para los últimos años de la muestra, desde 1990, y no para todos los países. Lo mismo sucede para la estimación con la desviación típica arancelaria, de ahí la restricción en la presentación de resultados, en la mayoría de los casos sólo para 1995 y 2000. Los resultados se presentan para los dos valores de sigma utilizados, 2 y 5, y finalmente se calculan los aranceles equivalentes medios y su desviación típica para toda la muestra y para los países desarrollados y en desarrollo por separado.

De forma resumida, T es siempre mayor para los países no OCDE que para los desarrollados, con todas elasticidades y todas las *proxies* de política comercial. Parece lógico que ocurra con las variables arancelarias, porque se acepta generalmente que los países en desarrollo recurren más en la actualidad a la protección vía aranceles elevados que los países avanzados, pero también la variable apertura arroja esta conclusión.

Los valores de T son siempre superiores al que ofrece el arancel medio ponderado. Rivera (2003) señala que los modelos de gravedad siempre ofrecen valores superiores a las medidas habituales y en concreto a los aranceles equivalentes de los CGE⁸. Parece un resultado esperable en nuestro caso, puesto que se pretende superar la infravaloración del arancel ponderado dado que no utiliza la distancia del comercio real respecto al no distorsionado por la protección, mientras que en nuestro caso sí se incorpora la diferencia.

⁸ Como Anderson y Neary, que obtienen valores muy correlacionados con el arancel ponderado.

Tabla 2 (I)

ARANCEL EQUIVALENTE (≤ 2)	t-apertura (olsq)	t-apertura (V.I.)	t-índice lib.com.	t-arancel medio	t-estructurar,ponderado	
Alemania 1995	1,31	1,81	0,99	1,31	1,35	1,06
Argentina 1995	1,52	2,76	1,00	1,23	1,23	1,11
Australia 2000	1,57	2,31	1,16	1,46	1,37	1,04
Austria (EU) 1995	1,24	1,63	1,03	1,34	1,33	1,06
Austria 1990	1,13	1,49	0,94	1,23	1,24	1,09
Bangladesh 2000	1,84	2,87	1,38	1,63	1,49	1,21
Bolivia 1995	1,24	1,84	0,99	1,21	1,17	1,10
Brasil 1995	1,45	2,53	0,99	1,17	1,26	1,13
Brasil 2000	1,43	2,35	0,99	1,15	1,20	1,13
Camerún 1995	1,85	3,13	1,44	1,30	1,39	1,15
Canadá 1995	1,36	1,85	1,07	1,36	1,36	1,07
Canadá 2000	1,30	1,05	1,04	1,29	1,30	1,01
Chad 1995	1,38	1,93	1,12	-	-	1,17
Chile 1995	1,32	1,84	1,05	1,37	1,33	1,11
Chile 2000	1,34	1,80	1,08	1,38	1,36	1,09
China 2000	1,42	2,34	1,15	1,38	1,32	1,15
Colombia 1995	1,41	2,15	1,06	1,28	1,18	1,13
Colombia 2000	1,62	2,35	1,22	1,47	1,38	1,11
Corea 1990	1,34	1,73	1,11	1,36	1,27	1,12
Costa Rica 1995	1,30	1,71	1,11	1,40	1,50	1,09
Costa Rica 2000	1,12	1,39	0,95	1,17	1,28	1,04
Dinamarca 1995	1,28	1,75	1,03	1,33	1,28	1,06
Ecuador 1995	1,29	1,73	1,06	1,22	1,19	1,12
EEUU 1990	1,60	2,75	1,05	1,33	1,33	1,04
EEUU 1995	1,63	2,82	1,05	1,35	1,36	1,04
EEUU 2000	1,42	2,35	0,93	1,17	1,2	1,02
Egipto 1995	1,60	2,35	1,45	1,66	1,49	1,17
El Salvador 1995	1,28	1,81	1,06	1,31	1,43	1,09
El Salvador 2000	1,05	1,41	0,87	1,07	1,18	1,07
España 1995	1,23	1,94	0,92	1,19	1,37	1,06
Estonia 1995	1,14	-	1,02	1,19	1,13	1,00
Filipinas 1990	1,42	1,91	1,21	1,49	1,48	1,18
Filipinas 1995	1,21	1,64	1,00	1,28	1,31	1,18
Filipinas 2000	1,13	1,46	0,95	1,19	1,21	1,04
Finlandia 1990	1,24	1,72	0,99	1,26	1,25	1,06
Finlandia 1995	1,28	2,96	1,01	1,30	1,32	1,16
Francia 1995	1,36	2,06	1,00	1,33	1,34	1,06
Gabón 1995	1,52	1,91	1,34	-	-	1,16
Ghana 2000	1,33	1,84	1,09	1,29	-	1,10
Grecia 1995	1,36	1,99	1,02	1,31	1,32	1,06
Guatemala 1995	1,40	2,09	1,08	1,34	1,35	1,08
Guatemala 2000	1,27	1,79	0,98	1,21	1,24	1,06
Honduras 1995	1,29	1,66	1,10	1,38	1,48	1,10
Honduras 2000	0,97	1,18	0,83	1,03	1,16	1,08
India 1990	1,67	2,96	1,25	1,44	1,29	1,50
Indonesia 1990	1,56	2,10	1,27	1,51	1,27	1,21
Indonesia 2000	1,69	2,19	1,36	1,62	1,44	1,05
Irán 2000	2,10	2,89	1,63	1,81	1,28	1,03
Irlanda 1995	1,17	1,42	1,06	1,34	1,31	1,06
Italia 1995	1,41	2,10	1,05	1,37	1,36	1,06
Jamaica 2000	1,09	1,24	0,93	1,15	1,28	1,10
Japón 1995	1,66	2,91	1,11	1,41	1,35	1,03
Japón 2000	1,60	2,69	1,08	1,34	1,32	1,02
Jordania 2000	1,58	1,71	1,45	1,69	1,38	1,21
Lituania 1995	1,29	-	1,10	1,40	1,41	1,02
Madagascar 1995	1,48	2,15	1,21	1,45	-	1,05
Mali 1995	1,28	1,96	1,10	1,38	1,36	1,10
Marruecos 2000	1,45	1,92	1,21	1,43	1,40	1,26
Mauricio 1995	1,25	1,46	1,12	1,72	-	1,23
Méjico 1995	1,38	2,13	1,01	1,34	1,45	1,12
Méjico 2000	1,07	1,58	0,80	1,04	1,13	1,15
Nepal 2000	1,79	2,42	1,38	1,58	1,39	1,17
Nicaragua 2000	0,92	1,14	0,89	0,94	1,14	1,03
Nigeria 1990	1,76	2,37	1,45	1,66	1,31	1,34
Nigeria 1995	1,83	2,48	1,45	1,72	1,48	1,20
Noruega 1995	1,33	1,85	1,09	1,38	1,29	1,05
Noruega 2000	1,48	1,85	1,24	1,53	1,44	1,01
Nueva Zelanda 2000	1,41	1,89	1,14	1,45	1,38	1,02
Paises Bajos 1995	1,21	1,50	1,06	1,37	1,32	1,06
Pakistán 1995	1,72	2,51	1,43	1,60	1,37	1,46
Panamá 2000	1,23	1,57	1,05	1,32	1,32	1,08
Paraguay 1995	1,11	1,58	0,89	1,15	1,02	1,09

ARANCEL EQUIVALENTE (≤ 2)	t-apertura (olsq)	t-apertura (V.I.)	t-índice lib.com.	t-arancel medio	t-estructurar.ponderado	
Paraguay 2000	1,32	1,80	1,05	1,36	1,42	1,11
Perú 2000	1,41	2,11	1,08	1,25	1,34	1,13
Polonia 1995	1,13	1,58	0,91	1,15	1,26	1,09
Polonia 2000	1,06	1,34	0,87	1,07	1,15	1,07
Portugal 1995	1,14	1,58	0,91	1,30	1,31	1,06
Reino Unido 1995	1,33	-	1,05	1,35	1,34	1,06
República Centroafricana 1995	1,36	2,25	1,11	1,41	1,32	1,14
República Dominicana 2000	1,26	1,61	1,10	1,33	1,34	1,20
Singapur 1995	1,18	1,04	1,24	1,34	1,20	1,00
Sri Lanka 1990	1,32	1,68	1,21	1,42	1,31	1,32
Sri Lanka 2000	1,41	1,73	1,30	1,51	1,39	1,07
Suecia 1995	1,36	1,85	1,08	1,39	1,34	1,06
Suiza 1990	1,14	1,55	0,95	1,16	1,20	1,00
Suiza 1995	1,27	1,74	1,03	1,28	1,34	1,00
Suiza 2000	1,27	1,62	1,04	1,26	-	1,00
Tailandia 1995	1,33	1,73	1,15	1,40	1,39	1,15
Tailandia 2000	1,37	1,71	1,20	1,43	1,45	1,10
Túnez 1990	1,18	1,52	1,08	1,31	1,27	1,30
Ucrania 1995	1,23	-	0,92	-	-	1,04
Uganda 2000	2,19	3,06	1,55	1,66	-	1,06
Uruguay 1995	1,20	1,85	0,92	1,22	1,28	1,09
Uruguay 2000	1,12	1,66	0,88	1,13	1,19	1,06
Venezuela 1995	1,64	2,25	1,25	1,41	1,34	1,13
Venezuela 2000	1,51	1,98	1,16	1,30	1,26	1,11
t-equivalente promedio	1,38	1,95	1,10	1,35	1,31	1,11
t-equivalente muestra OCDE	1,33	1,92	1,02	1,31	1,31	1,06
t-equivalente muestra NO OCDE	1,40	1,97	1,14	1,37	1,32	1,13
desviación típica total	0,23	0,48	0,17	0,16	0,10	0,09
desviación típica OCDE	0,16	0,47	0,09	0,10	0,07	0,04
desviación típica NO OCDE	0,25	0,48	0,18	0,19	0,11	0,10

Tabla 2 (II)

ARANCEL EQUIVALENTE (€=)	t-apertura (olsq)	t-apertura (V.I.)	t-índice lib.com.	t-arancel medio	t-estructura	t-ar.ponderado
Alemania 1995	1,11	1,27	0,99	1,12	1,13	1,06
Argentina 1995	1,18	1,50	1,00	1,09	1,08	1,11
Australia 2000	1,20	1,40	1,06	1,16	1,13	1,04
Austria (EU) 1995	1,09	1,22	1,01	1,12	1,12	1,06
Austria 1990	1,05	1,17	0,98	1,09	1,09	1,09
Bangladesh 2000	1,28	1,53	1,14	1,22	1,17	1,21
Bolivia 1995	1,09	1,27	0,98	1,08	1,07	1,10
Brasil 1995	1,16	1,45	0,99	1,06	1,10	1,13
Brasil 2000	1,15	1,41	0,98	1,06	1,10	1,13
Camerún 1995	1,28	1,58	1,16	1,11	1,14	1,15
Canadá 1995	1,13	1,28	1,03	1,13	1,13	1,07
Canadá 2000	1,11	1,02	1,02	1,11	1,11	1,01
Chad 1995	1,14	1,30	1,05	-	-	1,17
Chile 1995	1,12	2,28	1,02	1,14	1,12	1,11
Chile 2000	1,12	1,26	1,03	1,14	1,13	1,09
China 2000	1,15	1,41	1,06	1,14	1,12	1,15
Colombia 1995	1,15	1,36	1,02	1,11	1,07	1,13
Colombia 2000	1,21	1,41	1,08	1,17	1,14	1,11
Corea 1990	1,12	1,24	1,04	1,13	1,10	1,12
Costa Rica 1995	1,11	1,24	1,04	1,14	1,18	1,09
Costa Rica 2000	1,05	1,14	0,98	1,07	1,10	1,04
Dinamarca 1995	1,10	1,25	1,01	1,12	1,10	1,06
Ecuador 1995	1,11	1,25	1,02	1,08	1,07	1,12
EEUU 1990	1,21	1,50	1,02	1,12	1,12	1,04
EEUU 1995	1,21	1,51	1,02	1,13	1,13	1,04
EEUU 2000	1,15	1,41	0,97	1,07	1,08	1,02
Egipto 1995	1,21	1,41	1,16	1,22	1,17	1,17
El Salvador 1995	1,10	1,27	1,02	1,11	1,16	1,09
El Salvador 2000	1,02	1,15	0,95	1,03	1,07	1,07
España 1995	1,08	1,30	0,97	1,07	1,14	1,06
Estonia 1995	1,04	-	1,01	1,07	1,05	1,00
Filipinas 1990	1,15	1,30	1,08	1,17	1,17	1,18
Filipinas 1995	1,08	1,22	1,00	1,11	1,12	1,18
Filipinas 2000	1,05	1,16	0,98	1,07	1,08	1,04
Finlandia 1990	1,09	1,24	1,00	1,10	1,09	1,06
Finlandia 1995	1,11	1,54	1,00	1,11	1,12	1,16
Francia 1995	1,13	1,33	1,00	1,12	1,13	1,06
Gabón 1995	1,18	1,30	1,13	-	-	1,16
Ghana 2000	1,12	1,28	1,03	1,11	-	1,10
Grecia 1995	1,13	1,32	1,01	1,12	1,12	1,06
Guatemala 1995	1,14	1,34	1,03	1,12	1,13	1,08
Guatemala 2000	1,10	1,26	0,99	1,08	1,09	1,06
Honduras 1995	1,11	1,22	1,04	1,14	1,17	1,10
Honduras 2000	0,99	1,07	0,93	1,01	1,06	1,08
India 1990	1,23	1,54	1,09	1,16	1,11	1,50
Indonesia 1990	1,20	1,35	1,10	1,18	1,10	1,21
Indonesia 2000	1,23	1,37	1,13	1,21	1,16	1,05
Irán 2000	1,34	1,53	1,22	1,27	1,10	1,03
Irlanda 1995	1,06	1,15	1,02	1,13	1,12	1,06
Italia 1995	1,15	1,35	1,02	1,13	1,13	1,06
Jamaica 2000	1,04	1,09	0,97	1,06	1,10	1,10
Japón 1995	1,23	1,53	1,04	1,15	1,13	1,03
Japón 2000	1,21	1,49	1,03	1,13	1,12	1,02
Jordania 2000	1,20	1,24	1,16	1,23	1,14	1,21
Lituania 1995	1,11	-	1,04	1,14	1,15	1,02
Madagascar 1995	1,17	1,36	1,08	1,16	-	1,05
Mali 1995	1,10	1,31	1,04	1,14	1,13	1,10
Marruecos 2000	1,16	1,30	1,08	1,15	1,14	1,26
Mauricio 1995	1,09	1,16	1,05	1,24	-	1,23
Méjico 1995	1,14	1,35	1,00	1,12	1,16	1,12
Méjico 2000	1,03	1,20	0,92	1,02	1,05	1,15
Nepal 2000	1,26	1,42	1,14	1,20	1,14	1,17
Nicaragua 2000	0,97	1,05	0,75	0,97	1,05	1,03
Nigeria 1990	1,25	1,41	1,16	1,22	1,11	1,34
Nigeria 1995	1,27	1,44	1,16	1,24	1,17	1,20
Noruega 1995	1,12	1,28	1,04	1,14	1,11	1,05
Noruega 2000	1,17	1,28	1,09	1,18	1,16	1,01
Nueva Zelanda 2000	1,15	1,29	1,05	1,16	1,14	1,02
Países Bajos 1995	1,08	1,18	1,02	1,14	1,12	1,06
Pakistán 1995	1,24	1,45	1,15	1,21	1,13	1,46
Panamá 2000	1,09	1,2	1,02	1,12	1,12	1,08
Paraguay 1995	1,04	1,20	0,96	1,06	1,06	1,09

ARANCEL EQUIVALENTE (s=5)	t-apertura (olsq)	t-apertura (V.I.)	t-índice lib.com.	t-arancel medio	t-estructura	t-ar.ponderado
Perú 2000	1,15	1,35	1,03	1,09	1,12	1,13
Polonia 1995	1,05	1,20	0,96	1,06	1,10	1,09
Polonia 2000	1,02	1,12	0,95	1,03	1,06	1,07
Portugal 1995	1,05	1,20	0,97	1,11	1,12	1,06
Reino Unido 1995	1,12	-	1,02	1,13	1,12	1,06
República Centroafricana 1995	1,13	1,38	1,04	1,15	1,13	1,14
República Dominicana 2000	1,10	1,21	1,04	1,12	1,13	1,20
Singapur 1995	1,07	1,02	1,09	1,13	1,07	1,00
Sri Lanka 1990	1,12	1,23	1,08	1,15	1,11	1,32
Sri Lanka 2000	1,15	1,24	1,11	1,18	1,14	1,07
Suecia 1995	1,13	1,28	1,03	1,14	1,12	1,06
Suiza 1990	1,06	1,19	0,98	1,06	1,07	1,00
Suiza 1995	1,10	1,25	1,01	1,10	1,12	1,00
Suiza 2000	1,10	1,21	1,02	1,10	-	1,00
Tailandia 1995	1,12	1,24	1,06	1,15	1,14	1,15
Tailandia 2000	1,13	1,24	1,08	1,15	1,16	1,10
Túnez 1990	1,07	1,18	1,03	1,11	1,10	1,30
Ucrania 1995	1,09	-	0,97	-	-	1,04
Uganda 2000	1,37	1,56	1,19	1,23	-	1,06
Uruguay 1995	1,08	1,28	0,97	1,08	1,10	1,09
Uruguay 2000	1,05	1,23	0,95	1,05	1,07	1,06
Venezuela 1995	1,22	1,38	1,09	1,15	1,12	1,13
Venezuela 2000	1,18	1,31	1,06	1,11	1,10	1,11
t-equivalente promedio	1,13	1,31	1,03	1,13	1,12	1,11
t-equivalente muestra OCDE	1,12	1,29	1,01	1,11	1,11	1,06
t-equivalente muestra NO OCDE	1,14	1,32	1,05	1,13	1,12	1,13
desviación típica total	0,07	0,16	0,07	0,05	0,03	0,09
desviación típica OCDE	0,05	0,12	0,03	0,04	0,02	0,04
desviación típica NO OCDE	0,08	0,18	0,08	0,06	0,03	0,10

Fuente: Elaboración propia. Arancel ponderado: WDI.

Los valores son mayores con las variables de apertura (aunque con las cautelas ya reseñadas) que con los aranceles medios y con éstos que considerando la estructura arancelaria, en consonancia con las diferentes elasticidades estimadas en la ecuación de gravedad; por la misma razón los aranceles equivalentes resultan siempre menores con el índice de libertad comercial, pero los valores no se dispersan mucho. En general, los valores medios para el conjunto de la muestra son muy parecidos. Por ello, el estudio de las correlaciones de valor y rango se hace necesario para comprobar si tal similitud de cumple realmente para una parte importante de la muestra.

La tabla 3 recoge las correlaciones de valor y rango entre los diversos aranceles equivalentes calculados, aunque por motivos de espacio ofrecemos sólo las correspondientes a un sigma igual a 5 (los resultados son similares con sigma igual a 2). Las tablas 4 y 5 ofrecen la misma información para el grupo de economías más avanzadas y para el resto por separado.

**Tabla 3. Matriz de correlaciones entre aranceles equivalentes .
Total 85 países. (s =5)**

Valores

	TAPERT	TAPERT1	TILIBCOM	TTMED	TESTRU	TPONDER
TAPERT	1,0000					
TAPERT1	0,79504	1,00000				
TILIBCOM	0,82647	0,41355	1,00000			
TTMED	0,79157	0,39472	0,91652	1,00000		
TESTRU	0,51209	0,25287	0,58128	0,68740	1,00000	
TPONDER	0,33058	0,24608	0,41472	0,34941	0,15394	1,00000

Rango

	RTAPERT	RTAPERT1	RILIBCOM	RTTMED	RTESTRU	RTPONDER
RTAPERT	1,0000					
RTAPERT1	0,84422	1,00000				
RILIBCO	0,75836	0,45221	1,00000			
RTTMED	0,70291	0,44343	0,90478	1,00000		
RTESTRU	0,51376	0,35224	0,61354	0,68998	1,00000	
RTPOND	0,26445	0,130007	0,35016	0,25574	0,19535	1,00000

Tabla 4. Matriz de correlaciones entre aranceles equivalentes. 32 países OCDE. (s =5)

Valores

	TAPERT	TAPERT1	TILIBCOM	TTMED	TESTRU	TPONDER
TAPERT	1,0000					
TAPERT1	0,88137	1,00000				
TILIBCOM	0,68910	0,28346	1,00000			
TTMED	0,67028	0,30015	0,93352	1,00000		
TESTRU	0,56676	0,35649	0,65808	0,77685	1,00000	
TPONDER	-0,37402	-0,25252	-0,40927	-0,29999	-0,18744	1,00000

Rango

	RTAPERT	RTAPERT1	RILIBCOM	RTTMED	RTESTRU	RTPOND
RTAPERT	1,0000					
RTAPERT1	0,83402	1,00000				
RILIBCO	0,67929	0,33793	1,00000			
RTTMED	0,69281	0,41386	0,92701	1,00000		
RTESTRU	0,57315	0,53128	0,49878	0,63971	1,00000	
RTPOND	-0,32	-0,16	-0,36	-0,20	-0,22	1,00000

Tabla 5. Matriz de correlaciones entre aranceles equivalentes. 53 países no OCDE. (s =5)

Valores

	TAPERT	TAPERT1	TILIBCOM	TTMED	TESTRU	TPONDER
TAPERT	1,0000					
TAPERT1	0,78380	1,00000				
TILIBCOM	0,86536	0,48617	1,00000			
TTMED	0,81751	0,43673	0,92564	1,00000		
TESTRU	0,49616	0,21511	0,59568	0,66990	1,00000	
TPONDER	0,42	0,41	0,42	0,41	0,21	1,00000

Rango

	RTAPERT	RTAPERT2	RILIBCOM	RTTMED	RTESTRU	RTPOND
RTAPERT	1,0000					
RTAPERT2	0,84071	1,00000				
RILIBCO	0,81985	0,51071	1,00000			
RTTMED	0,74382	0,48030	0,91624	1,00000		
RTESTRU	0,48484	0,28075	0,61452	0,68572	1,00000	
RTPOND	0,45	0,28	0,44	0,40	0,33	1,00000

En primer lugar, y como la similitud de valores estimados hacía prever, las correlaciones entre los aranceles equivalentes calculados a partir de los distintos indicadores de política comercial incorporados a la ecuación de gravedad son elevadas. Esto es cierto en particular entre los valores que ofrecen el arancel medio y el índice de libertad comercial y, en menor medida, entre los valores del arancel medio y los de la estructura protectora (en correspondencia, están algo más lejos pero también son elevadas las correlaciones entre los T con el índice de libertad comercial y con la estructura protectora)⁹. Este esquema se repite en las correlaciones de rango, y tanto al considerar países desarrollados como en desarrollo.

Sin embargo, la relación es positiva pero bastante baja entre las estimaciones de este trabajo y el arancel medio ponderado por importaciones que se critica habitualmente en la literatura. Tiene menos relación con las ordenaciones obtenidas que con los valores y es muy baja con las estimaciones que tienen en cuenta la estructura arancelaria. Esto nos lleva a afirmar que efectivamente, existen sesgos importantes cuando se trata de deducir el efecto protector de la política comercial a través del arancel ponderado. Además será necesario profundizar en las causas, puesto que para los países OCDE la relación se hace incluso negativa.

5. Resumen y conclusiones

En este trabajo se ha mostrado que, a través de una especificación ampliamente aceptada del modelo de gravedad, es posible estimar el coste de la protección en términos de la restricción comercial que provoca en el país protegido, para un grupo más amplio de países y fechas que en estimaciones a partir de modelos CGE, gracias a las menores necesidades de datos para la aplicación, y sin perder el marco de equilibrio general.

Un elemento particular que se ha incorporado es la utilización de efectos fijos asimétricos, de manera que en la explicación del comercio bilateral entre los 123 países de la muestra desde 1970 a 2000 se recogen, para cada par de socios, aquellos determinantes de su comercio invariantes a lo largo del tiempo, sin tener que detallar variables como la distancia o las afinidades culturales entre ellos. Además, se tienen en cuenta las diferencias entre el papel de importador o exportador de cada país. Todo ello permite un mejor ajuste en la explicación del comercio.

La representación del nivel de protección puede lograrse con distintos indicadores, ninguno de ellos completamente satisfactorio. Se ha optado por utilizar varios alternativamente y comparar

⁹ También son elevadas las correlaciones de los T obtenidos a partir del índice de libertad y del arancel medio con la medida original de apertura comercial, habitualmente descartada por su endogeneidad en la estimación inicial. Esta relación es más intensa en la muestra de países en desarrollo.

los resultados. En cuanto a su relevancia en la ecuación de gravedad, apenas hay diferencias entre usar arancel nominal medio, su interacción con la desviación típica o el índice de libertad comercial, y en consecuencia también son mínimas las diferencias en los aranceles equivalentes que se obtienen a partir de ellos, lo que queda corroborado por el análisis de correlaciones. Más diferencias aparecen entre los indicadores mencionados y la utilización de los coeficientes de apertura comercial, pero, como es habitual, estos presentan problemas de endogeneidad difíciles de solucionar en el modelo, y por lo tanto los resultados no son fiables en la misma medida. La conclusión de las similitudes halladas entre los otros tres indicadores de política comercial es que, al menos en análisis que no precisen de elevada exactitud, podemos optar por el indicador que nos permita conseguir mayor número de observaciones.

Por otro lado, sí se han detectado diferencias importantes entre nuestras estimaciones de aranceles uniformes equivalentes y el arancel medio ponderado por importaciones que suele utilizarse como síntesis del nivel de protección de un país frente al exterior, lo que resalta la importancia de los cálculos específicos del coste de la protección. Estas diferencias invitan a profundizar en sus causas para identificar si existe un sesgo definido que establezca una relación previsible entre ambas mediciones.

Las elasticidades medias estimadas del comercio respecto a las barreras arancelarias son relativamente bajas, y lo mismo ocurre con los aranceles equivalentes calculados. Esto plantea una doble vía para mejorar la estimación y corroborar la utilidad del trabajo preliminar aquí presentado. Por un lado, se pueden establecer comparaciones con aranceles equivalentes calculados con otros métodos (como el MTRI de Anderson y Neary [2003]), y para ello ajustar las muestras para hacerlas razonablemente comparables, e introducir variaciones que puedan dar más validez a nuestros cálculos, en el sentido de controlar algunas de las de variables omitidas ya que los invariantes en el tiempo por efectos fijos incluían las invariantes en el tiempo, pero no es el caso de algunas importantes como pertenencia a bloques comerciales, ampliar el concepto de barreras comerciales consideradas, y valorar el papel de los retardos en los indicadores comerciales. Por otro lado, la creación de un panel de datos tan amplio como el aquí utilizado puede permitir plantear hipótesis sobre comportamientos diferenciales en los costes de la protección respecto al caso medio que se ha establecido, de acuerdo con características por grupos de países o períodos.

Referencias bibliográficas

ANDERSON, J. y P. NEARY (1994): "Measuring the restrictiveness of trade policy", *The World Bank Economic Review*, pp.

- ANDERSON, J. y P. NEARY (2003): "The Mercantilist Index of trade policy", *International Economic Review* 44:2, pp. 627-649.
- ANDERSON, J. y WINCOOP. E. (2004): "Trade Costs", *Journal of Economic Literature* 42 (3), pp. 1
- BERGSTRAND, J.H. (1985): "The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence", *Review of Economics and Statistics*, 67, pp. 474-481.
- CHENG, I.H. and WALL, H.J. (2005): "Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade and Integration", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Jan-Feb. 87 (1) pp. 49-63.
- CORDEN (1966): "The effective protective rate, the uniform tariff equivalent and the average tariff", *Economic Record*, pp. 200-216.
- CORDEN, M. (1984): "The Normative Theory of International Trade" in R. W. JONES and P. B. KENEN (eds.), *Handbook of international economics*, North-Holland, Amsterdam, pp. 63-130.
- DEARDORFF, A.V. (1998): "Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?" in FRANKEL, J.A. (ed.) *The Regionalization of the World Economy*, University of Chicago Press.
- EDWARDS, S. (1993): "Openness, Trade Liberalization and Growth in Developing Countries", *Journal of Economic Literature*, XXXI, pp. 1358-1393.
- EDWARDS, S. (1998): "Openness, Productivity and Growth: what do we really know?", *The Economic Journal* 108, pP. 383-398.
- ESTEVADEORDAL, A. (1997): "Measuring protection in the early twentieth century", *European Review of Economic History* 1 (1), pp. 89-125.
- GRENAWAY, D. and MILNER, C. (1993): *Trade and Industrial Policy in Developing Countries*, MacMillan Press, London.
- GROSSMAN, G.M. y ROGOFF, K. (eds.) (1995): *Handbook of International Economics* vol. 3, North-Holland, Amsterdam.
- HUMMELS, D. (1999): "Have International Transportation Costs Declined?", Working Paper, Purdue University.
- LEAMER, E.E. (1988): "Measures of Openness" in BALDWIN, R. *Trade policy issues and Empirical Analysis*, University of Chicago Press, Chicago and London, pp.147-200.
- PANAGARIYA, A. (2002): "Cost of Protection: Where Do We Stand?", *American Economic Review* 92(2), pp. 175-179.
- PARDOS, E. y ASENSIO, M.J. (2002): "Trade policy and Spanish specialisation, 1978-1993", *Journal of International Trade and Development*, 11(2), 163-187
- PRITCHETT, L. (1996): "Measuring outward orientation in developing countries: Can it be done?", *Journal of Development Economics*, 49, pp. 307-335.
- RIVERA, S. A. (2003): "Key Methods for Quantifying the Effects of Trade Liberalization", *International Economic Review*, Jan-Feb, pp.
- WALL, H.J. (1999): "Using the Gravity Model to Estimate the Costs of Protection", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Jan-Feb. 81 (1) pp. 33-40.