

CONTRASTACIÓN EMPÍRICA DEL MODELO DE DOTACIONES FACTORIALES PARA EL COMERCIO INTERREGIONAL DE ESPAÑA

ANDRÉS ARTAL

Universidad Politécnica de Cartagena

JUANA CASTILLO

FRANCISCO REQUENA

Universidad de Valencia

Este trabajo presenta por primera vez un contraste empírico de la validez de la ecuación (Heckscher-Ohlin-Vanek) con datos de comercio interregional de España. Los resultados revelan que el modelo de proporciones factoriales en su versión estricta predice bastante bien la dirección de comercio, pero falla a la hora de explicar el volumen del contenido factorial de ese comercio (problema del comercio desaparecido). El uso de matrices tecnológicas regionales no mejora la capacidad de predicción del modelo HOV. Cuando se relajan los supuestos de igualación del precio de los factores y preferencias idénticas y homotéticas entre regiones, el problema del comercio desaparecido aminora.

Palabras clave: Modelo Heckscher-Ohlin-Vanek (HOV), comercio interregional, comunidades autónomas españolas.

(JEL F11, F14, R12)

1. Introducción

El modelo de proporciones factoriales o modelo Heckscher-Ohlin (HO), que explica el origen de la ventaja comparativa de acuerdo a las diferencias entre países en sus dotaciones factoriales, es una herramienta

Este trabajo se ha beneficiado de los comentarios de los participantes de VII ETSG Conference (Dublín, 2005), VIII Encuentro de Economía Aplicada (Murcia, 2005), IX Jornadas de Economía Internacional (La Laguna, 2005) y XXX Simposio de Análisis Económico (Murcia, 2005). Agradecemos a Luis Toharia el acceso a los datos de la EPA y a José María Arranz por la elaboración de los *stocks* de trabajo por nivel educativo, por sector y por región. Francisco Requena y Juana Castillo son miembros de INTECO (GRUPOS03/151). Francisco Requena agradece la ayuda financiera del Ministerio de Educación y Ciencia y FEDER (SEJ2005-05966) y de la Generalitat Valenciana (GV06/324).

teórica básica en economía internacional que ha servido en innumerables trabajos, tanto académicos como de política económica, para estudiar los determinantes de los flujos de comercio entre países, el impacto que el comercio posee sobre la distribución de la renta dentro de un país o entre países, y los efectos de la movilidad factorial sobre el bienestar de las economías (Helpman, 1999).

La importancia asociada al modelo de proporciones factoriales en el área de la economía internacional le ha llevado desde su formulación a ser objeto de un continuo, intenso y riguroso escrutinio empírico. Este interés tuvo su origen en el resultado *paradójico* obtenido por Leontief (1954), quien observó que los servicios factoriales de capital y trabajo incorporados en el comercio de EE.UU. no seguían la dirección indicada por el modelo de proporciones factoriales, es más, contradecían la predicción central por la que los países deben exportar aquellos bienes que utilizan intensivamente el factor abundante en el país. Este mal comportamiento empírico del modelo de proporciones factoriales se corroboró con el trabajo de Bowen, Leamer y Sveikauskas (1987), quienes realizaron por primera vez un contraste del conocido modelo Heckscher-Ohlin-Vanek (HOV), una versión generalizada del modelo Heckscher-Ohlin a n países, f factores y m mercancías. El modelo HOV predice que, bajo los supuestos de que la tecnología es idéntica entre países y las preferencias idénticas y homotéticas en todos los países, el comercio conduce a la igualación del precio de los factores a nivel mundial y las exportaciones netas de factores de un país serán igual al exceso de dotación factorial de ese país medido como la diferencia entre la dotación factorial propia del país y la que le correspondería en promedio de acuerdo a su participación en el consumo mundial (Vanek, 1968).

La decepción y la consiguiente curiosidad académica, por la falta de correspondencia entre la teoría (en su forma más estricta) y los datos, han estimulado una reciente línea de investigación que busca identificar las razones subyacentes a este desacuerdo mediante ajustes en el modelo teórico, la mejora de las bases de datos y el diseño de nuevos contrastes empíricos más potentes y robustos.

Los ajustes en el modelo teórico han consistido en modificar de forma sistemática alguno de los supuestos básicos del modelo HOV. Bowen, Leamer y Sveikauskas (1987) apuntaron que la capacidad de predicción del modelo HOV mejoraba al relajar de una forma *ad hoc* los supuestos de idéntica tecnología y preferencias homotéticas a nivel mundial. Tre-

fler (1993, 1995) observó una mejora significativa en la capacidad de predicción del modelo HOV al cuantificar las diferencias en dotaciones factoriales entre países, no en términos físicos sino de eficiencia productiva. Recientemente, Davis y Weinstein (2001) obtuvieron buenos resultados empíricos al incorporar costes de transporte, que restringen el libre comercio de ciertas mercancías, permitiendo así la presencia de bienes no comercializables en el modelo HOV. Otros trabajos recientes como Hakura (2001), Davis y Weinstein (2003) y Trefer y Zhu (2005), han empleado tablas *input-output* específicas para cada país en el cálculo del contenido factorial de las exportaciones netas, obteniendo una mejora en los resultados y demostrando que el supuesto de idéntica tecnología a nivel mundial no es válido.

Una segunda línea de investigación ha apuntado la necesidad de utilizar en el contraste muestras de países que tengan tecnologías similares. Así, James y Elmslie (1996), Hakura (2001) y Davis y Weinstein (2003) defienden la conveniencia de trabajar con países de la OCDE. Otros estudios han buscado en las regiones de un mismo país la muestra *ideal* para contrastar el modelo de HOV de acuerdo a su formulación original. En el trabajo de Davis *et al.* (1997) se analiza el contenido factorial de producción, consumo y exportaciones netas de las regiones japonesas con el fin de relajar separadamente los supuestos de igualación del precio de los factores (IPF) y preferencias idénticas y homotéticas (PIH) a nivel mundial. Sus resultados favorables al modelo HOV con datos regionales demuestran que la relajación de tan sólo alguno de sus supuestos básicos puede llevar a mejoras sustanciales en el ajuste empírico del mismo¹.

Una tercera línea de investigación plantea realizar mejoras en los contrastes empleados. Así, Debaere (2003) propone un contraste del modelo HOV *estricto* basado en la realización de comparaciones entre las diferencias en las dotaciones factoriales y las diferencias en el contenido factorial de las exportaciones netas, por pares de factores y de países. Los resultados demuestran que el modelo HOV funciona mejor entre pares de países con diferencias importantes en sus dotaciones factoriales (*comercio Norte-Sur*) que entre países muy similares (*comercio Norte-Norte*), tal y como sería esperable. Más recientemente, Choi y

¹Hay trabajos anteriores que han estudiado el modelo de proporciones factoriales con datos regionales: Moroney y Walter (1966), Grimes y Prime (1993), Horiba (1997) y Smith (1999). Sin embargo, hasta la fecha ninguno había realizado un test completo de la ecuación HOV.

Krishna (2004) obtienen evidencia a favor del buen funcionamiento del modelo HOV para los países de la OCDE utilizando datos de comercio bilateral en lugar de comercio multilateral e información sobre remuneración de los factores en un marco teórico donde la igualación del precio de los factores no es necesaria y donde tiene cabida cualquier forma de preferencias sobre el consumo.

En este contexto, el actual trabajo presenta por primera vez un *test completo* de la ecuación HOV para España, utilizando información sobre tecnología, dotaciones factoriales y exportaciones netas. Como novedad, nuestro análisis se realiza a nivel regional, lo que supone un marco *idóneo* para contrastar el modelo HOV estándar, dada la mayor plausibilidad de que se cumplan los supuestos subyacentes al mismo. El vector de comercio analizado, que incluye tanto bienes como servicios, es el comercio interregional de España, lo que supone la casi totalidad de los intercambios de las regiones españolas (más del 70% del comercio total de las regiones españolas tiene lugar dentro de España). Además, al centrarnos sólo en el comercio interregional no se hace necesario construir un vector de dotaciones factoriales mundiales y hacer comparaciones de abundancia factorial con otros países². A este respecto, sólo resta añadir que todos los trabajos anteriores para España han utilizado un enfoque parcial; siguiendo la metodología de Leamer (1980) han analizado el comercio internacional de España y en la mayoría de casos, sólo han tenido en cuenta el comercio de manufacturas, o a la sumo, de mercancías (manufacturas y productos del sector primario)³.

Nuestra investigación ha sido posible gracias a la existencia de tablas *input-output* regionales que permiten obtener, no sólo los vectores de exportaciones netas de cada región por destino (interregional e internacional), sino también matrices tecnológicas específicas para cada región. De esa forma contrastamos la validez de la ecuación HOV introduciendo modificaciones en cada lado de la ecuación de Vanek: por un lado calculamos el *contenido factorial de comercio* utilizando, bien una misma tecnología en todas las regiones (versión estricta), bien permitiendo el uso de técnicas de producción diferentes en cada región (versión con diferencias tecnológicas regionales). Por otro lado, medimos

²También evitamos posibles errores de medición ante la dificultad de homogeneizar los datos regionales e internacionales.

³Bajo y Torres (1989), Fariñas y Martín (1990), Rodríguez (1992), Artal (1999), Turrión (2000), López (2001).

la abundancia relativa de cada factor en cada región comparándola, bien con un vector de contenido factorial de demanda nacional (versión relajada 1), bien con un vector de contenido factorial de demanda interna de cada región (versiones relajadas 2 y 3).

Nuestro trabajo está motivado por la aportación de Davis *et al.* (1997), quienes utilizan datos de 10 prefecturas japonesas en 1985 para contrastar la validez de la ecuación HOV. Su principal resultado es que la relajación del supuesto de igualación del precio de los factores a nivel mundial parece ser suficiente para que la ecuación HOV funcione correctamente con datos regionales. Nuestro trabajo difiere del de Davis *et al.* (1997) en los siguientes aspectos. Primero, la disponibilidad de tablas IO regionales hace posible descomponer los flujos de comercio por destino, lo que nos permite centrar el análisis, de forma exclusiva, en los intercambios interregionales: un laboratorio *ideal* para la identificación de qué supuestos críticos del modelo HOV asociados a tecnología, igualación del precio de los factores o demanda pueden explicar su mal funcionamiento a nivel empírico. Con este fin se calcula la abundancia factorial relativa regional utilizando un vector de dotaciones factoriales de España, en lugar del vector mundial tal y como proponen Davis *et al.* (1997)⁴. Esto nos permite, como segunda diferencia, utilizar las tablas IO regionales para contrastar la validez del supuesto de tecnología idéntica entre regiones. En tercer lugar, hacemos uso de nuevos contrastes aparecidos en la literatura, como el *test* bilateral de signo de Debaere (2003) que compara ambos lados de la ecuación de Vanek (contenido factorial y abundancia relativa) por pares de regiones y de factores simultáneamente. Además de ser más robusto que el *test* de signo estándar, el *test* permite contrastar si el modelo HOV predice mejor a medida que las diferencias en las dotaciones factoriales bilaterales (por pares de regiones) van aumentando, una implicación directa de este modelo de ventaja comparativa basada en diferencias factoriales.

Todo ello aporta resultados que tienen coincidencias pero también diferencias en algunas cuestiones con los obtenidos por Davis *et al.* (1997), tal y como se detalla a continuación. Entre las coincidencias, la ecuación estricta HOV predice bastante bien la *dirección* (el signo) de la relación entre abundancia factorial y contenido factorial del comer-

⁴Esto implica relajar el supuesto de igualación del precio de los factores (IPF) a nivel internacional, manteniéndolo a nivel nacional, de cara a observar como evoluciona el funcionamiento de los contrastes empíricos del modelo HOV.

cio interregional de España. Sin embargo, a diferencia de Davis *et al* (1997) los *tests* de rango, de correlación y de varianza revelan que la ecuación estricta HOV no funciona muy bien a la hora de predecir *el volumen* o contenido observado del comercio de factores de una región en función de su abundancia factorial relativa estimada, persistiendo lo que se conoce en la literatura como el *problema del comercio desaparecido*.

En segundo lugar, observamos que la modificación del método de contraste de la ecuación HOV, a través del cálculo del contenido factorial de comercio mediante la utilización de las matrices tecnológicas propias de cada región, no contribuye a mejorar la capacidad predictiva del modelo. Este resultado es novedoso e interesante. Es novedoso porque permite contrastar la validez del supuesto de *idéntica* tecnología en el ámbito regional, aspecto que no pudieron realizar Davis *et al.* (1997) en su día por carecer de tablas *input-output* regionales para Japón. A su vez, es interesante porque demuestra la validez del supuesto de *idéntica* tecnología dentro de un país cuando se analiza su comercio interregional, aspecto que no se cumple cuando se utilizan datos de países en el análisis del comercio internacional (Hakura, 2001; Treffer y Zhou, 2005).

En tercer lugar, Davis *et al.* (1997) observaron que la capacidad de predicción del modelo HOV con datos de Japón mejoraba sensiblemente (siempre por encima del 80% de aciertos) cuando se relajaba el supuesto de IPF nivel mundial y se mantenía a nivel nacional. La aplicación de este modelo relajado HOV con datos de regiones españolas muestra un comportamiento poco satisfactorio: la mayoría de los tests empeora comparado con el modelo estricto HOV. Sin embargo, cuando relajamos el supuesto de preferencias idénticas y homotéticas (PIH) entre las regiones españolas, se observa una mejora significativa de todos los contrastes, llamando especialmente la atención el alto valor alcanzado por el *test* de varianza, lo que parece indicar que el *problema del comercio desaparecido* se reduce significativamente, aspecto muy novedoso del enfoque regional para esta literatura.

En cuarto lugar, y por último, la evidencia empírica confirma para el caso español que el modelo HOV funciona mejor cuanto más diferentes son las dotaciones factoriales relativas entre regiones, corroborando el resultado a nivel regional encontrado por Debaere (2003) a nivel internacional, en línea con la formulación original del modelo HO.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera. La Sección 2 describe la ecuación HOV y explica cómo calcular el contenido factorial de comercio permitiendo el uso de diferentes matrices tecnológicas. La Sección 3 presenta los datos y la Sección 4 los resultados empíricos. La Sección 5 contiene las principales conclusiones de este trabajo.

2. Modelo teórico y especificación empírica

En la primera parte de este trabajo contrastamos la ecuación HOV en su forma estricta en un contexto, *a priori*, favorable para que funcione correctamente. En lugar de utilizar datos del comercio total de las regiones nos vamos a centrar en el comercio interregional (dentro de un mismo país). Hay varias razones que hacen interesante restringir el análisis a una unidad de referencia geográfica más reducida frente al uso de datos de países. Primero, algunos de los supuestos del modelo como el uso de una misma tecnología, la igualación del precio de los factores o la existencia de preferencias idénticas y homotéticas es más probable que se cumplan en este contexto. Segundo, y no menos importante en el ejercicio empírico, los datos nacionales tienden a ser de mejor calidad que los datos internacionales en términos de homogeneidad, lo que hace posible un mejor ajuste del modelo HOV.

2.1 La ecuación estricta HOV para el comercio interregional

La primera formulación matemática del modelo de Heckscher-Ohlin (HO) se debe a Samuelson (1948, 1953) y hace referencia al caso de dos países, dos bienes y dos factores de producción, obteniendo que bajo un conjunto de supuestos, cada economía nacional tenderá a exportar aquel bien cuya producción use más intensamente el factor relativamente abundante en ella. Posteriormente Vanek (1968) generalizaría el modelo para n países, f factores y m mercancías, trasladando el objeto de análisis desde el comercio de bienes hacia el comercio de los servicios factoriales incorporados en los mismos.

Supongamos, siguiendo a Davis *et al.* (1997), que el enfoque se traslada desde la perspectiva internacional a la regional. Así, el modelo parte de considerar para una determinada región r , que realiza la producción de n bienes utilizando para ello f factores productivos, la siguiente identidad:

$$T^r \equiv Y^r - C^r \quad [1]$$

donde T^r , Y^r , C^r son respectivamente, vectores ($n \times 1$) de exportaciones netas ($T^r = X^r - M^r$), producción final y demanda interior.

Se define V^r como el vector ($f \times 1$) de dotaciones factoriales (*inputs* primarios) de la región r , D como la matriz de requerimientos directos ($f \times n$), cuyos coeficientes representan las necesidades factoriales directas por unidad de producción de la economía y A como una matriz de requerimientos intermedios ($n \times n$), donde cada elemento columna está indicando las necesidades que la producción de una unidad de cada bien posee del resto de producciones de la economía. Definiendo la matriz I como la matriz identidad, la relación entre la producción total (Y^i) y la producción descontando los consumos intermedios o producción destinada a la demanda final (Z^i), se obtiene a través de la ecuación de Leontief, $Z^i = (I - A)Y^i$. Si la matriz $(I - A)$ es invertible, la matriz tecnológica B ($f \times n$) es igual a $D(I - A)^{-1}$, donde los coeficientes de la misma representan las necesidades factoriales totales (directas e indirectas) por unidad de producción⁵.

Igualmente, se define Y^E como el vector ($n \times 1$) de producción nacional y s^r como la participación de la región r en la producción (renta) nacional, Y^r/Y^E . Bajo los supuestos de pleno empleo de los factores, igualación del precio de los factores (IPF) y demanda idéntica e homotética entre regiones (PIH), se obtiene por definición que:

$$BY^r = V^r \quad [2]$$

$$BY^E = V^E \quad [3]$$

$$C^r = s^r Y^E \quad [4]$$

Premultiplicando por B ambos lados de la ecuación [1] y aplicando las igualdades definidas en [2]-[4], se obtiene:

$$BT^r = V^r - s^r V^E \quad [5]$$

donde BT^r es la medida del *contenido factorial* del comercio de la región analizada y $(V^r - s^r V^E)$ es la predicción sobre el *exceso de factores* (abundancia o escasez) que caracteriza a una región con respecto al promedio nacional (de acuerdo a su participación relativa en la renta nacional). La ecuación de Vanek iguala de esta sencilla manera el contenido factorial incorporado en las exportaciones netas de

⁵Esta definición de la ecuación de Vanek en términos de producción total permite identificar de una manera más rigurosa las prescripciones del modelo HOV, ya que como demuestran Hamilton y Svensson (1982) y Deardoff (1984), la matriz de requerimientos totales es la que determina finalmente el vector de precios de un país/región en condiciones de autarquía, precios éstos que son los que determinan en puridad la ventaja comparativa que caracteriza a dicho país/región frente al resto del mundo.

una región (expresión de la izquierda en [5]) con el *exceso relativo* de disponibilidad factorial existente en cada región (expresión de la derecha en [5]). Esto significa, en un marco HOV, que una región tenderá a ser exportadora neta de los servicios factoriales *relativamente abundantes* en su geografía e importadora neta de aquellos servicios factoriales *relativamente escasos*.

Un *test* completo de la ecuación [5] requiere calcular flujos comerciales netos ($T^r = X^r - M^r$), matrices de requerimientos tecnológicos (B) y vectores de dotaciones factoriales a nivel regional y nacional (V^r y V^E).

En los siguientes dos sub-apartados proponemos especificaciones alternativas para estimar la ecuación [5], introduciendo modificaciones en el cálculo tanto de su lado derecho, como de su lado izquierdo. Primero, en línea con el trabajo de Treffler y Zhu (2005), analizamos formas alternativas de medir el contenido factorial de comercio cuando se dispone de información sobre las matrices tecnológicas nacionales y regionales⁶. En concreto, planteamos formas alternativas de calcular BT^r utilizando bien una tecnología común para todas las regiones españolas $B^E = D^E (I - A^E)^{-1}$, bien una tecnología propia para cada región, $B^r = D^r (I - A^r)^{-1}$. En segundo lugar, siguiendo la metodología propuesta por Davis *et al.* (1997), planteamos formas alternativas de medir la abundancia factorial relativa de una región, mediante la relajación de los supuestos de igualación del precio de los factores (IPF) y preferencias idénticas y homotéticas (PIH) entre regiones.

2.2 La medición del contenido factorial de comercio de las regiones españolas

Según el modelo HOV estricto, la ecuación [5] asume que todas las regiones utilizan la misma tecnología a la hora de calcular el contenido factorial de comercio de cada región. La matriz tecnológica consta de dos partes, la matriz *input-output*, que nos muestra el uso de los bienes intermedios (A), y la matriz de requerimientos factoriales unitarios directos (D). Según el modelo HOV estricto, estos dos componentes deberían ser idénticos a nivel nacional. Sin embargo la implementación

⁶Treffler y Zhu (2005) observan que el modelo HOV funciona bien a nivel internacional cuando se utilizan matrices tecnológicas específicas para cada país. Sin embargo, no conocemos ningún trabajo que haya contrastado con datos regionales la importancia del supuesto de idénticas matrices tecnológicas entre regiones de un mismo país.

empírica de este supuesto puede inducir a un sesgo importante en los cálculos. Los problemas derivan por una parte de la construcción de una única matriz *input-output* a nivel nacional y por otra parte del proceso de agregación estadística.

Consideremos primero el uso de una matriz *input-output* (A) común para todas las regiones. La consecuencia es que todos los bienes producidos utilizan los mismos bienes intermedios con las mismas proporciones. El resultado es que al utilizar una única matriz *input-output* para analizar el contenido factorial de comercio de varias regiones, se está asumiendo que cada región produce e importa las mismas cantidades de bienes intermedios necesarios para la producción final. Sin embargo, la razón de que exista comercio en el modelo HO es que las regiones se especializan en la producción de diferentes mercancías, ya sea para consumo final o para uso intermedio. Consideremos a modo de ejemplo una situación en la que dos regiones, según el modelo HO, usan la misma tecnología pero producen diferentes combinaciones de bienes intermedios. El uso de una matriz *input-output* única para las dos regiones supone un sesgo, cuya dirección al alza o la baja, puede ser potencialmente importante en los cálculos del contenido factorial de comercio de bienes finales, ya que se está asumiendo que cada región produce el bien final utilizando la misma producción doméstica de bienes intermedios.

Una segunda fuente potencial de sesgo en el cálculo del contenido factorial de comercio surge por la agregación estadística que se produce al emplear una matriz de requerimientos directos (D) común para todas las regiones. Si la definición de *industria* es muy amplia, es posible que se agrupen en un mismo código estadístico diferentes bienes con diferentes intensidades en el uso de los factores primarios. De ser así, las matrices de requerimientos factoriales directos variarán entre regiones para una misma industria debido a la heterogeneidad en la producción de los bienes finales. De nuevo, es muy probable que se esté cometiendo un sesgo en la estimación del contenido factorial de comercio cuando se agregan bienes con diferentes intensidades en los usos factoriales y se utiliza una única matriz (nacional) de requerimientos factoriales directos.

Ante los dos problemas descritos, en la primera parte de nuestro análisis vamos a utilizar las matrices tecnológicas de cada región para calcular su contenido factorial de comercio, con el objetivo de evaluar hasta qué punto es importante incorporar diferencias tecnológicas

entre regiones en el análisis HOV del comercio interregional español. Para ello el contenido factorial de comercio de cada región será calculado de tres maneras alternativas:

$$\text{[Modelo HOV estricto]} \quad [5]$$

$$D^E (I - A^E)^{-1} T^r = V^r - s^r V^E$$

$$\text{[Modelo HOV regional 1]} \quad [6]$$

$$D^r (I - A^r)^{-1} T^r = V^r - s^r V^E$$

$$\text{[Modelo HOV regional 2]} \quad [7]$$

$$D^r (I - A^r)^{-1} X^r - D^E (I - A^E)^{-1} M^r = V^r - s^r V^E$$

En el modelo HOV estricto se satisfacen los supuestos de IPF y PIH a nivel nacional. El modelo HOV regional 1 supone el uso de matrices tecnológicas regionales diferenciadas en el cálculo del contenido factorial del comercio, incluyendo una misma tecnología (matriz tecnológica de la región analizada) para las exportaciones y las importaciones regionales, mientras que el modelo HOV regional 2 utiliza asimismo matrices tecnológicas diferenciadas en el cálculo del contenido factorial del comercio, suponiendo que las exportaciones regionales se producen con la tecnología regional y las importaciones aplican tecnología nacional, pues no se cuenta con un vector de comercio bilateral interregional derivado de las TIO-R que permita un cálculo más refinado del contenido factorial de las importaciones regionales por origen.

2.3 La abundancia factorial relativa de las regiones españolas

La segunda parte de nuestro análisis contrasta la validez de la ecuación HOV modificando el lado derecho de la expresión [5], esto es, la forma en la que se mide la abundancia factorial relativa de cada región. Para ello medimos la abundancia relativa de cada factor en cada región, mediante la comparación de su dotación factorial propia (V^r), bien con un vector de contenido factorial de la demanda nacional (modelo HOV relajado 1), bien con un vector de contenido factorial de demanda interna de cada región (modelos HOV relajados 2 y 3). Las tres versiones de la ecuación HOV que vamos a manejar se obtienen tras relajar, en el modelo relajado 1, el supuesto de igualdad del precio de los factores a nivel nacional (IPF) y en el modelo relajado 2 y 3, conjuntamente la IPF y preferencias idénticas y homotéticas (PIH) para el conjunto de

regiones españolas. Para calcular el contenido factorial de la demanda interna regional se aplica, bien la matriz tecnológica nacional (modelo relajado 1 y 2), bien la matriz tecnológica regional (modelo relajado 3)⁷:

$$\text{[Modelo HOV relajado 1]} \quad [8]$$

$$D^E (I - A^E)^{-1} T^r = V^r - s^r D^E (I - A^E)^{-1} C^E$$

$$\text{[Modelo HOV relajado 2]} \quad [9]$$

$$D^E (I - A^E)^{-1} T^r = V^r - D^E (I - A^E)^{-1} C^r$$

$$\text{[Modelo HOV relajado 3]} \quad [10]$$

$$D^E (I - A^E)^{-1} T^r = V^r - D^r (I - A^r)^{-1} C^r$$

donde C^E y C^r son los vectores de demanda interna de España y de cada región r , respectivamente. Así, mientras la ecuación [8] utiliza un vector de demanda interna común para todas las regiones españolas, las ecuaciones [9] y [10] utilizan un vector de demanda interna específica para cada región. En la ecuación [9] el contenido factorial de la demanda interna regional se calcula utilizando la matriz tecnológica de España, mientras que en la ecuación [10] se emplean las matrices tecnológicas de cada región española. En todas las especificaciones el contenido factorial de comercio se ha calculado utilizando la matriz tecnológica nacional para facilitar la comparación de los resultados obtenidos. Además, como se verá en dichos resultados, esta manera de calcular el contenido factorial de comercio de las regiones es la que mejor funciona en términos de capacidad de predicción del modelo HOV.

3. Datos

En la construcción de la base de datos se han utilizado diversas fuentes estadísticas. Para analizar la abundancia factorial revelada de las regiones españolas (Comunidades Autónomas) hacen falta tres tipos de

⁷Es importante darse cuenta de la diferencia fundamental entre nuestra ecuación HOV estricta y la que emplean Davis *et al.* (1997). En nuestro caso analizamos el comercio interregional y nuestro marco de referencia es España, de ahí que el cumplimiento de los supuestos IPF y PIH se requieren exclusivamente a nivel nacional, mientras que el punto de partida del trabajo de Davis *et al.* (1997) es el cumplimiento de los supuestos de IPF y PIH a nivel mundial utilizando datos de comercio total, no interregional. Véase Davis *et al.* (1997) para una derivación detallada de estas ecuaciones.

información: 1) las exportaciones netas (exportaciones menos importaciones) de cada región T^r desagregadas por industria y destino, 2) un vector de dotaciones factoriales de cada región V^r y de España V^E y 3) una matriz tecnológica B o matriz de requerimientos factoriales totales –directos más indirectos–, la cual se descompone a su vez en dos, la matriz de requerimientos factoriales directos D y la matriz inversa de Leontief $(I - A)^{-1}$, tanto para España como para cada región española.

El vector de exportaciones netas se ha obtenido directamente de las 14 tablas *input-output* regionales (TIO-R) disponibles en España en torno al año 1995⁸. Todas las TIO-R desagregan el vector de comercio en dos: comercio con el resto de España (comercio interregional) y comercio con el resto del Mundo (comercio internacional). En la construcción de la matriz de Leontief se ha utilizado la tabla *input-output* de España para 1995, así como las TIO-R en los modelos relajados y/o con tecnología regional. Por su parte, en la construcción de la matriz de requerimientos factoriales directos, la información sobre los usos factoriales para cada industria se ha obtenido de diversas fuentes. Así, el *stock* de capital físico (K) procede directamente de la base de datos del IVIE-BBVA, el factor trabajo de la Contabilidad Nacional de España (INE) y la composición del trabajo por nivel educativo (alto y bajo) de la Encuesta de Población Activa (EPA). Se define el trabajo de alta educación (H) como aquellos trabajadores con un nivel de estudios acabados de educación secundaria o superior y trabajo de baja educación (L) como aquellos trabajadores con un nivel de estudios de educación secundaria no acabada o inferior.

El *stock* de tierra (T) se ha obtenido del Anuario Estadístico 1996 publicado por el INE y consiste en la suma de las hectáreas de tierra con usos productivos (secano, regadío, tierra no labrada y pastizales). La dotación del recurso natural tierra regionalizada por sectores de actividad no está disponible en la base de datos del INE, por lo que se ha recurrido a estimarla sobre la base del uso total (directo e indirecto) que los diferentes sectores de actividad (21 subsectores) realizan de los *inputs* propios del sector agrícola exclusivamente. La estructura de usos del factor tierra para cada sector de actividad en cada CCAA española se toma de las propias TIO-R.

⁸ Véase el Apéndice para una descripción de las fuentes estadísticas y la composición de las TIO-R.

La matriz de requerimientos factoriales directos se construye dividiendo los factores de producción empleados en la producción de cada sector por la producción de cada uno de los sectores. Cada elemento de la matriz se conoce como, requerimiento directo de factor f necesario para producir una unidad de *output*.

De cara a comenzar el análisis de los intercambios comerciales, el Cuadro 1 ofrece un panorama general sobre la importancia de las relaciones comerciales de las regiones españolas, tanto con otras regiones del territorio español (comercio interregional), como con el resto del mundo (comercio internacional). La primera columna muestra el peso económico de las regiones incluidas en este trabajo (como porcentaje de su participación en el PIB nacional). Las tres regiones excluidas, que carecen de TIO – Cantabria, Murcia y La Rioja -, tienen un peso económico reducido en el conjunto del territorio nacional (el 4,2 por ciento del PIB español en 1995); por lo tanto, este trabajo incluye el análisis de la práctica totalidad del comercio de las regiones españolas. La segunda columna muestra el coeficiente de apertura externa (C.A.E.) de las regiones españolas. En promedio, la suma de las exportaciones e importaciones totales supera el PIB de las regiones, de ahí que el C.A.E. sea el 107,3 por ciento. Entre las regiones con mayor apertura externa destaca Aragón (180,2 por ciento), Navarra (167,1 por ciento) y la Comunidad Valenciana (136,4 por ciento). Las regiones menos abiertas al exterior son, las dos regiones insulares, Canarias (49,2 por ciento) y Baleares (61 por ciento), junto a la región con menor renta per cápita del país, Extremadura (62,6 por ciento). La importancia del C.A.E. para las regiones españolas permite señalar además la relevancia que tiene el estudio de sus intercambios y de las fuentes de comercio subyacentes.

El Cuadro 1 señala además la existencia de una diferencia importante entre el presente trabajo y otros estudios disponibles sobre comercio regional de España dado que incluimos los intercambios regionales de servicios comercializables⁹. En este sentido, la tercera columna revela la importancia que el comercio de servicios posee sobre el comercio total de las regiones. El promedio nacional está por encima del 10 por ciento, siendo el comercio de servicios de la Comunidad Autónoma de Madrid significativamente alto ya que su valor supera en tres veces al citado promedio nacional. Las columnas cuarta y quinta muestran, res-

⁹ Las bases de comercio interregional para España elaboradas por Oliver *et al.* (2003) y Llano (2004) sólo incluyen flujos de mercancías.

pectivamente, la importancia del comercio interregional para el total de los sectores, así como para el sector servicios en particular. Así, el comercio interregional representa en promedio el 71 por ciento para el total sectorial y alcanza valores máximos del 92,4 por ciento en Extremadura y del 88,7 por ciento en Castilla-La Mancha. Para el comercio de servicios la participación del comercio interregional es todavía mayor, con un promedio nacional del 87,6 por ciento. Finalmente, la columna sexta del Cuadro 1 presenta el comercio internacional de las regiones españolas con los países de la OCDE. En promedio, el comercio internacional de bienes y servicios representa el 29 por ciento del comercio total de las regiones españolas. Dicho comercio se encuentra muy concentrado en sus intercambios con los países de la OCDE, que acumulan el 21,1 por ciento del total, suponiendo por tanto el resto de intercambios con los países no OCDE, menos del 8 por ciento del total.

CUADRO 1
El comercio de las regiones españolas en 1995

Comunidad Autónoma	PRODUCCIÓN		COMERCIO			
	Porcentaje del PIB 1995 (a)	Coficiente de Apertura Externa (b)	Importancia relativa del comercio de servicios (c)	Participación relativa del comercio interregional (d)		Participación relativa del comercio países de la OCDE (e)
	Todos los sectores	Todos los sectores	Sector Servicios	Todos los sectores	Sector Servicios	Todos los sectores
Andalucía	13.4	76.5	11.	72.2	80.9	17.0
Aragón	3.3	180.2	11.2	60.9	80.7	32.4
Asturias	2.4	103.6	12.	76.3	89.7	18.
Baleares	2.3	61.	7.	82.4	81.3	13.
Canarias	2.9	49.2	5.	60.3	97.2	24.3
Castilla-León	6.1	94.7	5.4	65.6	81.7	31.8
Castilla-La Mancha	3.5	120.8	9.3	88.7	92.1	9.9
Cataluña	18.5	124.4	12.6	66.5	86.6	25.0
Com. Valenciana	9.5	136.4	12.3	67.8	75.4	23.
Extremadura	1.6	62.6	6.2	92.4	96.3	6.4
Galicia	6.6	114.7	6.6	71.6	99.7	23.5
Madrid	16.8	90.5	31.4	60.9	78.7	28.2
Navarra	1.7	167.1	5.6	66.2	97.7	31.3
País Vasco	6.3	121.	13.4	32.3	88.4	28.3
Promedio Nacional		107.3	10.6	71.	81.7	21.1

Nota: (a): PIB región / PIB España. (b): (X totales + M totales) / PIB. (c): Comercio de Servicios / Comercio total. (d-e): (X interregionales + M interregionales) / (X totales + M totales).

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de las TIO-Regionales y Aduanas.

4. Contrastes empíricos y resultados

Antes de presentar los resultados vamos a hacer referencia a los contrastes empíricos utilizados tanto para analizar el funcionamiento de la ecuación HOV estricta [5], como para determinar el funcionamiento del resto de especificaciones empíricas definidas en el trabajo, a saber, los modelos HOV que permiten la existencia de diferencias tecnológicas interregionales y aquellos modelos donde se relajan los supuestos IPF y PIH a nivel nacional. En línea con la literatura empírica tradicional, aplicamos los contrastes no-paramétricos de signo, rango y correlación, popularizados por Bowen *et al* (1987) y de varianza, propuesto originalmente por Trefler (1995). Posteriormente aplicamos el contraste de dotaciones factoriales relativas propuesto por Debaere (2003).

4.1 Contrastes empíricos

- *Test unilateral de signo, rango, correlación y varianza.*

Cada elemento de la ecuación [5] se puede representar como

$$\left(\frac{F_f^r / V_f^E}{s^r} \right) = \left(\frac{V_f^r / V_f^E}{s^r} \right) - 1 \quad [11]$$

donde F_f^r es el elemento f en el vector de contenido factorial de comercio. Siguiendo la literatura previa, para comprobar el grado de conformidad entre el lado derecho y el lado izquierdo de la expresión, empleamos en primer lugar tres medidas no paramétricas propuestas originalmente por Bowen *et al.* (1987) y utilizadas en Davis *et al.* (1997): el *test* de signo, el *test* de rango y el *test* de correlación de Pearson. *El test de signo* se basa en la comparación de los signos asociados a ambos lados de la ecuación de Vanek. Si una región se revela abundante en un determinado factor productivo frente al resto del mundo, tendrá un signo positivo de su lado derecho de la ecuación [11], y de acuerdo con el modelo HOV deberá ser un exportador neto de dicho factor al resto del mundo (al resto de España al trabajar con el comercio interregional solamente), luego tendrá un signo positivo en el lado izquierdo de la ecuación [11]. Por tanto, en caso de observarse un buen funcionamiento del modelo HOV, el signo del contenido factorial de comercio y la abundancia factorial debieran coincidir, presentando así un emparejamiento en signo. De este modo, el test de signo va a consistir en contar el número de veces que coinciden el signo del coeficiente de contenido factorial y el signo de la abundancia factorial relativa, para después calcular la proporción de emparejamientos correc-

tos sobre el total de los posibles obtenidos. En suma, este *test* está indicando si la *dirección* del comercio factorial analizado es acorde con la posición relativa de abundancia factorial, bien por pares de factores, bien por pares de regiones, bien por factores y regiones conjuntamente.

El *test de rango* incorpora, adicionalmente, una medida del *volumen* de comercio factorial, es decir, no sólo la *dirección* del comercio de factores debe ser la indicada por la abundancia factorial relativa regional (*test* de signo), sino que aquellas regiones más abundantes en algún factor productivo debieran ser las que mayor *nivel* de exportaciones netas de este factor desarrollen en el conjunto nacional. En términos más formales, si la ecuación [11] se cumple, las exportaciones netas del factor f por parte de la región r excederán las exportaciones netas del factor f' para esta misma región, si y sólo si el factor f es más abundante que el factor f' en dicha región; formalmente, $(F_f^r/V_f^E)/s^r > (F_{f'}^r/V_{f'}^E)/s^r$ si y sólo si $(V_f^r/V_{f'}^E)/s^r > (V_{f'}^r/V_f^E)/s^r$. De la misma manera, las exportaciones netas del factor f para la región r excederán las exportaciones netas de factor f para la región r' si y sólo si el factor f es más abundante en la región r que en la región r' ; formalmente, $(F_f^r/V_f^E)/s_r > (F_{f'}^{r'}/V_{f'}^E)/s_{r'}$ si y sólo si $(V_f^r/V_{f'}^E)/s^r > (V_{f'}^{r'}/V_f^E)/s^{r'}$. En este sentido, se puede construir un *ranking* con las posiciones que ocupan las diversas regiones españolas (para un factor determinado) en términos de contenido factorial de comercio y de abundancia factorial en el contexto nacional y proceder a observar cuál es el grado de coincidencia entre ambos vectores de ordenaciones regionales para cada lado de la ecuación de Vanek. Como en el caso del *test* de signo, el *test* de rango se calcula por pares de factores y por pares de regiones.

El *test* de rango se complementa con el estadístico de Kendall, basado en calcular el número de pares que se encuentran fuera del orden esperado para un *ranking* determinado (contenido factorial de comercio), utilizando para ello como referencia el otro *ranking* definido por la abundancia factorial relativa y contrastando a continuación si ambos *ranking* son independientes (Bowen *et al.*, 1987). Finalmente, también analizamos la correspondencia entre el lado derecho e izquierdo de cada ecuación a través del estadístico de correlación de Pearson.

Por último, se implementa el *test* de varianza propuesto por Treffler (1995), el cual permite contrastar otra de las predicciones del modelo

HOV, a saber, que las regiones más abundantes en un factor determinado deberían ser aquellas que exportaran más de ese factor a través del comercio de bienes y servicios. Formalmente, esto es equivalente a observar una varianza en el contenido factorial del comercio neto de las regiones españolas (lado izquierdo de la ecuación HOV) de valor similar a la varianza asociada a su abundancia factorial (lado derecho de la ecuación HOV), por lo que la ratio entre ambas varianzas debiera ser la unidad si el modelo fuera capaz de predecir perfectamente¹⁰.

Cabe decir, como ya señala Davis *et al.* (1997), que el objetivo de estos primeros contrastes es la discriminación entre especificaciones alternativas del modelo HOV, de cara a observar su buen o mal funcionamiento en el caso regional. En concreto, un buen funcionamiento de los *tests* de signo, rango y varianza no garantizan la no violación de los supuestos subyacentes al modelo, ya que no cuentan con una definición clara de las hipótesis nula y alternativa objeto de contraste. No obstante, el espíritu de dichos contrastes es servir de indicadores del grado de consistencia existente entre la teoría y los datos. En este sentido, si las predicciones del modelo vienen corroboradas por los datos, se puede concluir que la relajación de sus supuestos no aportará una mejora importante de los resultados de los contrastes utilizados, no obstante, si se observa que el modelo funciona mal empíricamente, se puede concluir que existirán ganancias sustanciales a la hora de explicar los intercambios observados de factores a través del comercio si se consideran especificaciones alternativas del modelo HOV¹¹.

- *Test bilateral de signo*

En línea con los tests sobre el funcionamiento empírico del modelo HOV, Debaere (2003) propone una transformación de la ecuación [5] que permite relacionar diferencias bilaterales en los contenidos factoriales de comercio con diferencias bilaterales en las dotaciones factoriales. Para ello, debe comenzarse por definir las variables $f_f^r = BT_f^r/s^r$ y $v_f^r = V_f^r/s^r$, de modo que la ecuación [5] se transforma en $f_f^r = v_f^r - V_f^E$. Posteriormente, si construimos dicha ecuación transformada para otra región r' , podemos restar ambas ecuaciones y dividir ambos lados por $v_f^r + v_f^{r'}$ con el fin de obtener la expresión $(f_f^r - f_f^{r'}) / (v_f^r + v_f^{r'}) = (v_f^r + v_f^{r'}) / (v_f^r + v_f^{r'})$. Si consideramos esta expresión para un factor

¹⁰ Los resultados del *test* de varianza se presentan solamente en el Cuadro 6.

¹¹ Véase Bernhofen (2005) para una visión crítica del modelo HOV y los contrastes utilizados para evaluar su capacidad predictiva.

de producción diferente f' y restamos la una a la otra obtenemos la expresión que constituye la base del análisis empírico propuesto por dicho autor es:

$$\frac{f_f^r - f_f^{r'}}{v_f^r + v_f^{r'}} - \frac{f_{f'}^r - f_{f'}^{r'}}{v_{f'}^r + v_{f'}^{r'}} = \frac{v_f^r - v_f^{r'}}{v_f^r + v_f^{r'}} - \frac{v_{f'}^r - v_{f'}^{r'}}{v_{f'}^r + v_{f'}^{r'}} \quad [12]$$

Debaere (2003) demuestra que la ecuación [12] es adecuada para medir el grado de ajuste entre contenido factorial y abundancia factorial relativa por pares de regiones y factores simultáneamente. Las ventajas de esta ecuación son cuatro frente a los *test* definidos anteriormente. Primero, no precisa de información sobre dotaciones factoriales a nivel mundial (nacional en nuestro caso). Segundo, el número de observaciones aumenta significativamente. Tercero, es posible hacer comparaciones entre grupos de regiones como forma de detectar cuando el modelo HOV funciona mejor¹². Por último, el test de signo es fácil de aplicar a una ecuación como la [12].

Además, es posible aplicar otro *test* para contrastar si la presencia de diferencias *significativas* en las dotaciones factoriales entre regiones son un factor determinante de la existencia de un número significativamente elevado de *aciertos* en el contraste bilateral de signo. Para ello se estima un modelo tipo *probit* $F(Y_i = 1 | X_i) = f(\beta X_i)$, donde la variable dependiente toma un valor unitario si hay concordancia de signo para un par de regiones (para un par de factores predeterminado) y cero en caso contrario. La probabilidad de que haya coincidencia de signo es una función de la diferencia entre las ratios de las dotaciones factoriales de las dos regiones analizadas, diferencia que actúa como variable independiente o explicativa de dicha probabilidad asociada al *acierto en el signo*. Dos medidas diferentes de la abundancia factorial bilateral son empleadas en este *test*. La primera medida, X_1 , compara la diferencia en *valor absoluto* entre las *ratios* de dotaciones factoriales bilaterales,

$$X_1 = |V_{f_r}/V_{f'r} - V_{f'r'}/V_{f'r'}|$$

¹²Esta ventaja es similar a la que Leamer (1980) encontró en su contraste de proporciones factoriales, el cual permitía contrastar la validez de las hipótesis manejadas acerca de la abundancia factorial relativa de un país frente a sus socios comerciales, después de segmentar el contenido factorial de comercio de ese país por grupos de países de destino.

mientras que la segunda medida, X_2 , refleja el *tamaño relativo* de las *ratios* de dotaciones factoriales bilaterales,

$$X_2 = \frac{V_{fr}/V_{f'r}}{V_{f'r'}/V_{f'r'}} \text{ si } \geq 1 \text{ y } \frac{V_{f'r'}/V_{f'r'}}{V_{fr}/V_{f'r}} \text{ en caso contrario}$$

Un coeficiente positivo y significativo asociado a la variable explicativa, estaría indicando que la probabilidad de *acierto* en el *test* bilateral de signo aumenta si los pares de regiones que se comparan tienen dotaciones factoriales relativas muy diferentes. La relevancia de este *test* deriva de que permite obtener evidencia a favor o en contra del principio básico en el que se basa la ventaja comparativa a la Heckscher-Ohlin, esto es, que el origen del comercio entre regiones (países) nace de la existencia de diferencias intrínsecas y significativas entre ellas, sobre la base de su dotación factorial relativa.

4.2 Resultados

A continuación presentamos los resultados de nuestra investigación. Primero presentamos los resultados del modelo HOV estricto [5], posteriormente comentamos los resultados del modelo después de permitir el uso de matrices tecnológicas específicas para cada región en el cálculo del contenido factorial de comercio (ecuaciones [6] y [7]) y, por último, comentamos los resultados derivados de relajar los supuestos de igualdad del precio de los factores a nivel nacional (ecuación [8]) y además las preferencias idénticas y homotéticas a nivel nacional (ecuaciones [9] y [10]).

- Resultados para el modelo HOV estricto

El Cuadro 2 presenta los resultados del contraste de la ecuación HOV estricta [5], esto es, bajo los supuestos de tecnología común en todas las regiones e igualdad del precio de los factores y existencia de preferencias idénticas y homotéticas a nivel nacional. Los resultados están divididos en cuatro paneles diferenciados. El panel A presenta la *ratio* entre el contenido factorial de comercio y la dotación factorial correspondiente para cada región y factor. Según los cálculos efectuados, Andalucía importa de otras regiones españolas un 6,2 por ciento de su dotación de capital productivo, un 6,7 por ciento de su dotación de trabajo de baja educación y un 7,5 por ciento de su dotación de trabajo de alta educación, mientras que exporta al resto de regiones españolas un 5,6 por ciento de su dotación de tierra cultivable. Hay dos regiones, Castilla-León y Cataluña, que son exportadoras netas

al resto de España de todos los factores de producción y una tercera, Madrid, que exporta ampliamente al resto de España tanto factor capital, como factor trabajo (de alta y baja educación), siendo también un amplio importador del factor tierra. Hay seis regiones, Aragón, Baleares, Canarias, Comunidad Valenciana, Galicia y País Vasco, que son importadoras netas de todos los factores de producción. A primera vista y de una forma *a priori* el patrón observado de intercambio de factores a través del comercio interregional parece corresponderse, para la mayoría de regiones y factores, con el definido por el modelo de dotaciones factoriales. A continuación presentamos los resultados de los *tests* para profundizar en el funcionamiento empírico del modelo HOV estricto.

Los contrastes de signo, rango y correlación para el modelo HOV estricto se presentan en el panel B para cada región individualmente (4 observaciones por región) y en el panel C para cada factor individualmente (14 observaciones por factor). Según los resultados plasmados en el panel B (región por región), el *test* de signo señala la existencia de cinco regiones entre las catorce analizadas (Asturias, Canarias, Castilla-Léon, Castilla-La Mancha y Madrid) para las cuales la ecuación HOV estricta tiene un 75 por ciento o más de aciertos (esto es, predice mejor que *lanzar una moneda al aire* en la terminología de Bowen *et al*, 1987). Igualmente, se observan siete regiones para las que la ecuación HOV predice correctamente un 50 por ciento de los casos y, finalmente, tan sólo en dos regiones españolas (Aragón y Cataluña) la ecuación HOV predice peor que *lanzar una moneda al aire* (esto es, peor que una concordancia hecha de forma aleatoria entre contenido factorial y abundancia factorial relativa). Por su parte, el *test* de rango también identifica cinco regiones españolas entre las catorce analizadas, las mismas para las que funciona el *test* de signo, donde la proporción de aciertos supera el 50 por ciento en la comparación por pares de regiones en lo que respecta al *matching* o aciertos entre el *ranking* regional de contenidos factoriales de comercio y el *ranking* regional de abundancias factoriales relativas, aunque el estadístico de Kendall sólo es significativo en tres de estos casos. Por último, la correlación observada entre el contenido y la abundancia factoriales para la mitad de las regiones españolas es positiva y elevada en aquellas regiones donde el *test* de signo y rango respalda el buen funcionamiento de la ecuación de HOV estricta, aunque también es cierto que hay regiones donde la correlación es negativa y alta, llamando especialmente la atención el caso de Cataluña.

Adicionalmente, y según los resultados presentados en el panel C (factor por factor), el *test* de signo arroja una probabilidad de acierto superior al 50 por ciento en dos factores, trabajo de alta educación (71 por ciento) y tierra (79 por ciento), mientras que se encuentra por debajo de dicha cota para los factores capital y trabajo de baja educación. El *test* de rango parece comportarse mejor que el *test* de signo, ya que supera el 50 por ciento de aciertos para todos los factores definidos (K, L, H y T) y el estadístico de Kendall rechaza rotundamente la hipótesis nula de que los *ranking* de contenido factorial de comercio y abundancia factorial relativa sean independientes para tres de los cuatro factores: capital (K), trabajo de alta educación (H) y tierra (T). Por último, el coeficiente de correlación simple sólo tiene signo positivo para dos de los cuatro factores (H y T), indicando un comportamiento mediocre del modelo HOV¹³.

Por último, el panel D presenta los resultados de la implementación del *test* de signo a la ecuación [12] propuesta por Debaere (2003), bajo los supuestos del modelo HOV estricto. Contamos con seis combinaciones de pares de factores y trece de pares de regiones posibles, conteniendo cada celda del panel D el número de emparejamientos correctos por pares de factores y pares de regiones. Por ejemplo, para el par capital/trabajo de baja educación (K/L), en ocho ocasiones (61 por ciento de aciertos) existe concordancia de signo entre el contenido factorial de comercio y la abundancia factorial relativa de Andalucía, comparado con el contenido factorial y la abundancia factorial de cada una de las otras trece regiones posibles. La última columna y la última fila del panel D indican el porcentaje total de aciertos por pares de regiones y por pares de factores, respectivamente, de acuerdo con la ecuación [12]. En todos los casos la probabilidad de acierto es superior al 60 por ciento y en siete casos se supera el 75 por ciento de aciertos. Podemos concluir pues este primer análisis, afirmando que todos los contrastes presentados en el Cuadro 2 apoyan débilmente la ecuación HOV estricta a la hora de predecir la dirección del comercio facto-

¹³ Hay que ser cauto a la hora de interpretar estos primeros resultados ya que contamos con pocas observaciones, lo que hace que los estadísticos tengan una potencia baja. Por ejemplo, el *test* de signo región por región cuenta únicamente con cuatro observaciones, una para cada factor productivo, lo que lleva a que la obtención de valores superiores al 50 por ciento de aciertos dependa de obtener 3 ó 4 aciertos para cada CCAA analizada. Aunque débiles, los *tests* de signo y de rango son contrastes utilizados comúnmente en la literatura HOV, por lo que se considera relevante su aplicación en esta investigación.

CUADRO 2
Modelo HOV estricto (modelo de referencia). $|S| D^E (I-A^E)^{-1} T^r = V^r - S^r V^E$

Comunidades Autónomas	a) Ratio entre el contenido factorial de exportaciones netas y las dotaciones regionales			b) Tests unilaterales, región por región		Test de signo	Test de rango	Estadístico Kendall	Correlación Pearson	Núm. de emparejamientos correctos (sobre 13 pares)	d) Test bilateral (Test de signo)			Porcentaje de aciertos		
	K	L	H	T	H						H/L	T/K	T/L		T/H	
Andalucía	-6.2	-6.7	-7.5	5.6	0.50	0.73	0.50	0.73	-0.40	8	H/L	6	11	10	0.72	
Aragón	-6.6	-7.2	-7.9	-1.7	0.25	1.00	0.38	1.00	-1.00	9	10	9	5	8	9	0.64
Asturias	3.1	-2.9	2.2	-14.1	0.75	0.08*	0.75	0.08*	0.80	9	7	11	8	10	11	0.72
Baleares	-24.0	-39.0	-29.7	-189.4	0.50	1.00	0.38	1.00	0.20	9	13	10	3	8	8	0.65
Canarias	-4.2	-5.0	-5.1	-26.0	0.75	0.38	0.38	1.00	0.80	9	9	8	6	7	8	0.60
Castilla-León	1.5	5.8	0.6	6.2	0.75	0.63	0.63	0.30	0.80	8	9	12	7	11	12	0.76
Castilla-La Mancha	-1.0	10.8	-7.3	6.1	1.00	0.75	0.75	0.08*	1.00	11	11	12	11	13	12	0.90
Cataluña	3.2	4.1	3.3	17.2	0.25	1.00	0.38	1.00	-1.00	10	12	9	6	7	7	0.65
Com. Valenciana	-8.1	-9.8	-10.4	-48.3	0.50	0.73	0.50	0.73	-0.40	9	11	10	6	8	8	0.67
Extremadura	4.5	4.3	-4.5	-1.5	0.50	0.30	0.13	0.30	-0.80	11	9	6	12	6	5	0.63
Galicia	-15.6	-15.1	-21.5	-14.7	0.50	0.63	0.63	0.30	-0.40	1	12	11	10	9	10	0.68
Madrid	30.9	41.6	27.3	-145.8	0.75	0.75	0.75	0.08*	1.00	10	10	10	11	10	10	0.78
Navarra	-16.9	-29.5	-17.7	10.0	0.50	1.00	0.38	1.00	-0.20	10	11	10	10	11	10	0.79
País Vasco	-7.5	-17.0	-6.5	-121.2	0.50	0.73	0.25	0.73	-0.20	9	11	10	11	9	10	0.77

c) Test unilaterales, factor por factor

Test de signo	0.36	0.43	0.71	0.79
Test de rango	0.73	0.51	0.65	0.74
Estad. de Kendall	0.01*	0.51	0.01*	0.00*
Correlación Pearson	-0.68	-0.49	0.46	0.72

Porcentaje de aciertos

0.68	0.80	0.76	0.62	0.70	0.71
------	------	------	------	------	------

Nota: El contenido factorial de comercio se ha calculado utilizando la tecnología nacional (tabla *Input-output* de España, $D^E (I-A^E)^{-1}$) y la abundancia factorial relativa se ha calculado utilizando el vector de dotaciones nacionales V^E . K: Capital Físico (miles euros de 1995). L: Trabajo baja educación (miles personas en 1995). T: Trabajo alta educación (miles personas en 1995). T: Tierra (hectáreas). Cada celda del panel (a) mide el porcentaje que el contenido factorial de comercio de cada factor representa sobre la dotación de ese factor en cada región. El test de signo es el porcentaje de aciertos en el signo entre el contenido factorial de comercio y la abundancia factorial de comercio. El test de rango es el porcentaje de coincidencias en la dirección de la desigualdad entre contenido factorial de comercio por pares de regiones (factores) y la abundancia factorial relativa por pares de regiones (factores). El test no-paramétrico de Kendall contrasta la hipótesis nula de que el *matching de rankings* es aleatorio; el asterisco * indica el rechazo de la hipótesis nula. El test de correlación de Pearson es el coeficiente de correlación simple. Los test de signo, rango, Kendall y Person se calculan separadamente para cada región (4 observaciones) o cada factor (14 observaciones). El test de signo de Debaere es el porcentaje de aciertos en el signo entre el contenido factorial de comercio y la abundancia factorial de comercio por pares de regiones y factores, según la expresión [12] del texto.

rial de las regiones españolas sobre la base de su abundancia factorial relativa. En este sentido, nuestros primeros resultados corroboran los obtenidos por Davis *et al.* (1997) para las prefecturas japonesas.

- *Resultados para el modelo HOV con cálculos alternativos del contenido factorial de comercio*

A continuación aplicamos la misma batería de *tests* a la ecuación HOV, pero calculando el contenido factorial de comercio de cada región mediante el uso de matrices tecnológicas específicas para cada una de ellas. Los resultados obtenidos se presentan en los Cuadros 3 y 4.

Así, es notorio que cuando el contenido factorial de comercio se calcula siguiendo la ecuación [6], el panel A del Cuadro 3 muestra como la dirección de comercio (los aciertos en el *test* de signo) se mantiene en prácticamente todos los factores y regiones analizados. La diferencia principal respecto al Cuadro 2 radica en que el contenido factorial del comercio calculado se reduce en casi todos los factores y para casi todas las regiones. Por lo tanto, el uso de matrices tecnológicas individuales para cada región, aplicadas a un vector de exportaciones netas, parece estar sobreestimando para todas las regiones de igual manera el contenido factorial de su comercio, sin que se aprecien cambios importantes en la dirección de comercio por grupos de regiones. En el resto de paneles del Cuadro 3, los *tests* unilaterales de signo, rango y correlación, bien factor a factor, bien región a región, así como el *test* bilateral de signo, en general, arrojan un número de aciertos algo inferior a los observados para el modelo HOV estricto.

Por su parte, cuando el contenido factorial de comercio se calcula siguiendo la ecuación [7], el panel A del Cuadro 4 no presenta cambios de signo con respecto al Cuadro 2. De nuevo, la diferencia reside en el contenido factorial de comercio calculado que en este caso aumenta para casi todos los factores y las regiones. El resto de paneles del Cuadro 4, donde se presentan los *tests* unilaterales de signo, rango y correlación, así como el *test* bilateral de signo de Debaere, revela un número de aciertos ligeramente inferior al del modelo HOV estricto.

CUADRO 3
Modelo HOV regional 1 (tecnología regional en exportaciones e importaciones). $[6a] D^r (I-A^r)^{-1} T^r = V^r - S^r V^E$

Comunidades Autónomas	a) Ratio entre el contenido factorial de exportaciones netas y las dotaciones regionales				b) Testes unilaterales, región por región				c) Test bilateral (Test de signo)				Porcentaje de aciertos			
	K	L	H	T	Test de signo	Test de rango	Estadístico Kendall	Correlación Pearson	Número de emparejamientos correctos (sobre 13 pares)	K/L	H/K	H/L		T/K	T/L	T/H
Andalucía	-4.6	-6.8	-5.5	0.6	0.50	0.50	0.73	-0.40	7	12	10	6	11	10	0.72	
Aragón	-5.7	-6.1	-6.1	-0.9	0.25	0.38	1.00	-0.80	8	9	3	4	3	5	0.41	
Asturias	8.2	-3.9	1.2	-2.8	0.75	0.75	0.08*	0.80	10	8	5	6	5	7	0.53	
Baleares	-9.7	-14.2	-8.9	-27.5	0.50	0.38	1.00	-0.40	10	10	10	3	8	8	0.60	
Canarias	-2.1	-1.5	-1.6	-4.5	0.50	0.38	1.00	-0.40	10	10	5	6	8	7	0.59	
Castilla-León	2.4	6.5	1.5	2.5	0.75	0.75	0.08*	0.80	8	10	12	7	11	12	0.77	
Castilla-La Mancha	4.6	10.1	-5.8	2.8	0.75	0.75	0.08*	0.40	11	11	12	12	12	13	0.91	
Cataluña	7.6	8.6	6.4	0.5	0.25	0.75	0.08*	-0.80	10	12	9	6	7	7	0.65	
Com. Valenciana	-6.6	-8.3	-7.2	-4.3	0.50	0.38	1.00	-0.80	9	10	7	5	5	5	0.53	
Extremadura	7.7	4.4	-1.4	-1.0	0.25	0.13	0.30	-0.80	9	10	1	12	1	3	0.46	
Galicia	-14.3	-14.4	-18.4	-1.6	0.50	0.50	0.73	-0.40	1	11	6	6	9	9	0.54	
Madrid	21.8	27.0	22.9	-9.1	0.75	0.75	0.08*	1.00	1	10	6	4	9	10	0.51	
Navarra	-11.2	-14.4	-13.9	1.0	0.50	0.38	1.00	-0.40	10	10	10	4	11	10	0.71	
País Vasco	-6.3	-8.7	-6.8	-4.4	0.50	0.00	0.08*	-0.40	7	9	6	5	8	6	0.53	
c) Test unilaterales, factor por factor																
Test de signo	0.21	0.43	0.64	0.79												0.62
Test de rango	0.74	0.37	0.60	0.59												0.59
Estad. de Kendall	0.01*	0.22	0.32	0.38												0.59
Correlación Pearson	-0.75	-0.48	0.35	0.45												0.62

Nota: El contenido factorial de comercio se ha calculado utilizando matrices tecnológicas específicas de cada región (tabla input-output regionales, $D^r (I-A^r)^{-1}$) aplicadas al vector de exportaciones netas, T^r . La abundancia factorial relativa se ha calculado utilizando el vector de dotaciones nacionales V^E . K: Capital Físico (miles euros de 1995). L: Trabajo baja educación (miles personas en 1995). H: Trabajo alta educación (miles personas en 1995). T: Tierra (hectáreas). Para más detalles sobre los tests, véase las notas del Cuadro 2.

CUADRO 4
 Modelo HOV regional 2 (tecnología regional en exportaciones y tecnología nacional en importaciones).
 [6b] $D^r (I-A^r)^{-1} X^r - D^E (I-A^E)^{-1} M^r = V^r - S^r V^E$

Comunidades Autónomas	a) Ratio entre el contenido factorial de exportaciones netas y las dotaciones regionales				b) Testes unilaterales, región por región		c) Test bilaterales, (Test de signo)				Porcentaje de aciertos		
	K	L	H	T	Test de signo	Test de rango	Estadístico Kendall	Correlación Pearson	Número de emparejamientos correctos (sobre 13 pares)	T/L		T/H	
Andalucía	-8.2	-7.8	-10.1	-18.6	0.25	0.38	1.00	-0.60	9	10	9	10	0.73
Aragón	-8.5	-22.1	-15.4	-10.2	0.25	0.13	0.30	-0.80	11	11	9	10	0.77
Asturias	11.4	0.8	4.9	-49.8	1.00	0.63	0.30	0.80	8	7	8	10	0.62
Baleares	-25.0	-41.3	-31.3	-197.9	0.50	0.50	0.30	0.20	9	12	10	3	0.64
Canarias	-2.1	-5.1	-5.1	-63.0	0.75	0.25	0.73	0.60	9	9	4	9	0.49
Castilla-León	1.6	2.5	-1.3	-3.1	0.75	0.13	0.73	0.40	8	9	12	9	0.78
Castilla-La Mancha	-7.4	-0.2	-16.2	0.5	0.75	0.63	0.30	1.00	9	8	12	12	0.85
Cataluña	24.4	20.1	15.1	-65.3	0.50	0.75	0.08*	-0.40	10	12	6	0	0.49
Com. Valenciana	-11.3	-10.4	-15.3	-135.1	0.50	0.50	0.73	0.40	11	11	10	12	0.77
Extremadura	13.4	3.8	-3.1	-3.3	0.25	0.13	0.30	-0.80	11	9	9	13	0.81
Galicia	-17.7	-9.9	-24.6	-62.7	0.50	0.38	1.00	-0.20	1	11	9	12	0.64
Madrid	16.3	14.1	21.6	-296.0	0.75	0.63	0.30	1.00	1	10	6	0	0.40
Navarra	-20.9	-51.4	-22.5	-41.6	0.25	0.38	1.00	-0.80	11	11	8	10	0.71
País Vasco	-5.6	-30.7	-1.3	-264.6	0.50	0.63	0.30	0.40	10	8	7	11	0.63

c) Test unilaterales, factor por factor

Porcentaje de aciertos

0.36 0.43 0.71 0.64

0.73 0.42 0.68 0.76

0.02** 0.91 0.06* 0.00*

-0.73 -0.31 0.67 0.70

0.65 0.76 0.566 0.66 0.62 0.65

Nota: El contenido factorial de comercio se ha calculado utilizando matrices tecnológicas específicas de cada región (tabla input-output regionales, $D^r (I-A^r)^{-1}$) para calcular el contenido factorial de exportaciones X^r y la matriz tecnológica de España $D^E (I-A^E)^{-1}$ para calcular el contenido factorial de importaciones regionales, M^r ; K: Capital Físico (miles euros de 1995); L: Trabajo baja educación (miles personas en 1995); H: Trabajo alta educación (miles personas en 1995); T: Tierra (hectáreas). Para más detalles sobre los tests, véase las notas del Cuadro 2.

El último *test* al que sometemos al modelo HOV, nos va a servir para comprobar si las diferencias que existen en las dotaciones factoriales entre regiones son un factor determinante de cara a obtener un número significativamente elevado de aciertos en el contraste bilateral de signo (panel D). Este *test* nos permite, por un lado, contrastar la hipótesis fundamental del modelo de dotaciones factoriales, la fuente de la ventaja comparativa, y por otro lado, nos permite contrastar cuál de las tres medidas de contenido factorial de comercio ajusta mejor la ecuación HOV.

CUADRO 5
Análisis de probabilidad (modelo Probit)

PANEL A		K/L	H/K	H/L	T/K	T/L	T/H
Modelo HOV estricto	coeff.	0.036	0.374**	0.214**	0.266	0.291**	0.02
	t-estadístico	0.26	2.72	1.98	1.73	2.69	0.22
	Pseudo R2	0.01	0.09	0.04	0.03	0.08	0.00
Modelo HOV regional 1	coeff.	0.011	0.273**	0.011	-0.023	0.128	-0.071
	t-estadístico	0.08	2.06	0.09	-0.22	0.57	-0.77
	Pseudo R2	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00
Modelo HOV regional 2	coeff.	0.227	0.335**	0.307**	-0.026	0.052	-0.169
	t-estadístico	1.64	2.56	2.55	-0.25	1.35	-1.43
	Pseudo R2	0.03	0.06	0.06	0.00	0.01	0.01
PANEL B							
Modelo HOV estricto	coeff.	0.571	2.399**	1.112**	0.400**	0.654**	0.315**
	t-estadístico	1.31	2.64	2.07	1.99	3.67	2.05
	Pseudo R2	0.02	1.11	0.04	0.05	0.14	0.04
Modelo HOV regional 1	coeff.	0.581	2.345**	0.216	0.011	0.246	0.062
	t-estadístico	1.34	2.79	0.43	0.09	1.61	0.47
	Pseudo R2	0.02	0.10	0.00	0.00	0.02	0.00
Modelo HOV regional 2	coeff.	1.209**	2.157**	1.489**	0.331	0.486**	0.225
	t-estadístico	2.48	2.75	2.36	1.31	3.02	1.59
	Pseudo R2	0.06	0.09	0.06	0.03	0.08	0.02

Nota: La variable dependiente es 1 si hay correspondencia en el test de signo de Debaere (Ecuación [12] en el texto) y cero en caso contrario, a partir de los resultados obtenidos en el Panel D de los Cuadros 2, 3 y 4. Para el cálculo de la variable dependiente se han utilizado tres medidas alternativas de contenido factorial de comercio. [5] $D^E (I-A^E)^1 (X-M)^E$, [6] $D^E (I-A^E)^1 (X-M)^E$ y [7] $D^E (I-A^E)^1 X^E - D^E (I-A^E)^1 M^E$. Las tres medidas han sido ajustadas dividiendo por $s^E = PIB^E / PIB^E$ (ver texto principal para más detalles).

La variable explicativa en el Panel A es $X_i = |V_{fr} / V_{fr} - V_{fr} / V_{fr}|$ y en el Panel B es

$$X_2 = \frac{V_{fr} / V_{fr}}{V_{fr} / V_{fr}} \text{ si la expresión es mayor que 1 o } \frac{V_{fr} / V_{fr}}{V_{fr} / V_{fr}} \text{ en caso contrario.}$$

Las dotaciones factoriales son: K=capital físico, L=trabajo de baja educación, H=trabajo de alta educación, T=tierra. Cada regresión incluye los 91 pares de regiones.

El Cuadro 5 presenta los resultados del análisis de probabilidad propuesto en el apartado 4.1. Con datos para el modelo HOV estricto, el coeficiente en todas las regresiones presenta un signo positivo y, excepto en el caso K/L, es estadísticamente significativo al 10 por ciento.

Este resultado permite demostrar que, cuanto mayor es la diferencia en las dotaciones factoriales entre regiones, tanto más probable es que haya un *acierto* en el contraste de signo, es decir, las predicciones del contraste de signo utilizando la ecuación HOV mejoran cuando la dotación factorial de una región es muy diferente comparada con la del resto de regiones del país. Además, el modelo HOV estricto presenta mejores resultados que las otras dos medidas alternativas en términos de significatividad de los coeficientes estimados.

En resumen, se puede decir que el uso de matrices tecnológicas específicas para cada región en el cálculo del contenido factorial de su comercio no mejora la capacidad de predicción del modelo HOV con datos regionales. Éste es un resultado muy interesante, ya que con datos internacionales el uso de matrices tecnológicas distintas para cada país ha permitido mejorar notablemente el funcionamiento del modelo HOV (Hakura, 2001; Davis y Weinstein, 2003; Treffer y Zhu, 2005). Por lo tanto, el supuesto de idéntica tecnología entre regiones de un mismo país cuando se contrasta la ecuación HOV parece, al menos para el caso español, ser válido.

- *Resultados para modelo HOV con medidas alternativas de la abundancia factorial relativa*

Hasta el momento los resultados revelan que el modelo de dotaciones factoriales en las tres versiones analizadas predice bastante bien la dirección de comercio, esto es, sirve para explicar qué factores son los que intercambia cada región con el resto de España de acuerdo a su dotación factorial relativa. Un último contraste, el *test* de varianza propuesto por Treffer (1995), nos va a permitir analizar otra de las predicciones del modelo HOV, a saber, que las regiones más abundantes en un factor determinado deberían ser aquellas que exportaran más de ese factor a través del comercio de bienes y servicios. Formalmente, esto es equivalente a ver si la varianza en el contenido factorial del comercio de las regiones españolas es igual a la varianza en la abundancia factorial relativa.

El Cuadro 6 presenta un resumen de los resultados obtenidos hasta ahora y añade el *test* de varianza. Los valores de los *tests* de signo, rango y correlación han sido calculados después de poner juntos todos los factores y regiones, a diferencia de los valores de los Cuadros 2, 3 y 4 que se realizaban, región por región o factor por factor. Por ejemplo, el *test* de signo indica que el modelo HOV predice correctamente casi el

70 por ciento de todos los emparejamientos de signos. El *test* de signo ponderado revela un 95 por ciento de aciertos, lo que indica que son más probables los aciertos entre pares de factores-regiones con mayor peso en el comercio interregional de España.

La última fila del panel A del Cuadro 6 presenta el *test* de varianza para las ecuaciones [5], [6] y [7]. Comparado con el valor máximo de 1, el valor del *test* de varianza en el modelo HOV estricto es 0,219, es decir, hay un problema importante de *comercio desaparecido*, ya que no existe una concordancia entre el volumen *predicho* de contenido factorial en el comercio (lado derecho de la ecuación HOV) y el volumen *medido* del mismo (lado izquierdo de la ecuación HOV) para las regiones españolas, que siempre se encuentran por debajo de la predicción, de ahí la expresión de *comercio desaparecido*¹⁴. Por lo tanto, el modelo de proporciones factoriales en su versión estricta falla a la hora de explicar el volumen de comercio de factores en función de la abundancia factorial. Además, dicho problema del *comercio desaparecido* no se aminora, sino que aumenta, al utilizar en la medición del contenido factorial de comercio las especificaciones propuestas en las ecuaciones [6] y [7], es decir, cuando se utilizan matrices tecnológicas específicas para cada región.

El panel B del Cuadro 6 presenta el valor medio de los *tests* de signo (ponderado y no ponderado), rango, correlación y varianza obtenidos después de relajar los supuestos de igualación del precio de los factores entre regiones (IPF) y el supuesto de preferencias idénticas y homotéticas entre regiones (PIH)¹⁵. Los resultados pueden compararse con los del panel A para el modelo HOV estricto y las versiones regionales 1 y 2. Los resultados para el modelo HOV relajado 1, ecuación [8], resultan ahora peores que los obtenidos para el modelo HOV estricto [5] en todos los contrastes calculados, excepto en el de la varianza que aumenta su valor hasta 0,327. Este resultado contrasta con el obtenido por Davis *et al.* (1997) para el caso de las regiones de Japón. Ellos observaron como la capacidad predictiva del modelo HOV relajado 1

¹⁴En los trabajos que utilizan datos de países (Trefler, 1995, Davis y Weinstein, 2001, Trefler and Zhu, 2005), la ratio de varianzas del modelo HOV estricto no alcanza valores por encima del 0.1.

¹⁵El *test* de signo ponderado utiliza como ponderación la proporción del volumen de contenido factorial de cada región en el total nacional. El *test* bilateral de signo de Debaere (2003) no se aplica ahora, ya que los resultados serían similares a los de la ecuación HOV estricta [5], debido a que dicho *test* no hace uso alguno de una medida de abundancia factorial nacional.

(ecuación [8] era muy elevada (por encima del 85 por ciento de aciertos, tanto en el *test* unilateral de signo, como en el de rango), comparada con la propia del modelo HOV estricto [5], cuya capacidad predictiva era inferior a *lanzar una moneda al aire* para el caso japonés.

CUADRO 6
Resumen de resultados

Panel A			
Medición del contenido factorial de comercio (Abundancia factorial relativa utilizando vector de dotaciones nacionales)	Modelo estricto (5)	Versión regional 1 (6a)	Versión regional 2 (6b)
Test de signo (no ponderado)	0.692	0.678	0.683
Test de signo (ponderado)	0.956	0.881	0.912
Test de rango (región por región)	0.482	0.428	0.429
Test de rango (factor por factor)	0.648	0.573	0.671
Correlación Pearson (región por región)	0.014	-0.157	0.086
Correlación Pearson (factor por factor)	0.002	-0.109	0.082
Test de signo (Debaere)	0.712	0.603	0.661
Test de varianza	0.219	0.088	0.229
Panel B			
Medición de la abundancia factorial relativa (Contenido factorial de comercio utilizando tecnología nacional)	Versión relajada 1 (7a)	Versión relajada 2 (7b)	Versión relajada 3 (7c)
Test de signo (no ponderado)	0.589	0.750	0.750
Test de signo (ponderado)	0.644	0.770	0.870
Test de rango (región por región)	0.491	0.544	0.554
Test de rango (factor por factor)	0.631	0.717	0.717
Correlación Pearson (región por región)	0.014	0.057	0.021
Correlación Pearson (factor por factor)	0.002	0.238	0.122
Test de varianza	0.327	0.676	0.672

Notas: El *test* de signo es el porcentaje de aciertos en el signo entre el contenido factorial de comercio y la abundancia factorial de comercio. El *test* de signo ponderado utiliza como pesos el porcentaje de contenido factorial de la región de ese factor en el total nacional. El *test* de rango es el porcentaje de coincidencias en la dirección de la desigualdad entre contenido factorial de comercio por pares de regiones (factores) y la abundancia factorial relativa por pares de regiones (factores). El coeficiente de correlación simple (Pearson) se calcula separadamente para cada región (4 observaciones) o cada factor (14 observaciones). El *test* de varianza es la *ratio* entre la varianza del contenido factorial de comercio y la varianza de la abundancia factorial relativa. El *test* de signo de Debaere es el porcentaje de aciertos en el signo entre el contenido factorial de comercio y la abundancia factorial de comercio para todos los pares de regiones y factores del panel (d) en los Cuadros 2, 3 y 4, utilizando la expresión [12] del texto.

En el Panel A (medición del contenido factorial de comercio con tecnología nacional y tecnología regional), el contenido factorial de comercio se mide como [5] $D^E (I-A^E)^{-1} (X-M)^E$, [6] $D^r (I-A^r)^{-1} (X-M)^r$ y [7] $D^r (I-A^r)^{-1} X^r - D^E (I-A^E)^{-1} M^E$. La abundancia factorial relativa se ha calculado como $V^r - s^r V^E$ donde $s^r = PIB^r / PIB^E$.

En el Panel B (versiones relajadas del modelo HOV), la dotación factorial relativa se ha calculado como (7a) $V^r - s^r D^E (I-A^E)^{-1} C^E$, [9] $V^r - D^E (I-A^E)^{-1} C^E$ y [10] $V^r - D^r (I-A^r)^{-1} C^r$. El contenido factorial de comercio se ha calculado para las tres ecuaciones utilizando $D^E (I-A^E)^{-1} (X-M)^E$ para facilitar las comparaciones.

No obstante, nos planteamos ir un paso más allá con respecto a las aportaciones metodológicas de Davis *et al.* (1997) con respecto a las posibilidades de relajar los supuestos asociados a la ecuación HOV, y siguiendo el espíritu de Leamer (1980), reemplazamos el vector de demanda nacional por un vector de demanda específico de cada región. Esto es equivalente a asumir que las preferencias no son idénticas entre regiones españolas, relajando pues dicho supuesto de igualdad interregional en la estructura de demanda nacional. Los resultados para el modelo HOV relajado 2 y el modelo HOV relajado 3, son ahora superiores a los derivados del modelo HOV básico para todos los contrastes, especialmente para el *test* de la varianza que alcanza un valor por encima del 0,67. A este respecto, los resultados de los *tests* empíricos parecen señalar hacia la necesidad de relajar también el supuesto de preferencias idénticas y homotéticas entre las regiones españolas para lograr una mejora significativa respecto al modelo HOV estricto. Este resultado contrasta marcadamente con el de Davis *et al.* (1997) para el comercio total de las regiones japonesas, quienes no encontraron evidencia de que la relajar el supuesto de preferencias idénticas y homotéticas a nivel nacional el modelo HOV mejorara su capacidad de predicción. Nuestro resultado indica que hay diferencias en las preferencias entre las regiones así como que las disparidades regionales en la renta también parecen estar afectando al comercio entre las regiones (preferencias no homotéticas).

5. Conclusiones

La literatura española sobre el funcionamiento empírico del modelo de proporciones factoriales se ha mantenido hasta la actualidad en la tradición de los *test* parciales de Leamer (1980). Este trabajo presenta por primera vez un contraste empírico de la validez de la ecuación HOV (*test completo*) con datos de comercio interregional de España. El funcionamiento de dicha ecuación en su versión estricta ha venido siendo bastante pobre en los ejercicios con datos de países, no obstante, algunos autores han comenzado a analizar su funcionamiento en el ámbito regional, dado que las regiones de un país parecen *a priori* un laboratorio *ideal* para contrastar el modelo HOV, ya que los supuestos subyacentes serían más plausibles de cumplirse en dicho espacio geográfico que a nivel internacional. Con el objetivo de comprobar dicha cuestión para España, se desarrolla un *test* empírico para el comercio interregional de las regiones españolas, incluyendo por primera vez los servicios comercializables en el vector de comercio analizado.

El trabajo aporta varios resultados interesantes. En primer lugar, la ecuación estricta HOV predice bastante bien el signo de la relación entre abundancia factorial y el contenido factorial del comercio interregional para España. Sin embargo, los *tests* de rango y varianza revelan que la ecuación estricta HOV no funciona muy bien a la hora de predecir el volumen del contenido factorial de comercio de una región en función de su abundancia factorial relativa, existiendo lo que se conoce en la literatura como un problema de *comercio desaparecido* también para el caso de España.

En segundo lugar, la relajación de la ecuación HOV permitiendo que el cálculo del contenido factorial de comercio se obtenga utilizando las matrices tecnológicas de cada región no contribuye a mejorar la capacidad predictiva del modelo. Este resultado es novedoso e interesante. Es novedoso, porque permite contrastar la validez del supuesto de *idéntica* tecnología con datos regionales, aspecto que no pudieron realizar en su día Davis *et al.* (1997) por carecer de tablas *input-output* regionales para su estudio sobre Japón. Además, es interesante porque demuestra la validez del supuesto de *idéntica* tecnología dentro de un país cuando se analiza su comercio interregional, aspecto que no parece ser válido cuando se utilizan datos de países en el análisis del comercio internacional (Schott, 2003; Debaere y Demiroglu, 2003).

En tercer lugar, Davis *et al.* (1997) observaron que la capacidad de predicción del modelo HOV con datos de Japón mejoraba sensiblemente (siempre por encima del 80 por ciento de aciertos) cuando se relajaban los supuestos de IPF y PIH a nivel mundial y se mantenían para las prefecturas japonesas. La aplicación de este modelo relajado HOV con datos de regiones españolas muestra un comportamiento poco satisfactorio, ya que la mayoría de los *tests* empeora ligeramente en comparación con el modelo estricto HOV. Sin embargo, cuando relajamos el supuesto de preferencias idénticas y homotéticas entre las regiones españolas, se observa una mejora significativa en todos los contrastes, llamando especialmente la atención el alto valor alcanzado por el *test* de varianza (0.67), indicando que el problema del *comercio desaparecido* se reduce muy significativamente, aspecto que en sí mismo supone una aportación adicional relevante en esta literatura. Por lo tanto, al menos en el caso español, hay diferencias regionales idiosincrásicas en la demanda que explicarían en parte porqué el modelo HOV estricto no funciona todo lo bien que *a priori* se esperaría. Así, mientras Davis *et al.* (1997) encuentra que para el caso japonés

el problema radica en el mal funcionamiento del modelo HOV por el lado de la producción, lo que les lleva a relajar el supuesto de IPF y a obtener una mejora significativa de la capacidad predictiva del modelo, nuestra investigación apunta a un mal funcionamiento del modelo HOV para el caso español por el lado de la absorción, lo que justifica la necesidad de relajar el supuesto de PIH, obteniendo así una mejora importante.

En cuarto lugar, y por último, la evidencia empírica confirma para el caso español que el modelo HOV funciona mejor cuanto más diferentes son las dotaciones factoriales relativas entre regiones, corroborando así a nivel regional, el resultado encontrado por Debaere (2003) a nivel internacional.

Apéndice A1. Referencias estadísticas

CUADRO A1.1

Fuentes estadísticas utilizadas

-
- Fundación BBV (1999): *El "stock" de capital en España y su distribución territorial* (7 volúmenes), 5ª edición, Bilbao, Fundación BBV. <http://bancoreg.fbbv.es>
- INE (1996): *Anuario Estadístico de España*, Madrid, Instituto Nacional de Estadística.
- INE (1995): *Contabilidad Regional de España*, Madrid, Instituto Nacional de Estadística. <http://www.ine.es>
- INE (1995): *Encuesta de población activa*, segundo trimestre 1995, Madrid, Instituto Nacional de Estadística. <http://www.ine.es>
- TIO-España-1995: Contabilidad Nacional de España. Base 1995. Serie Contable 1995-1999. Tablas de Origen y destino. Año 1995. Instituto Nacional de Estadística, 2001. <http://www.ine.es>
- TIO-Andalucía-1995: Sistema de Cuentas Económicas de Andalucía. Marco Input-Output. Año 1995 (MIOAN-95). Instituto de Estadística, Conserjería de Economía y Hacienda de la Junta de Andalucía, 2001. <http://www.juntadeandalucia.es/institutodeestadistica/>
- TIO-Aragón-1995: Estructura Productiva de la economía aragonesa. Marco Input-Output de Aragón. Año 1999. Caja de Ahorros y Monte de Piedad de Zaragoza, Aragón y Rioja (Ibercaja), 2003.
- TIO-Asturias-1995: Marco input-output de Asturias. Año 1995. Sociedad asturiana de estudios económicos e industriales. <http://www.sadei.es>
- TIO-Baleares-1997: Tabla Input-Output de las Islas Baleares (TIOIB-97). Año 1997. Conselleria d'Economia i Hisenda. Polo, C. y Valle, E. (2002): "Un análisis input-output de la economía balear", Estadística Española, vol. 44, 151, páginas 393-444. Agradecemos a Elisabeth Valle el facilitarnos las TIOIB-97 de Baleares en soporte electrónico (elisabeth.valle@uib.es).
- TIO-Cataluña-1987: Tabla Input-Output de Cataluña. Año 1987. Instituto de Estadística de Cataluña. <http://www.idescat.es>
- TIO-Canarias-1992: Tabla Input-Output de Canarias. Año 1992. Instituto Canario de Estadística, Gobierno de Canarias. <http://www.gobiernodecanarias.org/istac>
- TIO-Extremadura-1990: Tablas Input-Output Homogéneas. Extremadura. Año 1990. Junta de Extremadura. Consejería de Economía, Industria y Hacienda, 1995.
- TIO-Galicia-1998: Cuentas Económicas y Tablas Input-Output de Galicia. Año 1998. Instituto Galego de Estadística. Junta de Galicia. Consellería de Economía y Hacienda, 2001. <http://www.ige.xunta.es/es/economicas/>
- TIO-Castilla-La Mancha-1995: Tablas Input-Output de Castilla-La Mancha por Métodos Indirectos. Año 1995. Consejo Económico y Social de Castilla-La Mancha y Consejería de Economía y Hacienda de Castilla-La Mancha, 2003.
- TIO-Castilla-León-1995: Tablas Input-Output de Castilla-León. Año 1995. Junta de Castilla y León, Consejería de Hacienda, Dirección General de Estadística. <http://www.jcyl.es>
- TIO-Madrid-1996: Tabla Input-Output de la Comunidad de Madrid 1996 (TIO-MAD96). Instituto de Estadística, Consejería de Economía e Innovación Tecnológica, Comunidad de Madrid, 1999. <http://www8.madrid.org/iestadis/>
- TIO-Navarra-1995: Tablas Input-Output de Navarra. Año 1995. Instituto Estadístico de Navarra, Departamento de Economía y Hacienda, Gobierno Foral de Navarra. <http://www.cfnavarra.es/estadistica>
- TIO-Comunidad Valenciana-1995: Marco Input-Output y Contabilidad Regional de la Comunidad Valenciana. Año 1995. Instituto Valenciano de Estadística de la Generalitat Valenciana, 2000. <http://www.ive.es>
- TIO-País Vasco-1995: Tablas Input-Output del País Vasco. Año 1995. Instituto de Estadística del País Vasco, Gobierno Vasco. <http://www.eustat.es>

CUADRO A1.2
Descripción Tablas *Input-Output*

REGIÓN	AÑO DE REFERENCIA	NIVEL DE DESAGREGACIÓN SECTORIAL
ESPAÑA	1995	R71
ANDALUCIA	1995	R89
ARAGON	1999	R69
ASTURIAS	1995	R59
BALEARES	1995	R51
CANARIAS	1992	R59
CASTILLA-LEON	1995	R56
CASTILLA-MANCHA	1995	R39
CATALUÑA	1987	R73
C. VALENCIANA	1995	R69
EXTREMADURA	1990	R54
GALICIA	1998	R63
MADRID	1996	R56
NAVARRA	1995	R51
PAIS VASCO	1995	R84

APÉNDICE A1.3
Clasificación sectorial utilizada

	TSIO95:R71 Ramas homogéneas	CNAE-93	R23 BBVA
Agricultura, ganadería, silvicultura y pesca	01+02+03	01+02+05	1
Productos energéticos y agua	04+05+(08 a 11)+39	(10 a 12)+23+40+41	2
Minerales metálicos y siderometalurgia	06+29	13+27	3
Mín. no metálicos y prod. minerales no metálicos	07+(25 a 28)	14+26	4
Productos alimenticios, bebidas y tabaco	12 a 16	15+16	5
Textiles, confección, cuero y calzado	17+18+19	17+18+19	6
Madera, corcho y otras manufacturas	20+38	20+36	7
Papel e impresión	21+22	21+22	8
Productos químicos	23	24	9
Productos de caucho y plástico	24	25	10
Productos metálicos	30	28	11
Maquinaria agrícola e industrial	31+32+33	29 a 31	12+13
Material y accesorios eléctricos y electrónicos	34+35	32+33	14
Material de transporte	36+37	34+35	15
Construcción e ingeniería	40	45	16
Comercio y otros serv. destinados a la venta	(41 a 43)+(55 a 58)+(59 a 63)+71	(50 a 52)+(71 a 74)+92	17
Hostelería y restauración	44	55	18
Servicios de transporte	45 a 49	60 a 63	19
Servicio de correos y comunicaciones	50	64	20
Instituciones de crédito y seguro	51 a 53	65 a 67	21
Servicios no destinados a la venta en el mercado	64 a 70	75+(80 a 91)+93	23

La agrupación sectorial a 21 ramas de actividad para cada tabla *input-output* regional no se incluye en el texto, pero está disponible solicitándola a los autores.

Referencias

- Artal, A. (1999): "Contenido factorial y comercio España-Mercosur", *Información Comercial Española. Revista de Economía* 782, pp. 35-45.
- Bajo, O. y A. Torres (1989): "Contenido factorial y abundancia revelada de factores en el comercio exterior de España, 1975 y 1980", *Información Comercial Española, Revista de Economía* 672-673, pp. 9-26.
- Bernhofen, D. (2005): "The empirics of comparative advantage: overcoming the tyranny of Nonrefutability", *Review of International Economics* 13, pp. 1017-1023.
- Bowen H.P., E. Leamer y L. Sveikauskas (1987): "Multicountry, multifactor tests of the factor abundance theory", *American Economic Review* 77, pp. 791-809.
- Choi, J-S. y P. Chrishna (2004): "The factor content of bilateral trade: An empirical test", *Journal of Political Economy* 112, pp. 887-914.
- Davis, D. R., D. E. Weinstein, S. C. Bradford y K. Shimpo (1997): "Using international and japanese regional data to determine when the factor abundance theory of trade works", *American Economic Review* 87, pp. 421-446.
- Davis, D. R. y D. E. Weinstein (2001): "An account of global factor trade", *American Economic Review* 91, pp. 1423-1453.
- Davis, D. R. y D. E. Weinstein (2003): "The factor content of trade", en Kwan Choi and James Harrigan (eds.), *Handbook of International Trade* (capítulo 5), Basil Blackwell, London.
- Deardorff, A.V. (1984): "Testing trade theories and predicting trade flows", en Ronald Jones y Peter Kenen (eds.), *Handbook of International Economics*, North-Holland, Amsterdam, pp. 467-517.
- Debaere, P. (2003): "Relative factor abundante and trade", *Journal of Political Economy*, vol. III, pp. 589-610.
- Debaere, P. y Demiroglu, U. (2003): "On the similarity of country endowments and factor price equalization", *Journal of International Economics* 59, pp. 101-136.
- Fariñas, J.C. y C. Martín (1990): "Ventaja comparativa y proporción de factores en el comercio español de productos manufacturados", *Investigaciones Económicas* 14, pp. 269-290.
- Grimes, D.R. y P.B. Prime (1993): "A regional multifactor test of the Heckscher-Ohlin-Vanek theorem", mimeo, University of Michigan.
- Hakura, D. (2001): "Why does HOV fail? The role of technological differences within the EC", *Journal of International Economics* 54, pp. 361-382.
- Hamilton, C y L. Svensson (1982): "Should direct or total factor intensities be used in test of the factor proportion hypothesis in international trade theory?", *Weltwirtschaftliches Archiv* 119, pp. 453-463.
- Helpman, E. (1999): "The structure of foreign trade", *Journal of Economic Perspectives* 13, pp. 121-144.
- Horiba, Y. (1997): "On the empirical content of the factor-contents theory of trade: A regional test", *Osaka Economic Papers* 47, pp. 1-11.

- James, A. y B. Elmslie (1996): "Testing Heckscher-Ohlin-Vanek in the G-7", *Weltwirtschaftliches Archiv* 32, pp. 139-159.
- Leamer, E. (1980): "The Leontief paradox reconsidered", *Journal of Political Economy* 88, pp. 495-503.
- Leontief, W. (1954): "Domestic production and foreign trade: The American capital position re-examined", *Proceedings of the American Philosophical Society* 97, pp. 332-349.
- Llano, C. (2004): "The interregional trade in the context of a multiregional Input-Output model of Spain", *Estudios de Economía Aplicada* 22, pp. 539-576.
- López, I. (2001): "Contenido factorial del comercio exterior español", *Información Comercial Española. Revista de Economía* 794, pp. 91-101.
- Moroney, J y J. Walker (1966): "A regional test of Heckscher-Ohlin hypothesis", *Journal of Political Economy* 74, pp. 573-586.
- Oliver, J. (2003) (Dir.), *La apertura exterior de las regiones en España: evolución del comercio interregional e internacional de las Comunidades Autónomas 1995-1998*, Tirant Lo Blanch, Valencia.
- Rodríguez, D. (1992): "Contenido factorial del comercio español de manufacturas: nueva evidencia", *Investigaciones Económicas* 16, pp. 317-326.
- Samuelson, P.A. (1948): "International trade and the equalization of factor prices", *Economic Journal* 58, pp. 163-184.
- Samuelson, P. A. (1953): "Prices of factors and goods in general equilibrium", *Review of Economic Studies* 21, pp. 54, 1-20.
- Schott, P.K. (2003): "One size fits all? Heckscher-Ohlin specialization in global production", *American Economic Review* 93, pp. 686-708.
- Smith, P. (1999): "Do geographic scale economies explain disturbances to Heckscher-Ohlin Trade?", *Review of International Economics* 7, pp. 20-36.
- Trefler, D. (1993): "International factor price differences: Leontief was right!", *Journal of Political Economy* 101, pp. 961-987.
- Trefler, D. (1995): "The case of missing trade and other mysteries", *American Economic Review* 85, pp. 1029-1046.
- Trefler, D. y S. C. Zhu (2005): "The structure of factor content predictions", Working Paper no. 11221, National Bureau of Economics Research.
- Turrión, J. (2000): "El comercio de España con los países de Europa central y oriental: análisis de su contenido factorial", *Información Comercial Española-Revista de Economía* 786, pp. 103-114.
- Vanek, J. (1968): "The factor proportions theory: the n-factor case", *Kyklos* 4, pp. 749-756.

Abstract

We test the validity of the Heckscher-Ohlin-Vanek (HOV) model using Spanish interregional trade data. The results show that the strict HOV model predicts the direction of trade reasonably well, but fails to predict the volume of trade (the so-called missing trade problem). We find that relaxing the assumption of identical technology across regions does not improve the predictive capacity of the HOV model. Relaxing the factor price equalisation assumption is not enough to solve the missing trade problem. It is also necessary to relax the identical and homothetic preferences assumption to alleviate the missing trade problem.

Keywords: Heckscher-Ohlin-Vanek (HOV) model, interregional trade, Spanish regions.

*Recepción del original, abril de 2005
Versión final, junio de 2006*