

Espacio y comercio interregional en España

PAVÍA MIRALLES, JOSE MANUEL (*) Y CABRER BORRÁS, BERNARDÍ (**)

(*) *Departamento de Economía Aplicada*, (**) *Departamento de Análisis Económicos*. *Universidad de Valencia. Facultad de Economía*

Av. Los Naranjos, s./n.46022 Valencia (España). (*) Telf.: + 34 96 382 84 04. Fax: + 34 96 382 84 15. E-mail: Jose.M.Pavia@uv.es , pavia@uv.es (**) Telf.: + 34 96 382 82 43. Fax: + 34 96 382 82 49. E-mail: Bernardi.Cabrer@uv.es

RESUMEN

A pesar de los continuos avances registrados en integración económica, comunicación y transporte, el entorno físico sigue condicionando fuertemente las relaciones comerciales. Este trabajo analiza los flujos comerciales interregionales de las CC.AA. españolas. Los resultados del estudio muestran que, en general, la mayoría de las regiones y especialmente las del norte peninsular, tienen en las regiones geográficamente más próximas a sus principales socios comerciales. La investigación muestra a Cataluña como principal motor comercial de bienes español. La mitad de los flujos identificados como localmente trascendentes llegan a o salen de Cataluña. Asimismo, si bien el trabajo no aporta evidencia concluyente de una fragmentación del espacio comercial español, si apunta a que las comunidades del Cantábrico oriental y el alto Ebro puedan constituir un clúster comercial. Adicionalmente, una nueva herramienta de análisis, en forma de coeficiente, es introducida en el documento.

Palabras clave: Matriz de flujos comerciales interregionales, Comercio Interior, Econometría Espacial, Economía Regional, Comunidades Autónomas.

Geography and Interregional Trade in Spain

ABSTRACT

Despite the enormous advances in communication, transportation and economic integration registered, the physical environment strongly continues conditioning the commercial relationships. This work analyzes the interregional commercial flows of the Spanish regions. The results of the study show that, as a rule and mainly for northern regions, the main trade partners of most of the regions are their closest geographically regions. The research shows Catalonia as the main Spanish goods commercial region. Half of the interregional trade flows locally important go to or from Catalonia. Also, though the analysis does not provide any complete evidence on a possible fragmentation of the Spanish commercial space, it notes the possible existence of a cluster configured by the regions of East Cantabrian and head Ebre. Additionally, a new tool for spatial analysis is proposed in the paper.

Keywords: Interregional Trade Matrix, Domestic Trade, Spatial Econometrics, Regional Economics, Spanish Regions.

Clasificación JEL: R10, F14, F18.

Artículo recibido en junio de 2004 y Aceptado para su publicación en noviembre de 2004.

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref.: E-22317

I. INTRODUCCIÓN

A pesar del creciente proceso de globalización que durante los últimos años ha venido registrando la economía mundial, el espacio continúa condicionando notablemente los flujos comerciales internacionales. Así, resultaría difícil explicar la intensidad y dirección de los intercambios entre las áreas geográficas del planeta sin tener en cuenta la dimensión espacial del problema. De hecho, si contemplásemos el comercio mundial como una gran red donde la fuerza de las conexiones viniera determinada por la magnitud relativa del tráfico comercial que mantienen las economías, se tendría que el retículo resultante —construido, por ejemplo, a partir de OMC (2002)— no presentaría una distribución homogénea y sí distintas aglomeraciones de nodos con tupidas conexiones, que estarían señalando —de modo claramente diferenciado— las grandes áreas geográficas en las que el comercio mundial está concentrado.

Asimismo, empero la progresiva reducción de restricciones normativas al comercio internacional y los avances registrados en transporte, comunicación e integración económica transnacional, lo cierto es que todavía la mayor parte del tráfico comercial se concentra en los mercados nacionales. En efecto, desde que McCallum (1995) pusiese de manifiesto la existencia de un importante ‘sesgo doméstico’ en el comercio canadiense, esta tesis ha venido siendo ratificada en estudios posteriores para otros ámbitos territoriales. Entre otros, se pueden consultar los trabajos de Anderson y Smith (1999) y Helliwell y Verdier (2001) para norteamérica; los de Nistch (2000) y Chen (2004) en el ámbito europeo; o, el de Minondo (2003) para el País Vasco.

Parece, por tanto, que independientemente de las áreas y economías consideradas, los intercambios comerciales muestran algunas tendencias universales. Por una parte, evidencian la inclinación de los países por mantener una mayor vinculación mercantil con las economías geográficamente más próximas, a la vez que señalan cierta fragmentación en el mercado mundial. Mientras, por otra, desvelan el enorme peso que todavía los mercados domésticos tienen dentro de la estructura de relaciones comerciales.

Dentro de la literatura económica la explicación de los determinantes del volumen de comercio entre áreas geográficas está basada, en su corriente mayoritaria, en la utilización de modelos de gravedad (Evenet y Keller, 2002). Estos modelos, que emplean como variable endógena a los flujos comerciales, utilizan muchos y diversos argumentos para tratar de explicar la distribución asimétrica de los intercambios. Junto a elementos geográficos, los estudios empíricos han incluido como variables explicativas, entre otras, cuestiones como la lengua o la cultura (Frankel *et al.*, 1995), la costumbre (Eichengreen e Irvin, 1998), la existencia de barreras arancelarias, normativas, de tipo de cambio o estabilidad monetaria (Oguledo y MacPhee, 1994). Por lo que, en un espacio de ámbito más reducido, dónde gran parte de los elementos anteriores son prácticamente inexistentes, parecería razonable suponer que deberían ser otros factores como la estructura productiva, el grado de desarrollo regional, o la especialización (Frankel y Wei, 1995), las variables que determinasen la intensidad de

de flujos comerciales. Ahora bien, ¿es ello efectivamente así? o, por el contrario, a pequeña escala se repite el comportamiento observado a nivel global. Es decir, ¿continúa siendo el espacio una variable relevante cuando se desciende en el ámbito geográfico? Para tratar de responder a esta pregunta el presente documento se centra el estudio del mercado comercial español —el caso andaluz es abordado en Pulido y Llano (2002)—, e investiga la cuestión combinando un análisis descriptivo exploratorio con técnicas de econometría espacial.

En concreto, y tomando los intercambios de mercancías entre regiones como indicador¹ del grado de relación comercial existente entre las economías regionales, el análisis se implementa a partir de la matriz de flujos interregionales de bienes entre Comunidades Autónomas (CC.AA.) españolas, para la media del período 1995-1998, disponible en Oliver et al. (2002)². Los datos de esta matriz, junto con las estadísticas de comercio regional exterior de Oliver et al. (2002) y de Contabilidad Regional del Instituto Nacional de Estadística (INE, 2003) son empleados en la presente investigación para tratar de buscar respuestas a cuestiones específicas tales como: ¿constituyen las regiones españolas un mercado homogéneo?, ¿se reparte el comercio entre todas ellas o está concentrado en unas pocas áreas?, ¿está el mercado español fragmentado?, o ¿quiénes son los principales socios de cada región?

El resto del documento está estructurado como sigue. En el apartado segundo, se ofrece una rápida y sucinta visión agregada de las estadísticas comerciales de las regiones españolas. En el apartado tercero, y adoptando una visión origen-destino de los flujos comerciales interregionales, se realiza un primer análisis del tráfico comercial que registran las CC.AA., para, a continuación, complementarlo mediante un estudio en el que se descuenta de los flujos comerciales el efecto tamaño económico de las regiones. En el apartado cuarto se estudia, utilizando técnicas de econometría espacial, el tráfico comercial regional: se investiga la significatividad de la proximidad

¹ Obviamente, los intercambios de mercancías no son el único tipo de transacciones comerciales que se pueden producir. Sin embargo, y dado que en el ámbito regional las estadísticas españolas no ofrecen todavía datos fiables sobre intercambio de servicios, se ha optado por considerar al comercio de bienes como un indicador del grado de relación existente entre economías regionales. Esta suposición que puede ser generalmente válida, no es, sin embargo, especialmente fiel para Madrid. La Comunidad de Madrid concentra una cantidad significativa de servicios gubernamentales y de sedes centrales de grandes compañías; por lo que, previsiblemente sus intercambios de servicios estarán por encima de la media española, con lo que es razonable que el comercio de bienes subestime el peso relativo de Madrid dentro del tráfico comercial español. Hasta cierto punto, esto viene recogido en la Tabla 1, donde Madrid presenta unas estadísticas de comercio interior y apertura comercial inferiores a los que correspondería a una economía de su nivel de desarrollo.

² Estimaciones alternativas sobre comercio interregional en España se han abordado, entre otros, en Parellada (1980), Llano (2001), y Pulido *et al.* (2002).

y se indaga sobre la existencia de clusters regionales comerciales. Por último, el punto quinto resume y concluye el documento.

2. UNA VISIÓN PANORÁMICA DEL COMERCIO REGIONAL EN ESPAÑA

Previo a un análisis detallado de los intercambios de bienes que se producen desde y hasta cada una de las CC.AA., sería conveniente formarse una idea sucinta y global de la magnitud de las relaciones exteriores que mantiene cada una de las regiones españolas. Para ello, se ha elaborado la Tabla 1 donde se exponen algunas estadísticas agregadas de los flujos comerciales exteriores de cada una de las CC.AA.. En concreto, se ha cuantificado el grado de apertura exterior que presenta cada región (mediante el peso que su balanza comercial total representa sobre su PIB)³, la magnitud que el mercado nacional —y, por complementariedad, el foráneo— tiene en cada CC.AA. (por medio de porcentajes de exportaciones regionales, importaciones regionales y comercio doméstico), y la importancia relativa que cada CC.AA. tiene en la economía española (porcentaje del PIB regional sobre nacional). Asimismo, la Tabla 1 se completa con unos códigos que sirven para identificar cada región; los cuales son utilizados, en secciones posteriores, para aliviar la presentación de los análisis realizados.

Tabla 1: Algunas estadísticas de comercio interregional de las CC.AA.

Comunidad Autónoma	Código	Coefficiente de apertura ^a	% Exportaciones regionales ^b	% Importaciones regionales ^c	% Comercio doméstico ^d	% PIB ^e
Andalucía	AN	57.05	52.50	70.78	63.73	13.41
Aragón	AR	166.92	67.13	70.34	68.66	3.26
Asturias	AS	80.92	76.91	71.30	74.34	2.39
Baleares, Islas	BA	52.77	71.60	80.49	79.23	2.34
Canarias, Islas	CA	39.87	67.13	55.57	58.44	3.87
Cantabria	CN	100.57	70.08	64.43	67.14	1.25
Castilla-León	CL	86.89	73.72	72.81	73.27	5.98
Castilla La Mancha	CM	82.05	79.54	78.53	78.96	3.54
Cataluña	CT	121.07	62.57	49.44	55.98	19.00
Comunidad Valenciana	CV	105.84	60.70	62.97	61.68	9.56
Extremadura	EX	53.12	82.68	88.32	85.13	1.72
Galicia	GA	75.08	64.11	49.68	57.59	5.75
Madrid	MA	61.51	57.45	36.34	43.83	16.99
Murcia	MU	103.43	66.44	72.97	69.61	2.32
Navarra	NA	154.80	58.33	63.80	60.75	1.72
País Vasco	PV	97.01	52.37	57.78	54.88	6.31
Rioja, La	RL	125.57	76.47	80.30	78.19	0.76
Media		96.51	67.04	66.23	66.55	5.88

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de INE (2003) y Oliver et al. (2002).

³ El lector interesado puede comprobar que los valores obtenidos para el coeficiente de apertura difieren de los que aparecen en Oliver *et al.* (2002, p. 185). Ello es debido a que el actual documento trabaja con información sobre PIB regional más actualizada (INE, 2003). No obstante, el coeficiente de correlación entre las variables de ambas publicaciones es casi unitario (0.95).

- ^a Suma del total de importaciones y exportaciones de la región entre el PIB de la región, en porcentaje.
- ^b Porcentaje de exportaciones a otras regiones españolas sobre el total de exportaciones de la región.
- ^c Porcentaje de importaciones de otras regiones españolas sobre el total de importaciones de la región.
- ^d Porcentaje de comercio con el resto del país respecto al total de comercio de la región.
- ^e Importancia Económica de la región. Porcentaje del PIB de la región sobre el PIB total del país.

Un rápido análisis de las estadísticas ofrecidas en la Tabla 1 permite señalar que el denominado sesgo doméstico también se manifiesta para las regiones españolas. En efecto, observando el porcentaje que representa el comercio interior se sigue que, por término medio, casi dos tercios del comercio total en bienes de las regiones españolas es doméstico, siendo poco más del 33% de la transacción de mercancías intercambios con otras economías. Según los datos de la tabla, Madrid es la región cuya economía muestra —con algo más de un 56%— un nivel superior de compraventa de bienes con otros países. Aunque, sin embargo, presenta un escaso coeficiente de apertura —con poco más de un 61%— que la señala como una de las economías más cerradas. Esto, no obstante, es debido al tipo de información utilizada, que al omitir los intercambios interregionales de servicios, donde Madrid es ciertamente una potencia nacional (ver nota al pie 1), subestima su grado real de apertura. A pesar de ello, Madrid es, tras Cataluña y con un nivel similar al de la Comunidad Valenciana, la región que registra valores absolutos más elevados en el comercio total de bienes.

En cuanto a Cataluña y la Comunidad Valenciana que son, junto a Madrid, las grandes potencias comerciales en volumen, cabe destacar que ambas economías presentan un nivel de apertura comercial muy por encima de la media (sólo superado por Aragón, Navarra y La Rioja), el cual está principalmente enfocado a los mercados foráneos, pues como señalan los datos de la tabla registran, en términos relativos, un interés por el mercado doméstico sensiblemente por debajo de la media del conjunto de CC.AA.

3. EL TRÁFICO COMERCIAL EN ESPAÑA: UNA REPRESENTACIÓN MULTIDIRECCIONAL

La Tabla 1 ofrece una idea global de la situación mercantil de cada CC.AA., y permite señalar el carácter general de la interdependencia, aunque sin posibilitar el análisis de la multidireccionalidad de los flujos. La investigación de los posibles vínculos existentes entre regiones o grupos de regiones puede ser estudiada —desde una perspectiva integral— mediante el análisis de los intercambios que se generan entre ellas. Se trataría de contextualizar los movimientos mercantiles que se producen entre

entre cada par de regiones dentro de la circulación total de bienes, y observar éstos en relación al total de intercambios que se generan desde la región de origen y que se dirigen hacia la región destino.

Para ello, se pueden contemplar los flujos comerciales interregionales como una matriz origen-destino, $X = (x_{ij})$, donde se admite que $x_{ii} = 0$ -al suponerse incluida en la demanda local la utilización doméstica que una región realiza de su propio output- y x_{ij} denota las exportaciones (importaciones) que la región i (j) realiza a (de) la región j (i). A partir de esta representación es posible evaluar cada intercambio, x_{ij} , en función de la importancia que el flujo tiene para el emisor y/o para el receptor. Así, e inspirándose en la propuesta realizada por Streit (1969) para detectar el vínculo existente entre sectores económicos⁴, se podrían definir los coeficientes CP_{ij} que valorarían el flujo de la región i a j ($i \rightarrow j$) como media aritmética del peso relativo que este intercambio tiene dentro del total de flujos (exportaciones) que realiza la región i ($i \rightarrow$) y del total de flujos (importaciones) que recibe la región j ($\rightarrow j$), ver ecuación (1).

$$CP_{ij} = \frac{1}{2} \left[\frac{x_{ij}}{\sum_{k=1}^{17} x_{ik}} + \frac{x_{ji}}{\sum_{k=1}^{17} x_{kj}} \right] = \frac{1}{2} \left[\frac{i \rightarrow j}{\sum_k i \rightarrow k} + \frac{i \rightarrow j}{\sum_k k \rightarrow j} \right] \quad [1]$$

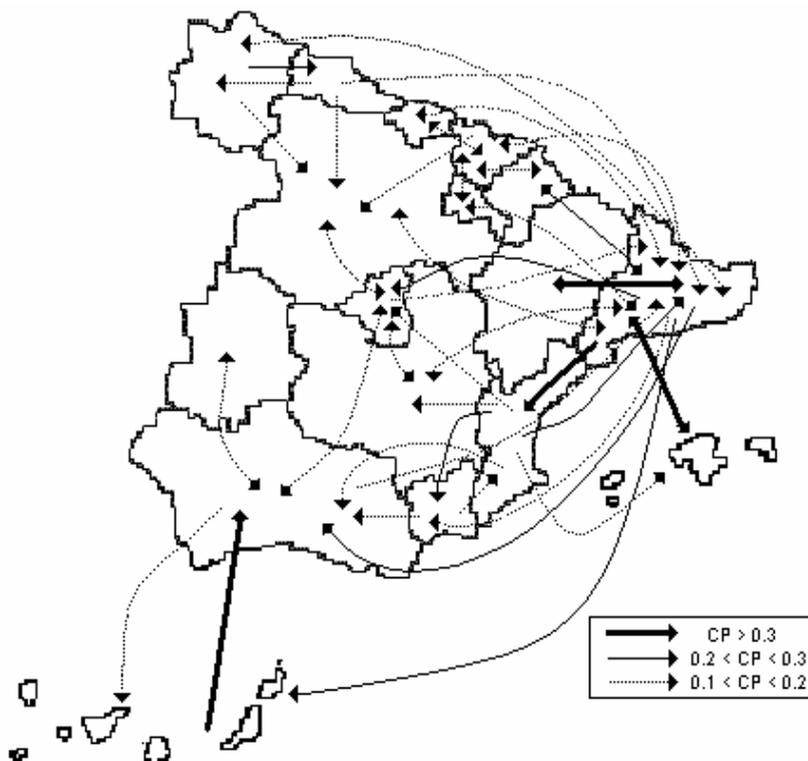
Definidos de esta manera los coeficientes CP_{ij} permiten destacar, dentro del conjunto total de intercambios, a aquellos flujos que tienen una especial relevancia para el emisor, para el receptor o para ambos. Es decir, aquellos flujos ($i \rightarrow j$) que son localmente transcendentales, por serlo dentro de las ventas de i ($i \rightarrow$) y/o de las compras de j ($\rightarrow j$). En la Figura 1 se ha representado de modo gráfico, y empleando tres grados diferentes, las compraventas que originan valores más elevados en el estadístico CP_{ij} . El análisis de la Figura 1 revela, en primer término, que Cataluña juega un rol fundamental en el tráfico mercantil español. En efecto, el papel de Cataluña como catalizador del comercio nacional es evidente cuando se observa que de los flujos identificados como significativos la mitad de ellos tienen por origen o destino Cataluña. Junto a este hecho sobresaliente es posible extraer otras conclusiones relevantes. Así, destaca que, tras Cataluña, la Comunidad Valenciana y el País Vasco son las regiones que presentan una mayor cantidad de flujos de venta significativos; mientras, por su parte,

⁴ Streit (1969) propuso utilizar, como medida del vínculo existente entre dos sectores i y j , la media aritmética de la importancia relativa que —dentro de la estructura de intercambio intersectorial— tienen las compras y ventas que se realizan hacia y desde cada sector. En concreto, si ahora x_{ij} denota las compras que el sector j realiza al sector i y s el número de sectores, los coeficientes ST_{ij} de Streit se obtienen de la ecuación:

$$ST_{ij} = \frac{1}{4} \left[\frac{x_{ij}}{\sum_{i=1}^s x_{ij}} + \frac{x_{ij}}{\sum_{j=1}^s x_{ij}} + \frac{x_{ji}}{\sum_{i=1}^s x_{ij}} + \frac{x_{ji}}{\sum_{j=1}^s x_{ij}} \right]$$

Andalucía, Madrid y Castilla-León son las regiones que, junto a Cataluña, resaltan por ser las que muestran mayor número de flujos de compra relevantes.

Figura 1: Esquema de relación comercial entre CC.AA. mediante los coeficientes CP_{ji} .



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Tabla A.1 (ver anexo estadístico).

Adicionalmente, si los intercambios con Cataluña fueran excluidos del análisis — para ver de forma más clara la relación entre el resto de regiones—, dos nuevas conclusiones emergerían con nitidez. Por una parte, se deduciría que, en términos generales, la distancia parece jugar un papel fundamental, ya que la mayoría de los flujos reconocidos como significativos corresponden a intercambios producidos entre regiones próximas. Mientras, por otro lado, el mapa también mostraría una cierta fragmentación del tráfico comercial español. Las regiones del sur constituirían una zona de intercambios en cierta medida aislada del área mercantil integrada por las comunidades del noroeste, donde, además, el grupo formado por Euskadi, Navarra, La Rioja y Cantabria dibujaría un subgrupo comercial propio.

Los resultados anteriores, sin embargo, están basados en los valores CP_{ij} , los cuales no descuentan los tamaños económicos regionales y dependen exclusivamente de las cantidades x_{ij} , cuyas magnitudes tienden a incrementarse con la dimensión económica de la región. Por lo que, dado que el flujo comercial bilateral que generan dos regiones será tanto mayor cuanto mayor sea su capacidad de producción y de demanda, un análisis riguroso requeriría trabajar en cifras relativas, y revisar las conclusiones alcanzadas. Conclusiones que, junto al hecho de destacar a Cataluña como eje fundamental del tráfico comercial español, apuntan, en general, hacia el cumplimiento —para los flujos comerciales interregionales— de la llamada primera ley de la geografía: “cualquier cosa está relacionada con cualquier otra, pero las cosas más cercanas están más relacionadas que las más distantes” (Tobler, 1970, p. 236).

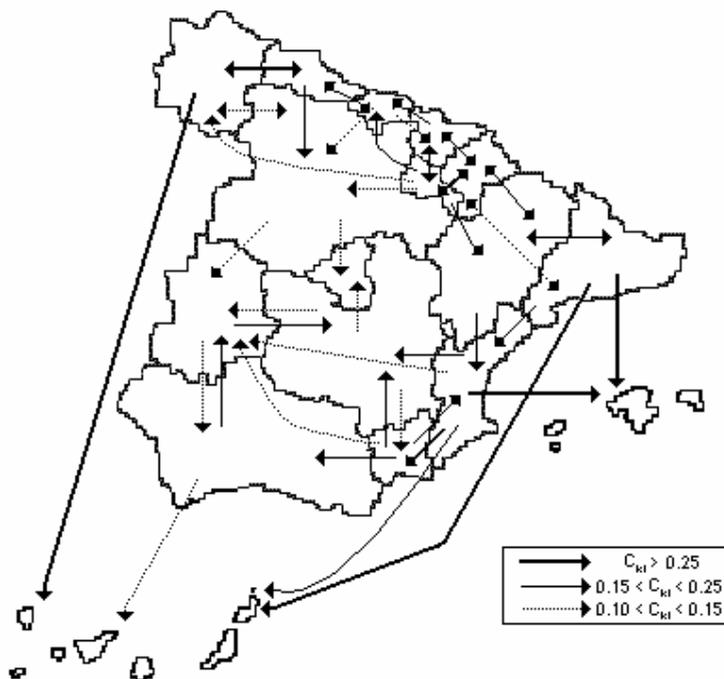
El estudio precedente ha arrojado una serie de resultados sumamente interesantes que, sin embargo, al estar sustentados en un conjunto de indicadores no ponderados pueden estar contaminados. Así, para complementar los análisis anteriores, a continuación, se llevará a cabo una investigación basada en la relativización —mediante la capacidad total de compra o venta que cada región tiene, medida a través de su PIB— de los flujos comerciales interregionales.

Sea \mathbf{e}_k el vector 17×1 —transposición de la k -ésima fila de la matriz de flujos comerciales interregionales— de exportaciones o ventas de la k -ésima región, cuya componente j -ésima, x_{kj} , representa el valor de las exportaciones que la región k realiza a la región j . Sea \mathbf{i}_k el vector 17×1 — k -ésima columna de \mathbf{X} — de importaciones o compras de la k -ésima región, cuya componente j -ésima, x_{jk} , recoge las importaciones (exportaciones) que la región k (j) realiza de (a) la región j (k). Y, sea $\mathbf{P} = \text{diag}(p_1, p_2, \dots, p_{17})$ la matriz diagonal 17×17 de los PIB's regionales —donde p_j denota el producto interior bruto de la j -ésima región—. Los vectores relativos de exportaciones e importaciones de la k -ésima región se han obtenido, respectivamente, de las expresiones: $\mathbf{v}_k = (v_{kj}) = \mathbf{P}^{-1} \mathbf{e}_k = (x_{kj}/p_j)$ y $\mathbf{c}_k = (c_{kj}) = \mathbf{P}^{-1} \mathbf{i}_k = (x_{jk}/p_j)$. De ese modo, la j -ésima componente de \mathbf{v}_k valora, en términos del PIB de la región receptora, el peso de las ventas que la región k realiza en la región j , es decir, lo buen o mal cliente que la j -ésima región es de la k -ésima teniendo en cuenta su capacidad global de compra. Mientras que, por su parte, la j -ésima componente de \mathbf{c}_k mide el peso que las compras de la k -ésima región tienen en la j -ésima economía, es decir, lo importante que es la región j , de acuerdo con su capacidad de venta, como proveedor de la región k .

Definidos de este modo los vectores de ventas y compras relativas permiten señalar para cada CC.AA. las regiones para las que sus ventas están por encima de las *esperadas* y las regiones de las que compran por encima de lo *previsible*, teniendo en cuenta cual es su estructura de ventas y compras interregionales y la capacidad que tiene, medida a través de su PIB, cada economía regional. Sin embargo, los vectores así obtenidos todavía no permiten realizar comparaciones directas entre sus componentes, debido a que éstas continúan estando influenciadas por el efecto tamaño,

siendo, en general, superiores los valores de las componentes que pertenecen a las regiones con peso económico superior. A fin de superar esta limitación, se ha procedido a normalizar los vectores anteriores. Con ello se consigue que todas las componentes estén expresadas en términos de una misma unidad de medida. En concreto, los vectores de ventas y compras relativos normalizados correspondientes a la k-ésima CC.AA. han sido obtenidos, respectivamente, mediante las expresiones: $V_k = (V_{kj}) = (v_{kj} / \sum_j v_{kj})$ y $C_k = (C_{kj}) = (c_{kj} / \sum_j c_{kj})$.

Figura 2: Principales proveedores relativos de cada CC.AA..



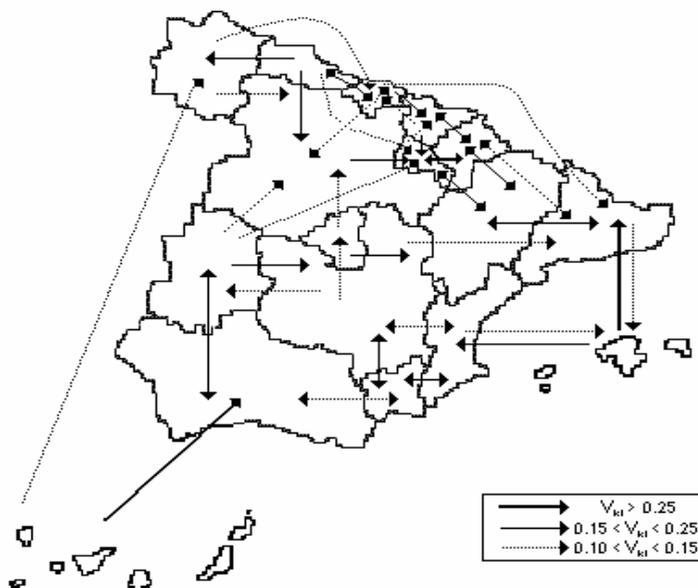
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Tabla A.2 (ver anexo estadístico).

Nota: Sobre cada CC.AA. las flechas de llegada indican, según la intensidad, la importancia relativa que la región origen tiene como proveedor doméstico del territorio de destino.

A partir de las componentes de los vectores de compras y ventas relativos normalizados se han elaborado las Figuras 2 y 3. En la Figura 2 se pueden observar para cada CC.AA. quienes son sus principales proveedores relativos interiores. Por ejemplo, se encuentra que Castilla-León tiene como principales suministradores, por unidad de PIB, a Asturias, Cantabria, Galicia y La Rioja. Por su parte, en la Figura 3 se ofrece para cada CC.AA. las regiones que mantienen un volumen de compras significativamente por encima del que les correspondería de acuerdo a su potencial económico. Así, por ejemplo, Aragón, Navarra y Baleares se perfilan como los principales mercados relativos para Cataluña.

Un análisis de las figuras 2 y 3 revela que, en general y descontando los tamaños económicos, los principales proveedores y distribuidores de cada economía tienden a ser los mercados más próximos geográficamente. Se observa que aquellas regiones cuya distancia es menor a una dada recibe, en términos conjuntos, de ésta un nivel de compras y ventas superior al que cabría esperar considerando sus tamaños económicos. Especialmente elocuente es el caso de las comunidades del Cantábrico y el Ebro que están, en términos generales, más próximas que el conjunto de CC.AA. españolas y muestran un interés relativamente mayor por un número superior de mercados que la media de las regiones.

Figura 3: Principales mercados relativos de cada CC.AA.



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Tabla A.3 (ver anexo estadístico).

Nota: Sobre cada CC.AA. las flechas de salida indican, según la intensidad, la importancia relativa que los mercados de las regiones de destino tienen para las ventas nacionales de esa región.

4. AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL Y FLUJOS COMERCIALES INTERREGIONALES

Los resultados obtenidos en el apartado anterior señalan una posible dependencia espacial en los intercambios comerciales de las regiones españolas, apuntando hacia la existencia de clusters y efecto frontera en el tráfico comercial interregional. En esta sección se va contrastar las conclusiones preliminares alcanzadas. La revisión econométrica de los resultados precedentes se abordará desde la perspectiva de la econometría espacial ya que es fundamental incluir el componente de multidireccionalidad al inspeccionar las relaciones de interdependencia espacial. En particular, los análisis se realizan sobre los vectores de compras y ventas relativizados y a través de coeficientes de correlación espacial global y de correlación espacial local.

En comparación con la dependencia temporal que es unidireccional —pues el pasado condiciona el presente, pero no viceversa— la multidireccionalidad de la interdependencia territorial surge del hecho de que una región puede influir, o bien estar influenciada, por varias regiones simultáneamente. La cuestión de la multidireccionalidad se solventa en el contexto espacial definiendo una matriz, \mathbf{W} , de pesos o distancias, con $w_{ii} = 0$, y cuyas componentes w_{ij} reflejan la intensidad de la relación existente entre cada par de regiones i y j . Desde el punto de vista geográfico distintas formas de medir la interrelación entre dos regiones han sido propuestas. Entre otras, se acostumbra utilizar magnitudes basadas en la contigüidad geográfica, el número de kilómetros de frontera, o la distancia kilométrica entre los centros de gravedad de cada espacio territorial considerado. En la literatura, sin embargo, no existe consenso sobre cómo medir esta relación (Moreno y Vayá, 2000). No obstante, ya que los apartados anteriores apuntaban hacia la posibilidad de que la proximidad geográfica jugará un rol básico en la dirección y magnitud de los flujos entre regiones, se ha optado —a fin de testar este extremo— por utilizar como indicador del grado de interdependencia entre CC.AA. a la inversa de la distancia kilométrica (Campsa-Repsol, 2003) que separa sus capitales. Asimismo, y como es norma habitual dentro del contexto de la econometría espacial, la matriz finalmente utilizada ha sido la versión estandarizada de \mathbf{W} . Estandarización que se obtiene dividiendo cada elemento w_{ij} por la suma de la fila a la que pertenece, obteniendo con ello una matriz con filas de suma unitaria.

4.1. Autocorrelación espacial global

Con la matriz \mathbf{W} estandarizada y los vectores anteriores, se ha utilizado el índice de Moran (1948), para contrastar a partir de la ecuación (2), si los principales clientes y proveedores de cada región tienden a ser las economías geográficamente más próximas, es decir, estudiar si las componentes de \mathbf{c}_k y \mathbf{v}_k dibujan concentración —frente a reparto *aleatorio*— de valores similares en su distribución espacial. En otras

palabras, decidir si en el espacio existe cierta distribución ordenada en los valores de las componentes de los vectores \mathbf{c}_k y \mathbf{v}_k , de modo que, en general, el valor de los componentes vaya disminuyendo a medida que se incrementa la distancia con la k -ésima región⁵.

$$IM_k = \frac{R}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_{ij} w_{ij} (y_{ki} - \bar{y}_k)(y_{kj} - \bar{y}_k)}{\sum_i (y_{ki} - \bar{y}_k)^2}, \quad [2]$$

dónde R es el número de regiones -diecisiete-, y_{ki} es igual a c_{ki} o v_{ki} , dependiendo si se trabaja con el vector de ventas o compras, e \bar{y}_k es, según corresponda, la media de \mathbf{c}_k o \mathbf{v}_k .

La significatividad o no de los valores de los índices anteriores se determina recurriendo a la distribución normal de probabilidades. En efecto, de acuerdo con Cliff y Ord (1981), los coeficientes IM se distribuyen según una distribución normal cuyos momentos ordinarios de primer y segundo orden vienen dados por las expresiones (3) y (4):

$$E(IM_k) = \frac{-1}{R-1} \quad [3]$$

$$E(IM_k^2) = \frac{R\{(R^2 - 3R + 3)S_1 - RS_2 + 3S_0^2\} - b\{(R^2 - R)S_1 - 2RS_2 + 6S_0^2\}}{(R-1)(R-2)(R-3)S_0^2} \quad [4]$$

donde $b = \sum_i (z_i - \bar{z})^4 / (\sum_i (z_i - \bar{z})^2)^2$, $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$, $S_1 = \frac{1}{2} \sum_i \sum_j (w_{ij} + w_{ji})^2$,

$w_{i\cdot} = \frac{1}{2} \sum_j w_{ij}$, $w_{\cdot i} = \frac{1}{2} \sum_j w_{ji}$, $S_2 = \sum_i \sum_j (w_{i\cdot} + w_{\cdot i})^2$, con \mathbf{z} igual a \mathbf{c}_k o \mathbf{v}_k según corresponda.

Un valor significativo de IM_k advertiría sobre la existencia de efecto proximidad en tal región, es decir, estaría señalando que las ventas (compras), descontado el efecto tamaño, que la k -ésima región realiza a (de) las regiones menos distantes están sensiblemente por encima de las que realiza al conjunto de regiones.

El cálculo de los índices de Moran sobre cada uno de estos vectores arrojó, sin embargo, coeficientes no significativos en todos los casos. Ello es debido al efecto distorsionador de la componente k -ésima. En efecto, dado que $x_{kk} = 0$ la componente

⁵ Obsérvese que, por la definición de (2), el trabajar con \mathbf{C}_k y \mathbf{V}_k o \mathbf{c}_k y \mathbf{v}_k generaría los mismos resultados.

k-ésima es siempre nula, cuando, por el contrario, los componentes correspondientes a las regiones más próximas a la k-ésima región son, habitualmente, los más elevados, tendiendo a decrecer con la distancia. Esto desencadena una disimilitud acusada en los valores de la variable entorno a la k-ésima región junto a una gradual similitud en el resto, que combinadas explicarían la falta de significatividad del coeficiente de Moran. Para superar esta limitación de los datos estudiados y aprovechar las ventajas del indicador, se ha optado por calcular los índices de Moran trabajando con vectores sin k-ésima componente y matriz de interdependencia, \mathbf{W} , sin fila y columna k-ésima. Equivalentemente el coeficiente de Moran modificado utilizado se puede obtener a partir de la ecuación (5).

$$\text{IM}_k^+ = \frac{R-1}{\sum_{i \neq k} \sum_{j \neq k} w_{ij}} \frac{\sum_{i,j \neq k} w_{ij} (y_{ki} - \bar{y}_k)(y_{kj} - \bar{y}_k)}{\sum_{i \neq k} (y_{ki} - \bar{y}_k)^2} \quad [5]$$

El valor de los índices de Moran modificados, así como, la determinación de su significatividad aparecen en la Tabla 2. De su análisis es posible inferir la existencia de efecto proximidad en los intercambios de mercancías de las Comunidades Autónomas españolas, especialmente entre las regiones del norte peninsular. En efecto, se observa que para la gran mayoría de comunidades de la mitad norte los coeficientes de importaciones y exportaciones son significativos, indicando que el volumen de ventas y compras que mantienen estas regiones con sus regiones menos distantes está por encima de lo que cabría esperar de acuerdo con sus tamaños económicos. Por otro lado, la mayoría de los coeficientes de las regiones del sur son no significativos, lo que puede estar señalando un mayor nivel de autoabastecimiento derivado de su mayor dimensión, junto a que son regiones que aún manteniendo importantes vínculos comerciales con algunas regiones próximas, no lo hacen con todas ellas. De hecho, como señalan Pulido y Llano (2002): '*..., los mayores volúmenes de comercio regional interior se producen en aquellas regiones que combinan una gran extensión geográfica (Andalucía, Castilla-León), con una importante concentración de población (Cataluña, Andalucía, Madrid, C. Valenciana) y una buena participación en la actividad productiva nacional (Cataluña, Madrid, Andalucía)*'.

Tabla 2. Coeficientes de Moran modificado de exportaciones e importaciones interregionales.

Exportaciones						Importaciones					
Región	IM	Región	IM	Región	IM	Región	IM	Región	IM	Región	IM
AN	-0.02	CL	0.09**	MA	-0.03	AN	-0.01	CL	0.11**	MA	-0.05
AR	0.06**	CM	0.03*	MU	-0.06	AR	0.13**	CM	0.01	MU	-0.05
AS	0.05*	CT	0.03*	NA	0.17**	AS	0.03*	CT	0.05*	NA	0.17**
BA	0.00	CV	0.03	PV	0.24**	BA	0.03	CV	-0.03	PV	0.25**
CA	-0.03	EX	-0.08	RL	0.18**	CA	-0.08	EX	0.06**	RL	0.16**
CN	0.04*	GA	0.02			CN	0.15**	GA	-0.03		

Fuente: Elaboración propia.

* Coeficiente significativo a un 10% de significación.

** Coeficiente significativo a un nivel de significación del 5%.

4.2. Autocorrelación espacial local

Los estadísticos anteriores son, sin embargo, sólo válidos para contrastar la presencia de un esquema de autocorrelación espacial global. De hecho, como señalan Moreno y Vayá (2000), no contemplan la posibilidad de que el esquema de ausencia de dependencia hallado a nivel global pueda no mantenerse para todas las unidades espaciales, al ser poco sensibles ante situaciones donde predomina inestabilidad en la distribución espacial de la variable. No obstante, para detectar situaciones, como las que nos ocupa, donde una variable presenta en un área específica del territorio valores significativamente mayores de los que cabría esperar, mientras la aleatoriedad en la distribución de la variable predomina en el resto del territorio, está especialmente indicado la versión local del coeficiente de autocorrelación espacial de Moran propuesto por Anselin (1995). De modo que, obtenido para cada región y vector \mathbf{c}_k o \mathbf{v}_k un valor en este estadístico, este estadístico permitirá identificar las regiones que destacan por registrar una capacidad de compra o venta relativamente superior a la que muestran las regiones de su entorno.

Particularmente, el estadístico local de asociación espacial (LISA) de la j -ésima región correspondiente al vector de ventas o compras relativas de las k -ésima región, $LISA_{jk}$, ha sido obtenido a partir de la ecuación (6).

$$LISA_{jk} = \frac{z_{kj}}{\sum_i w_{ji}} \sum_i w_{ji} z_{ki} \quad [6]$$

asociación espacial también muestran, y especialmente para las regiones del norte, una clara tendencia a identificar como principales socios comerciales a las regiones más cercanas. Mientras, por otro lado, se observa que para las comunidades del sur, donde las distancias son en general superiores, sólo una parte de las regiones más próximas son destacadas. Adicionalmente, y si bien el examen de ambas tablas no muestra evidencia nítida de una posible fragmentación del espacio comercial español, sí resalta el hecho de que las regiones del Cantábrico oriental y la cabecera del Ebro dibujan cierto sesgo intragrupo en las relaciones comerciales que mantienen.

Tabla 4. Regiones identificadas^a como principales mercados relativos para cada CC.AA.

AN	AR	AS	BA	CA	CN	CL	CM	CT	CV	EX	GA	MA	MU	NA	PV	RL
BA	NA	GA	CT	CT	GA	AS	CV	AR	MU	AN	AS	BA	BA	AR	CN	AR
EX	RL			PV	PV	CN	MU	NA		MU		CM	CV	PV	NA	NA
					RL	GA								LR	LR	PV
							MU									

Fuente: Elaboración propia a partir de datos Tabla A.5 (ver anexo estadístico).

^a Con un 5% de nivel de significación y tras 10000 permutaciones.

5. RESUMEN Y CONSIDERACIONES FINALES

En este trabajo se ha realizado un estudio de los flujos comerciales interregionales de las Comunidades Autónomas españolas. Tras un somero análisis agregado, en primer término, y a partir de la definición de un nuevo coeficiente, CP —que permite destacar, dentro del conjunto total de intercambios, a aquellos flujos que tienen una especial relevancia para el emisor, para el receptor o para ambos—, se ha efectuado una primera aproximación exploratoria en la identificación de la estructura de relaciones mercantiles que mantienen el conjunto de regiones. Este análisis ha sido complementado descontando del estudio la incidencia del tamaño económico en los flujos, mostrando para cada región que economías destacan por ser relativamente sus principales proveedores o distribuidores. Las conclusiones preliminares obtenidas son posteriormente contrastadas utilizando técnicas de econometría espacial, empleando como instrumentos de análisis los índices de autocorrelación global y local sobre las importaciones y exportaciones regionales relativas de cada una de las regiones.

Como conclusión más destacable del estudio resalta el hecho de que, en general, para la mayoría de las regiones, especialmente en las regiones de la mitad norte peninsular, la proximidad física o distancia geográfica determina quienes son sus principales socios comerciales. El volumen relativo de exportaciones e importaciones que casi todas las regiones mantienen con sus vecinos está significativamente por encima de lo que cabría esperar de acuerdo con sus tamaños económicos. Por lo que, incluso en un

espacio relativamente próximo como el español, variables relacionadas con la proximidad geográfica como los costes de transacción muestran todavía un gran protagonismo. No obstante, como señalan Pulido et al. (2001, 2003) la influencia de la distancia sobre la intensidad de los flujos interregionales no sólo se manifiesta a partir de los costes de transacción o la interrelación de los agentes, sino que en muchos casos pone de manifiesto las decisiones microeconómicas previas de localización industrial o dinámica de distribución y logística de las empresas de cada sector.

Asimismo, el análisis también revela que Cataluña es el principal motor comercial español, al mantener importantes vínculos comerciales con prácticamente el conjunto de regiones españolas. De hecho, la mitad de los flujos identificados como localmente importantes tienen su origen o destino en Cataluña. Por último es necesario destacar que a pesar de que las mayores intensidades de tráfico comercial se producen entre regiones vecinas no se ha encontrado evidencia fehaciente de una posible fragmentación del mercado comercial español, aunque, no obstante, sí destaca el hecho de que el grupo constituido por las regiones del Cantábrico oriental y el alto Ebro sí presenta una cierta tendencia superior a comerciar entre sí más que con sus otros vecinos.

Agradecimientos

Los autores desean agradecer a dos evaluadores anónimos y a un editor las sugerencias y comentarios realizados. El trabajo ha sido parcialmente financiado por el proyecto de la DGI número SEJ2004-07924/ECON.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDERSON, M.A. Y S.L.S. SIMITH (1999) Do National Borders Really Matter? Canada-U.S. Regional Trade Reconsidered, *Review of International Economics*, 7, 2, pp. 219-227.
- ANSELIN, L. (1995) Local Indicators of Spatial Association-LISA, *Geographical Analysis*, 27, pp. 93-116.
- CAMPSA-REPSOL (2003) *Guía Campsa 2004* (Madrid, CAMPSA REPSOL)
- CHEN, N. (2004) Intra-national versus International Trade in the European Union: Why Do National Borders Matter? *Journal of International Economics*, 63, pp. 93-118.
- CLIFF, A.D. Y J.K. ORD (1981) *Spatial Processes: Models and Applications* (Londres, Pion).
- EICHENGREEN, B. Y D. IRVIN (1998) The Role of History in Bilateral Trade Flows, en: Frankel, J. (ed.) *The Regionalization of the World Economy* (Chicago, University of Chicago Press).
- EVENET, S.F. Y W. KELLER (2002) On Theories Explaining the Success of the Gravity Equation, *Journal of Political Economy*, 110, pp. 281-316.
- HELLIWELL, J.F. Y G. VERDIER (2001) Measuring Internal Trade Distances: A New Method Applied to Estimate Provincial Border Effects, *Canadian Journal of Economics*, 34, pp. 1024-1041.

- FRANKEL, J. Y S. WEI (1995) Emerging Currency Blocs, en: Genberg, H. (ed.) *The International Monetary System: Its Institutions and its Future* (Berlin, Springer).
- FRANKEL, J., E. STEIN Y S. WEI (1995) Trading Blocs and the Americas: The Natural, the Unnatural, and the Super-Natural, *Journal of Development Economics*, 47, pp. 61-95.
- INE (2003) *Cuentas Económicas. Contabilidad Regional de España. Base 1995* (Madrid, Instituto Nacional de Estadística). <http://www.ine.es>, fecha de acceso 25 de Febrero.
- LLANO VERDURAS, C. (2001) *Economía Espacial y Sectorial: el Comercio Interregional en el Marco Input-Output*, Tesis Doctoral (Madrid, Universidad Autónoma de Madrid).
- MCCALLUM, J. (1995) National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns, *American Economic Review*, 85, 3, pp. 615-623.
- MINONDO, A. (2003) Comercio Internacional y el Efecto Frontera en el País Vasco, *Revista de Economía Aplicada*, XI, 32, pp. 115-131.
- MORAN, P (1948) The Interpretation of Statistical Maps, *Journal of the Royal Statistical Society B*, 35, 4, pp. 243-251.
- MORENO SERRANO R. Y E. VAYÁ VALCARCE (2000) *Técnicas Económicas en el Tratamiento de Datos Espaciales: La Econometría Espacial* (Barcelona, Universidad de Barcelona).
- NISTCH, V. (2000) National Borders and International Trade: Evidence from the European Union, *Canadian Journal of Economics*, 33, 4, pp. 1091-1105.
- OLIVER ALONSO, J., J. LURIA PAGÉS, Y A. ROCA PARÉS (2002) *La Apertura Exterior de las Regiones en España* (Valencia, Tirant lo Blanch).
- ORGANIZACIÓN MUNDIAL DEL COMERCIO (2002) *Estadísticas del Comercio Internacional 2002* (París, Publicaciones de la OMC).
- OGULEDO, V.I. Y C.R. MACPHEE (1994) Gravity Models: a Reformulation and Application to Discriminatory Trade Arrangements, *Applied Economics*, 26, pp. 107-120.
- PARELLADA, M. (1980) Los Flujos Comerciales entre Cataluña y el Resto de España, *Revista Económica de la Banca Catalana*, 58, pp. 1-11.
- PULIDO, A. Y C. LLANO (2002) Estructura Espacial y Sectorial del Comercio en Andalucía y su Efecto sobre el Crecimiento, *Boletín Económico de Andalucía*, 31-32, pp. 47-61.
- PULIDO, A., A. LÓPEZ, Y C. LLANO (2001) La Balanza Comercial de Madrid en sus relaciones con el resto de España (1995-1998), en *La Balanza de Pagos de la Comunidad de Madrid (1995-1998)* (Madrid, Civitas Ediciones).
- PULIDO, A., A. LÓPEZ, Y C. LLANO (2003) La Balanza Comercial de Madrid en sus relaciones con el resto de España (1999-2001), en: Mella, J.M. y Sanz, B. *La Balanza de Pagos de la Comunidad de Madrid (1999-2000)* (Madrid, Biblioteca Civitas Economía y Empresa).
- STREIT, M.E. (1969) Spatial Associations and Economic Linkages between Industries, *Journal of Regional Science*, 9, 2, pp. 177-188.
- TOBLER, W. (1970) A Computer Model Simulating Urban Growth in the Detroit Region, *Economic Geography*, 46, 2, pp. 234-240.

ANEXO ESTADÍSTICO

Tabla A.1. Valores de los coeficientes CP_{ji} .

	AN	AR	AS	BA	CA	CN	CL	CM	CT	CV	EX	GA	MA	MU	NA	PV	RL
AN	0.00	0.04	0.04	0.00	0.33	0.04	0.05	0.08	0.25	0.14	0.19	0.10	0.13	0.16	0.04	0.07	0.03
AR	0.02	0.00	0.01	0.00	0.00	0.02	0.04	0.01	0.35	0.09	0.01	0.03	0.06	0.01	0.08	0.06	0.07
AS	0.06	0.01	0.00	0.00	0.01	0.07	0.08	0.01	0.08	0.02	0.01	0.23	0.04	0.01	0.02	0.06	0.02
BA	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.40	0.15	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
CA	0.11	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.27	0.09	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.06	0.00
CN	0.01	0.02	0.08	0.00	0.01	0.00	0.07	0.00	0.13	0.01	0.00	0.06	0.05	0.01	0.02	0.13	0.03
CL	0.03	0.04	0.13	0.00	0.00	0.07	0.00	0.02	0.16	0.03	0.07	0.12	0.14	0.01	0.03	0.11	0.05
CM	0.07	0.03	0.02	0.00	0.00	0.00	0.06	0.00	0.10	0.16	0.08	0.02	0.19	0.09	0.01	0.02	0.01
CT	0.18	0.39	0.14	0.44	0.09	0.18	0.19	0.18	0.00	0.26	0.06	0.10	0.17	0.10	0.24	0.18	0.11
CV	0.09	0.08	0.03	0.06	0.04	0.01	0.04	0.09	0.33	0.00	0.03	0.06	0.09	0.19	0.03	0.05	0.04
EX	0.20	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.05	0.04	0.05	0.07	0.00	0.05	0.08	0.03	0.00	0.01	0.00
GA	0.04	0.01	0.15	0.00	0.04	0.03	0.10	0.02	0.15	0.06	0.04	0.00	0.08	0.03	0.01	0.05	0.03
MA	0.11	0.04	0.05	0.00	0.00	0.05	0.16	0.17	0.22	0.12	0.06	0.10	0.00	0.04	0.03	0.06	0.03
MU	0.09	0.01	0.01	0.00	0.01	0.00	0.02	0.06	0.13	0.24	0.02	0.03	0.04	0.00	0.01	0.02	0.01
NA	0.00	0.07	0.01	0.00	0.00	0.02	0.03	0.01	0.23	0.02	0.01	0.01	0.03	0.01	0.00	0.18	0.08
PV	0.05	0.06	0.08	0.00	0.02	0.11	0.09	0.02	0.19	0.04	0.01	0.08	0.08	0.01	0.14	0.00	0.11
RL	0.03	0.05	0.03	0.00	0.00	0.01	0.05	0.01	0.11	0.05	0.01	0.02	0.03	0.01	0.07	0.13	0.00

Fuente: Elaboración propia. En la intersección entre la i-ésima fila y la j-ésima columna del cuadro se ofrece el valor del coeficiente CP_{ji} .

Tabla A.2. Valores (por columnas) de los vectores de compras relativas normalizadas.

	AN	AR	AS	BA	CA	CN	CL	CM	CT	CV	EX	GA	MA	MU	NA	PV	RL
AN	0.00	0.01	0.03	0.02	0.14	0.01	0.01	0.04	0.02	0.03	0.18	0.02	0.04	0.07	0.00	0.01	0.02
AR	0.06	0.00	0.03	0.00	0.00	0.04	0.06	0.06	0.23	0.12	0.02	0.03	0.06	0.04	0.15	0.07	0.13
AS	0.03	0.02	0.00	0.00	0.01	0.22	0.18	0.03	0.06	0.03	0.02	0.28	0.05	0.03	0.02	0.09	0.07
BA	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
CA	0.07	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00
CN	0.04	0.05	0.21	0.00	0.00	0.00	0.12	0.01	0.08	0.01	0.04	0.06	0.06	0.00	0.04	0.14	0.03
CL	0.03	0.04	0.10	0.00	0.00	0.09	0.00	0.08	0.05	0.03	0.11	0.10	0.12	0.03	0.03	0.06	0.07
CM	0.06	0.02	0.02	0.01	0.00	0.01	0.02	0.00	0.06	0.08	0.14	0.03	0.15	0.14	0.01	0.01	0.02
CT	0.10	0.20	0.04	0.54	0.31	0.06	0.07	0.06	0.00	0.16	0.04	0.07	0.10	0.09	0.11	0.06	0.05
CV	0.09	0.08	0.02	0.37	0.18	0.01	0.02	0.15	0.08	0.00	0.10	0.05	0.09	0.31	0.02	0.02	0.05
EX	0.14	0.01	0.02	0.00	0.00	0.01	0.08	0.15	0.02	0.03	0.00	0.07	0.05	0.06	0.02	0.01	0.04
GA	0.06	0.03	0.29	0.00	0.18	0.09	0.10	0.03	0.03	0.05	0.10	0.00	0.07	0.06	0.01	0.05	0.02
MA	0.03	0.03	0.02	0.00	0.00	0.03	0.05	0.09	0.02	0.03	0.06	0.03	0.00	0.03	0.01	0.02	0.01
MU	0.15	0.02	0.02	0.04	0.00	0.02	0.02	0.19	0.04	0.23	0.12	0.05	0.05	0.00	0.01	0.01	0.03
NA	0.06	0.20	0.05	0.00	0.00	0.07	0.06	0.03	0.14	0.04	0.01	0.03	0.06	0.04	0.00	0.22	0.28
PV	0.04	0.06	0.07	0.01	0.17	0.16	0.09	0.02	0.05	0.04	0.03	0.05	0.04	0.03	0.20	0.00	0.17
RL	0.05	0.23	0.09	0.00	0.00	0.17	0.12	0.06	0.08	0.09	0.04	0.11	0.07	0.05	0.36	0.22	0.00

Fuente: Elaboración propia. En la intersección entre la j-ésima fila y la k-ésima columna del cuadro se ofrece el valor de la j-ésima componente del vector C_k .

Tabla A.3. Valores (por columnas) de los vectores de ventas relativas normalizadas.

	AN	AR	AS	BA	CA	CN	CL	CM	CT	CV	EX	GA	MA	MU	NA	PV	RL
AN	0.00	0.03	0.02	0.00	0.46	0.03	0.03	0.08	0.05	0.06	0.16	0.05	0.06	0.14	0.03	0.02	0.02
AR	0.03	0.00	0.03	0.00	0.00	0.07	0.07	0.05	0.19	0.09	0.03	0.05	0.08	0.03	0.19	0.07	0.17
AS	0.07	0.02	0.00	0.00	0.04	0.22	0.10	0.02	0.02	0.01	0.03	0.28	0.04	0.02	0.03	0.05	0.04
BA	0.02	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.14	0.12	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00
CA	0.08	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.04	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00
CN	0.02	0.04	0.23	0.00	0.09	0.00	0.12	0.02	0.05	0.01	0.02	0.10	0.07	0.03	0.05	0.14	0.10
CL	0.03	0.05	0.15	0.00	0.00	0.13	0.00	0.03	0.04	0.02	0.12	0.10	0.10	0.02	0.04	0.07	0.06
CM	0.09	0.05	0.03	0.00	0.00	0.01	0.09	0.00	0.04	0.13	0.23	0.03	0.20	0.22	0.02	0.02	0.03
CT	0.07	0.25	0.07	0.75	0.09	0.11	0.08	0.13	0.00	0.09	0.04	0.04	0.07	0.07	0.12	0.05	0.05
CV	0.06	0.08	0.02	0.21	0.08	0.01	0.03	0.11	0.08	0.00	0.03	0.04	0.06	0.22	0.02	0.02	0.04
EX	0.20	0.01	0.01	0.00	0.00	0.02	0.06	0.10	0.01	0.04	0.00	0.05	0.07	0.06	0.00	0.01	0.01
GA	0.03	0.01	0.16	0.00	0.11	0.04	0.07	0.03	0.03	0.03	0.07	0.00	0.05	0.04	0.01	0.02	0.04
MA	0.04	0.02	0.02	0.00	0.00	0.03	0.06	0.11	0.03	0.03	0.04	0.04	0.00	0.03	0.02	0.02	0.02
MU	0.14	0.03	0.02	0.02	0.04	0.00	0.03	0.19	0.05	0.21	0.07	0.05	0.06	0.00	0.02	0.02	0.02
NA	0.01	0.19	0.03	0.00	0.00	0.07	0.06	0.03	0.11	0.02	0.05	0.02	0.05	0.02	0.00	0.23	0.28
PV	0.04	0.07	0.09	0.00	0.06	0.18	0.08	0.03	0.05	0.02	0.01	0.06	0.06	0.02	0.17	0.00	0.14
RL	0.07	0.16	0.10	0.00	0.00	0.05	0.13	0.06	0.06	0.07	0.10	0.04	0.05	0.06	0.28	0.21	0.00

Fuente: Elaboración propia. En la intersección entre la j-ésima fila y la k-ésima columna del cuadro se ofrece el valor de la j-ésima componente del vector V_k .

Tabla A.4. Coeficientes locales de asociación espacial, $LISA_{jk}$, de proveedores.

	AN	AR	AS	BA	CA	CN	CL	CM	CT	CV	EX	GA	MA	MU	NA	PV	RL
AN	0.06	-0.10	-0.03	-0.02	0.04	-0.08	-0.07	0.08	-0.05	0.00	-0.61	0.00	0.04	-0.01	-0.06	-0.09	-0.04
AR	0.00	0.31	0.02	0.06	0.04	0.06	-0.01	-0.01	-1.53	-0.29	0.03	0.06	-0.01	0.04	-0.38	-0.06	-0.37
AS	-0.09	0.07	0.23	-0.06	-0.02	-1.01	-1.14	0.02	0.01	-0.01	0.08	-1.26	0.04	0.00	0.06	-0.12	-0.04
BA	0.02	0.14	-0.10	0.10	0.07	-0.05	-0.08	0.19	0.08	0.16	0.06	-0.05	0.22	0.16	0.07	0.03	0.08
CA	-0.01	-0.11	-0.07	-0.03	-0.05	-0.08	-0.16	-0.01	-0.10	-0.06	0.02	-0.03	-0.16	-0.02	-0.06	-0.09	-0.09
CN	-0.08	0.05	-0.60	-0.04	-0.01	0.36	-0.60	0.04	-0.12	0.03	0.02	-0.01	-0.02	0.02	0.05	-0.48	0.15
CL	-0.08	0.04	-0.11	-0.05	-0.04	-0.18	0.44	-0.05	0.02	0.03	-0.21	-0.20	-0.69	0.03	0.07	0.00	-0.06
CM	0.00	0.02	0.00	-0.02	-0.05	0.04	0.07	0.28	0.00	-0.05	-0.45	0.05	-0.80	-0.23	0.04	0.04	0.06
CT	0.00	-0.63	-0.01	-0.98	-0.48	-0.01	-0.02	0.00	0.29	-0.44	0.00	0.00	-0.25	-0.09	-0.13	0.00	0.01
CV	-0.05	-0.05	-0.07	-0.52	-0.13	-0.03	-0.04	-0.56	-0.10	0.25	-0.14	0.00	-0.17	-1.09	0.05	0.03	0.02
EX	0.01	-0.05	0.00	-0.06	-0.05	0.01	-0.04	-0.32	0.01	-0.03	0.27	-0.02	0.03	0.00	-0.01	-0.02	0.01
GA	0.00	0.02	-1.02	-0.05	-0.05	-0.12	-0.33	0.02	0.06	0.00	-0.12	0.18	-0.09	0.00	0.05	0.02	0.07
MA	-0.02	0.05	0.02	-0.02	-0.04	0.06	0.04	-0.16	0.17	0.06	-0.03	0.08	0.58	0.08	0.07	0.07	0.11
MU	-0.30	0.02	-0.08	0.02	0.02	-0.06	-0.10	-0.78	0.03	-0.75	-0.30	0.00	0.05	0.16	0.00	-0.04	0.01
NA	-0.01	-0.88	0.01	0.02	0.02	-0.06	-0.03	0.05	-0.72	0.04	-0.02	0.10	0.03	0.02	0.28	-1.12	-1.49
PV	-0.07	-0.03	-0.05	-0.01	-0.04	-0.69	-0.32	0.04	0.06	0.03	0.02	0.03	0.18	0.03	-0.61	0.40	-0.69
RL	-0.04	-1.00	-0.08	0.00	0.01	-0.69	-0.53	0.00	-0.16	-0.07	0.01	-0.22	-0.11	0.01	-1.45	-1.16	0.37

Fuente: Elaboración propia. En la intersección entre la j-ésima fila y la k-ésima columna del cuadro se ofrece el valor del coeficiente de asociación espacial local de la j-ésima región calculado sobre el vector de compras relativas de la k-ésima región.

Tabla A.5. Coeficientes locales de asociación espacial, $LISA_{jk}$, de principales mercados.

	AN	AR	AS	BA	CA	CN	CL	CM	CT	CV	EX	GA	MA	MU	NA	PV	RL
AN	0.15	-0.04	-0.04	-0.04	-0.80	-0.03	-0.03	-0.06	-0.02	0.00	-0.36	0.00	0.00	-0.24	-0.04	-0.07	-0.06
AR	-0.10	0.31	0.09	0.04	-0.08	-0.06	-0.09	0.05	-0.69	-0.06	0.06	0.00	-0.18	0.06	-0.67	-0.06	-0.60
AS	0.02	0.04	0.32	-0.05	0.00	-0.94	-0.47	-0.02	-0.09	-0.17	0.08	-1.14	0.12	0.01	0.06	0.02	0.06
BA	-0.07	0.19	-0.05	0.07	-0.01	0.01	0.07	0.25	-0.39	-0.29	0.04	-0.12	0.14	0.10	0.10	0.01	0.07
CA	-0.05	-0.11	-0.10	-0.02	0.02	-0.10	-0.23	-0.03	-0.01	0.00	0.01	0.00	-0.06	0.00	-0.08	-0.03	-0.09
CN	-0.14	0.07	-1.13	-0.03	0.02	0.35	-0.89	0.00	0.00	-0.15	0.10	-0.18	-0.07	0.01	0.03	-0.42	-0.21
CL	-0.07	0.02	-0.50	-0.05	-0.03	-0.36	0.67	0.04	-0.02	-0.11	-0.29	-0.16	-0.36	0.06	0.06	-0.03	0.00
CM	-0.01	0.01	0.04	-0.03	-0.01	0.06	-0.18	0.24	-0.01	-0.10	-0.98	0.02	-1.29	-0.69	0.05	0.01	0.04
CT	0.04	-1.00	-0.01	-1.09	0.02	-0.14	-0.13	-0.32	0.28	-0.12	0.01	-0.02	-0.03	-0.01	-0.22	0.01	0.02
CV	0.00	-0.07	-0.02	-0.14	0.01	0.01	0.09	-0.36	-0.11	0.26	0.06	-0.03	0.01	-0.65	0.07	0.01	0.04
EX	-0.29	-0.06	0.02	-0.05	0.08	0.03	0.00	-0.10	-0.14	-0.02	0.25	0.01	-0.05	-0.02	-0.02	-0.04	-0.01
GA	-0.06	0.01	-0.46	-0.04	-0.01	0.06	-0.10	-0.01	-0.08	-0.09	-0.02	0.15	0.05	0.01	0.05	0.05	0.04
MA	-0.01	0.05	0.08	-0.03	-0.03	0.06	-0.04	-0.24	0.00	0.02	0.11	0.02	0.52	0.12	0.08	0.05	0.09
MU	-0.06	0.03	-0.05	0.01	0.01	-0.05	0.00	-0.90	0.02	-0.80	-0.03	-0.01	0.02	0.19	0.01	-0.04	0.00
NA	-0.24	-0.72	0.12	0.01	-0.09	-0.09	0.04	0.04	-0.20	-0.04	0.02	0.06	0.08	0.03	0.32	-1.06	-1.53
PV	-0.10	-0.04	-0.22	-0.01	0.00	-0.85	-0.33	0.02	0.02	-0.10	0.12	-0.01	0.01	0.03	-0.59	0.33	-0.50
RL	0.07	-0.55	-0.26	0.00	-0.09	0.04	-1.08	0.00	0.00	0.01	-0.12	0.04	0.08	-0.01	-1.32	-0.89	0.38

Fuente: Elaboración propia. En la intersección entre la j-ésima fila y la k-ésima columna del cuadro se ofrece el valor del coeficiente de asociación espacial local de la j-ésima región calculado sobre el vector de ventas relativas de la k-ésima región.