

UN ANÁLISIS DE DIFERENCIACIÓN ESTRUCTURAL ENTRE LAS ECONOMÍAS DE ASTURIAS Y EL PAÍS VASCO A PARTIR DE TABLAS INPUT-OUTPUT

Rubén Álvarez Herrero*

e-mail: rherrero@correo.uniovi.es

Ana Salomé García Muñiz*

e-mail: asgarcia@correo.uniovi.es,

Esteban Fernández Vázquez*

e-mail: evazquez@correo.uniovi.es,

Carmen Ramos Carvajal*

e-mail: cramos@correo.uniovi.es

* Universidad de Oviedo.
Departamento de Economía Aplicada.

RESUMEN

La comparación entre diferentes estructuras económicas puede realizarse en el espacio o en el tiempo. En el primer caso dicha comparación permite conocer las diferencias / similitudes entre dos estructuras económicas en un momento del tiempo específico, mientras que, en el segundo, posibilita conocer la evolución de una economía entre dos instantes de tiempo.

El término diferenciación estructural se puede definir como diversidad en los componentes estructurales de una economía respecto a sus homólogos en una economía de referencia. Dado que las tablas input-output regionales proporcionan una representación detallada de la estructura sectorial y de la actuación de una economía referida a un momento de tiempo específico, éstas proporcionan una base válida para el análisis de diferenciación estructural, y han sido utilizadas para este propósito en diversos trabajos: F. Harrigan y otros (1980), R. C. Jensen y otros (1991).

Nuestro objetivo es doble, por un lado, determinar componentes similares entre las estructuras de Asturias y País Vasco y, por otro, cuantificar la variación de las componentes diferenciales entre las estructuras.

Para evaluar la diferenciación / similitud estructural se utilizará un procedimiento de comparación de matrices desarrollado por L. Mesnard (2000), el filtro media biproportional, consistente en comparar dos estructuras regionales eliminando simultáneamente el efecto del tamaño diferencial de los sectores productivos compra y venta.

Palabras Clave: Estructura económica, Tablas input-output regionales, Técnicas de ajuste biproportional.

1. Introducción.

Hay un extenso volumen de literatura económica que aborda el estudio de la estabilidad en una estructura (sistema económico) entre dos instantes del tiempo. El análisis input-output es uno de los marcos posibles para llevar a cabo este tipo de estudios sobre la estabilidad de un sistema económico. En dicho contexto input-output pueden destacarse los siguientes trabajos pioneros sobre estabilidad de estructuras a partir de un enfoque temporal: A. Carter (1970), P. Sevalson (1970). La estabilidad de una estructura también puede plantearse desde una dimensión espacial. Sin embargo, este aspecto ha sido menos estudiado debido tanto a la falta de datos homogéneos para realizar comparaciones en una dimensión espacial como a la carencia de una metodología suficientemente desarrollada que permita medir la estabilidad estructural recogiendo las características particulares de la óptica espacial. En el ámbito input-output estos estudios se limitan fundamentalmente a los artículos de M. Agustinovics (1970), F. Harrigan, et alia (1980), R. Jackson (2001).

Por todo ello, hasta ahora, existe poca evidencia sobre si las tecnologías o niveles de intermediación (componentes estructurales) de una región son significativamente diferentes de sus homólogos nacionales o en otra región. Por otra parte, en diversos trabajos autores como R. Jensen y otros (1988), M. Imansyah (2000) señalan que, las economías regionales comparten no solo algunos de sus componentes estructurales (estabilidad) sino también algunas de sus pautas de comportamiento estructural (dinamicidad) desde una perspectiva espacial.

El presente estudio tiene un doble objetivo: por un lado, mejorar el conocimiento de las estructuras sectoriales en un ámbito regional y, por otro, aportar alguna evidencia adicional sobre si existe o no similitud entre dos estructuras económicas regionales desde una óptica espacial. Para estudiar esta cuestión, compararemos las tablas de las regiones de Asturias y País Vasco flujo por flujo.

2. Delimitación del problema de estudio.

En el presente trabajo estudia la estabilidad de una estructura desde una óptica espacial comparando dos regiones en un momento específico del tiempo.

Para identificar similitudes estructurales en un contexto regional, Jensen y otros (1988) presentaron el término estructura económica fundamental (FES, “Fundamental Economic Structure”) que abarca tres conceptos:

- *Estabilidad*: “En qué medida ciertos elementos están presentes en muestras representativas”
- *Capacidad de predicción*: “En qué medida algunos componentes, que están presentes en cantidades variables (componentes dinámicos de la estructura), pueden predecirse por medio de indicadores agregados de una economía (por ejemplo, usando el producto nacional o regional, producción bruta sectorial, población, etc.)”.
- *Importancia*: “En qué medida los elementos de una estructura son parte del conjunto de componentes estructurales que pueden considerarse como analíticamente importantes en el sentido de que un cambio de estos componentes crearía probablemente un cambio de magnitud elevada en el sistema global”

Partiendo de un concepto como FES, el presente trabajo adopta la definición de estabilidad de los componentes estructurales, comparando los niveles de intermediación de dos estructuras en un momento específico del tiempo.

Este estudio es un esfuerzo dirigido a establecer un criterio más objetivo que permita determinar qué estructura puede seleccionarse como base o estimación inicial en el proceso de ajuste- regionalización de una tabla input-output.

3. Fuentes de *diferenciación* espacial de estructuras.

El término *diferenciación* estructural se puede definir como la diversidad de los componentes estructurales de una economía respecto a sus homólogos en una economía de referencia. Se pueden considerar dos factores que influyen en la *diferenciación* estructural de las regiones: la adopción de un nivel de agregación no adecuado para las tablas input-output regionales (*diferencias* en la *composición interna de los sectores*) y la comparación de economías regionales con diferentes tamaños de actividad económica (*diferencias* en los *niveles de intermediación*).

Las tablas input-output presentan, en ocasiones, un alto nivel de agregación para alguna de sus divisiones sectoriales. En estos casos se tienen sectores constituidos por una

agrupación de empresas con distinta *composición de producto*, esto es, empresas que producen la misma mercancía con proporciones distintas de inputs intermedios.

Un segundo factor relaciona la *diferenciación* estructural con el tamaño relativo de la economía. Es habitual encontrarse con que dos economías tengan sectores compra y venta con distinto tamaño en su nivel de intermediación. Por ejemplo, si el tamaño de un sector es pequeño respecto a su homólogo en otra región o está compuesto por pocas empresas, es probable que sus niveles de intermediación sean en gran medida diferentes. Así mismo, en economías de pequeño tamaño es frecuente encontrarse con que alguno de los flujos de intermediación sean insignificantes o incluso puedan no existir.

4. Metodología.

Dado que las tablas input-output regionales proporcionan una representación detallada de la estructura sectorial y de la actuación de una economía en un momento específico del tiempo, éstas se pueden adoptar como un soporte adecuado para el análisis de *diferenciación* estructural. Para estudiar la *diferenciación* espacial se necesitan al menos dos matrices regionales referidas a un mismo momento del tiempo y, además, dichas tablas deben haberse construido usando métodos de estimación comparables. En particular, el método de valoración de las transacciones debe ser el mismo, la clasificación de los sectores idéntica y el tratamiento efectuado del comercio consistente en cada tabla. Asumiendo que estos requisitos se cumplen, el enfoque input-output puede utilizarse para llevar a cabo un análisis de *diferenciación* estructural para un conjunto de economías regionales.

Para cuantificar la *diferenciación* estructural se requiere de una metodología que permita comparar pares de tablas input-output. En L. Mesnard (1990a, 1997, y 2000) se proponen diferentes procedimientos para la comparación de matrices. Estos se basan en una idea general: no es correcto comparar dos matrices de componentes genéricos si sus márgenes (sumas fila y columna) no son iguales.

Se consideran dos matrices de flujos intermedios input-output, \mathbf{Z} y \mathbf{Z}^+ , de dimensión $(n \times n)$. Sus componentes z_{ij} y z_{ij}^+ representan las compras que un sector j realiza a otro sector i . La matriz de flujos intermedios \mathbf{Z} viene dada por la siguiente expresión:

$$\mathbf{Z} = \begin{bmatrix} z_{11} & \cdots & z_{1j} & \cdots & z_{1n} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ z_{i1} & \cdots & z_{ij} & \cdots & z_{in} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ z_{n1} & \cdots & z_{nj} & \cdots & z_{nn} \end{bmatrix} \begin{matrix} x_1 \\ \cdots \\ x_i \\ \cdots \\ x_n \end{matrix}$$

Donde x_i y x_j son los márgenes, esto es, las sumas fila y columna de la matriz \mathbf{Z} , respectivamente. En esta matriz \mathbf{Z} no se incluyen todas las cuentas de una tabla input-output, por lo que las cuentas sectoriales no van a estar en equilibrio contable. Dado que se tiene una tabla incompleta, x_i no será necesariamente igual a x_j para cada $i = j$. Análogamente se puede definir una matriz \mathbf{Z}^+ .

Se consideran dos matrices de coeficientes de compra \mathbf{A} y \mathbf{A}^+ derivadas a partir de \mathbf{Z} y \mathbf{Z}^+ , respectivamente. Sus elementos $a_{ij} = z_{ij}/x_j$ y $a_{ij}^+ = z_{ij}^+/x_j^+$ representan lo que un sector j demanda a otro sector i por unidad de demanda total propia, donde x_j y x_j^+ son las demandas intermedias totales de cada sector j . También es posible considerar matrices de coeficientes de venta \mathbf{B} y \mathbf{B}^+ . Sus componentes $b_{ij} = z_{ij}/x_i$ y $b_{ij}^+ = z_{ij}^+/x_i^+$ pueden interpretarse como las ventas de un sector i a otro sector j por unidad de venta total propia, donde x_i y x_i^+ son las ventas intermedias totales de cada sector i .

Si se tomasen matrices de coeficientes de compra, se estarían comparando tablas con diferentes márgenes columna, lo cual supondría confundir el efecto de variación de los coeficientes de compra con la variación de los márgenes columna, por lo que se necesitará una operación adicional que permita eliminar el efecto del cambio en los márgenes columna de las matrices en comparación. Esta operación consiste en normalizar las columnas de \mathbf{A} y \mathbf{A}^+ , transformándolas en matrices que suman uno en cada columna. Las matrices margen \mathbf{M}_A y \mathbf{M}_A^+ son matrices diagonales cuyos elementos de la diagonal principal son las sumas de las columnas j de las matrices \mathbf{A} y

\mathbf{A}^+ : $m_{jA} = \sum_i a_{ij}$ y $m_{jA}^+ = \sum_i a_{ij}^+$. Para realizar la normalización de \mathbf{A} y \mathbf{A}^+ , se calculan $\mathbf{A}^M = \mathbf{A}\mathbf{M}_A^{-1}$ y $\mathbf{A}^{+1} = \mathbf{A}^+(\mathbf{M}_A^+)^{-1}$. Análogamente, el procedimiento puede aplicarse a la matriz \mathbf{B} para compararla con la matriz \mathbf{B}^+ .

Este planteamiento puede generalizarse si se comparan flujos intermedios en lugar de coeficientes. Mientras que los flujos presentan sentido económico tanto por filas como por columnas, los coeficientes tienen interpretación económica sólo por filas (coeficientes de venta) o por columnas (coeficientes de compra). En este estudio de similitud de dos estructuras se plantea alguna dificultad, propiciada porque cuando comparamos una celda en \mathbf{Z} con su homóloga correspondiente en \mathbf{Z}^+ pueden aparecer diferencias debido a que ha cambiado su margen fila, se ha alterado su margen columna, o bien porque ha habido un cambio propio en la celda, de tal manera que éste no depende de la variación de los márgenes fila y columna.

Puesto que es necesario medir la similitud entre dos matrices input-output una vez se ha eliminado la diferencia de tamaño los sectores venta y compra (márgenes fila y columna, respectivamente), y dado que dos matrices input-output no tienen necesariamente idénticos márgenes (existe variación de las filas y columnas entre \mathbf{Z} y \mathbf{Z}^+), será necesario acudir a una técnica que posibilite la transformación de una matriz para que tenga idénticos márgenes que otra tanto por filas como por columnas.

En Mesnard (1990a) se propuso por primera vez un técnica de ajuste biproporcional de matrices para analizar este tipo de cambio entre dos estructuras. Según este autor, la matriz $\hat{\mathbf{Z}}$ es el resultado de realizar un ajuste bi-proporcional con el operador 'K' que da a \mathbf{Z} los márgenes columna y fila de \mathbf{Z}^+ , $\hat{\mathbf{Z}} = \mathbf{K}(\mathbf{Z}, \mathbf{Z}^+)$. Esta operación es equivalente a realizar el producto de $\langle \mathbf{R} \rangle \mathbf{Z} \langle \mathbf{S} \rangle$, donde $\langle \mathbf{R} \rangle$ y $\langle \mathbf{S} \rangle$ son matrices diagonal que permiten respetar dos condiciones:

- 1) $\hat{\mathbf{Z}}$ debe tener idénticos márgenes columna y fila que \mathbf{Z}^+
- 2) $\hat{\mathbf{Z}}$ es la matriz más cercana a \mathbf{Z} siguiendo un cierto criterio. Este criterio puede ser, entre otros, la minimización de la medida de distancia de Kullback y Leibler (1951):

$$\min \sum_i \sum_j \hat{z}_{ij} \log \frac{\hat{z}_{ij}}{z_{ij}}$$

Puesto que hay varios algoritmos que respetan estas dos condiciones, y dado que todos ellos proporcionan resultados equivalentes (Mesnard 1994), puede adoptarse un algoritmo como el RAS para llevar a cabo una operación de biproporción. Así, teniendo en cuenta el supuesto básico de la técnica, los componentes de $\langle \mathbf{R} \rangle$ y $\langle \mathbf{S} \rangle$ pueden calcularse de la siguiente forma:

$$z_{ij}^{+h} = r_i^{h-1} \dots r_i^2 r_i^1 z_{ij} s_j^1 s_j^2 \dots s_j^h$$

$$\text{Donde } r_i^{h-1} = \frac{\sum_j z_{ij}^+}{\sum_j z_{ij} s_j^h} \text{ para todo } i \text{ y } s_j^h = \frac{\sum_i z_{ij}^+}{\sum_i r_i^{h-1} z_{ij}} \text{ para todo } j.$$

Puesto que r_i^{h-1} depende de s_j^h , su valor se consigue iterativamente. Iniciado el proceso ajustando por columnas $s_j^{(0)} = 1$, para todo j , éste conducirá a un equilibrio:

$$r_i^* = \frac{\sum_j z_{ij}^+}{\sum_j s_j^{(*)} z_{ij}} \text{ para todo } i \text{ y } s_j^* = \frac{\sum_i z_{ij}^+}{\sum_i r_i^{(*)} z_{ij}} \text{ para todo } j.$$

Análogamente, se podía haber efectuado el inicio ajustando por filas $r_i^{(0)} = 1$.

Bajo ciertas condiciones poco restrictivas de existencia, la solución de la técnica RAS existe, es única y convergente (Bacharach, 1970).

La idea que hay detrás de todo este proceso es que, por un lado, no podemos comparar dos matrices si sus márgenes fila y columna son distintos y, por otro, que la comparación de matrices de coeficientes input-output no es completamente apropiada ya que éstos carecen de sentido económico bien por filas o por columnas. En consecuencia, para estudiar la similitud de dos matrices input-output, es conveniente comparar matrices de flujos intermedios, después de haber descontado las diferencias de sus márgenes fila y columna.

En el filtro ordinario biproporcional propuesto por Mesnard (1990a), la matriz de flujos \mathbf{Z} se proyecta para que ésta tenga idénticos márgenes que \mathbf{Z}^+ : $\hat{\mathbf{Z}} = K(\mathbf{Z}, \mathbf{Z}^+)$. Entonces, se compara el resultado obtenido, $\hat{\mathbf{Z}}$, con \mathbf{Z}^+ flujo por flujo. Para efectuar estas comparaciones proponemos dos indicadores de similitud¹:

Para un componente (i,j) ,

$$\Omega_{ij} = \frac{(\hat{z}_{ij} - z_{ij}^+)^2}{(\hat{z}_{ij})^2 + (z_{ij}^+)^2} \quad \text{o bien} \quad \Delta_{ij} = \frac{|\hat{z}_{ij} - z_{ij}^+|}{\hat{z}_{ij} + z_{ij}^+}$$

Ambas medidas están acotadas entre cero y uno. Estos indicadores nos muestran en qué medida $\hat{\mathbf{Z}}$ es similar a \mathbf{Z}^+ de tal manera que, cuanto más cerca de cero estén cada uno de sus valores, tanto mayor será la similitud estructural de las matrices en comparación. Además, puesto que $K(\mathbf{Z}, \mathbf{Z}^+)$ tienen idénticos márgenes fila y columna que \mathbf{Z}^+ , se comparan dos estructuras excluyendo el efecto del tamaño diferencial de los sectores compra y venta entre \mathbf{Z} y \mathbf{Z}^+ .

Este procedimiento se puede aplicar, también, para proyectar \mathbf{Z}^+ sobre los márgenes de \mathbf{Z} y comparar el resultado con \mathbf{Z} ; por lo tanto, existen dos planteamientos distintos, el cálculo directo de \mathbf{Z} a \mathbf{Z}^+ , y el inverso de \mathbf{Z}^+ a \mathbf{Z} . Teniendo en cuenta que la idea principal del filtro biproporcional consiste en imponer a las matrices \mathbf{Z} y \mathbf{Z}^+ idénticos márgenes, con el propósito de eliminar este doble resultado, se puede intentar conseguir otra matriz \mathbf{Z}' para proporcionar a \mathbf{Z} y \mathbf{Z}^+ estos márgenes. Si se dispone de un conjunto de tablas regionales es posible comparar dos estructuras adoptando sucesivamente todas las tablas del conjunto como referencia, \mathbf{Z}' . De esta manera, en el filtro biproporcional modificado, se proyecta cada matriz \mathbf{Z} y \mathbf{Z}^+ a los márgenes de \mathbf{Z}' obteniendo $\hat{\mathbf{Z}} = K(\mathbf{Z}, \mathbf{Z}')$ y $\hat{\mathbf{Z}}^+ = K(\mathbf{Z}^+, \mathbf{Z}')$. Entonces, se compara $\hat{\mathbf{Z}}$ con $\hat{\mathbf{Z}}^+$ a partir de los siguientes coeficientes de similitud estructural:

Para un componente (i,j) ,

$$\Omega'_{ij} = \frac{(\hat{z}_{ij} - \hat{z}_{ij}^+)^2}{(\hat{z}_{ij})^2 + (\hat{z}_{ij}^+)^2} \quad \text{o bien} \quad \Delta'_{ij} = \frac{|\hat{z}_{ij} - \hat{z}_{ij}^+|}{\hat{z}_{ij} + \hat{z}_{ij}^+}$$

¹ El indicador Δ es una pequeña variante del índice de similitud desarrollado por Isard y Romanoff (1968). Este índice, a su vez, es una modificación del índice de Leontief, que utilizaron Schaffer y Chu (1969) en su estudio de Utah.

Estos indicadores son una modificación de las medidas Ω y Δ , que respetan sus propiedades y también su interpretación, y que así mismo permiten comparar dos matrices eludiendo el problema del doble resultado. Puede observarse también que su comparación no es directa, sino que ésta se efectúa por medio de otra matriz con la que comparten márgenes fila y columna. En nuestro estudio, dado que disponemos de un conjunto de tablas regionales, éstas pueden adoptarse sucesivamente como referencia en la comparación. Una vez efectuadas todas las comparaciones posibles, podemos agregar los resultados obtenidos calculando su media aritmética, y lograr así un resultado único, al tiempo que evitamos el problema de tener que predeterminar a una estructura como numeraria.

5. Una aplicación para Asturias y el País Vasco.

A continuación procedemos a efectuar una comparación entre las estructuras productivas de Asturias y el País Vasco.

5.1 Fuente de los datos.

Este trabajo se ha efectuado en base a un conjunto de cinco tablas regionales. Estas tablas son las disponibles para las comunidades autónomas españolas en el año 1995: Asturias, País Vasco, Navarra, Castilla-León, y Andalucía. Hemos decidido efectuar este estudio referido al año 1995 debido a la disponibilidad de un número amplio de tablas regionales en este año, y por ser, salvo en el caso de Navarra, las más actuales. Estas matrices se encuentran valoradas a precios básicos, de acuerdo con las recomendaciones internacionales y de EUSTAT, pero aparecen publicadas a distintos niveles de desagregación, por lo que el paso previo ha sido efectuar una homogeneización de sus sectores. En un primer momento se pensó en agregar según la clasificación Hermes, aunque, debido a problemas de desagregación en la rama *servicios de mercado y no mercado*, no se ha podido agregar a las 9 ramas de dicha clasificación y, se ha optado finalmente por considerar 8 ramas de actividad. Los detalles de la clasificación y homogeneización de las tablas regionales, junto con los problemas de agregación aparecen recogidos en el Anexo nº1.

Este estudio se centra en el bloque de demanda intermedia de las tablas input-output regionales excluyendo el comercio exterior.

5.2 Análisis de los resultados.

Se ha aplicado el filtro biproporcional modificado para comparar la similitud de las estructuras de Asturias y el País Vasco. En este procedimiento se comparan dos estructuras de flujos input-output después de haber descontado el tamaño diferencial de sus sectores compra y venta. Para ello, en primer lugar, se aplica una técnica de ajuste biproporcional a ambas tablas imponiéndoles sucesivamente los márgenes de todas las tablas regionales disponibles. En segundo lugar, a partir de las tablas de Asturias y País Vasco, ya con idénticos márgenes, se ha procedido a efectuar una comparación flujo por flujo de sus estructuras por medio de dos medidas: el índice de similitud de Isard, y el índice cuadrático de similitud. El índice de Isard tiene el inconveniente de que no diferencia la magnitud de las desviaciones. Esto no ocurre con el índice cuadrático que penaliza las desviaciones más elevadas, por lo que este estudio se ha basado en este último. Los resultados obtenidos de su aplicación aparecen recogidos en la siguiente tabla:

Tabla nº1: Índice cuadrático de similitud

	A	E	Q	K	C	B	Z	L & G
A	0,1258	0,7065	0,1653	0,9996	0,8704	0,9746	0,9997	0,8946
E	1,0000	0,0297	0,3431	0,4577	0,5596	0,9374	0,2823	0,1536
Q	0,7803	0,6863	0,0141	0,2601	0,0697	0,6051	0,5785	0,9170
K	0,9990	0,6260	0,0631	0,0208	0,4506	0,0021	0,2147	0,3880
C	0,4560	0,5507	0,7334	0,0824	0,0953	0,1740	0,2927	0,1334
B	0,9684	0,6717	0,8260	0,5392	0,0645	0,9323	0,6889	0,2487
Z	0,9891	0,1654	0,5205	0,2316	0,6321	0,2130	0,4989	0,1931
L & G	0,2998	0,0310	0,2419	0,0145	0,3824	0,0138	0,4045	0,0257

Donde *Agricultura (A)*, *Energía (E)*, *Productos manufacturados: intermedios (Q)*, *Productos manufacturados: equipo (K)*, *Productos manufacturados: consumo (C)*, *Construcción (B)*, *Transportes y comunicaciones (Z)*, *Otros servicios destinados a la venta (L)*, *Otros servicios no destinados a la venta (G)*.

Los resultados del índice de Isard se presentan en la tabla nº1 del Anexo II

Con el propósito de interpretar los resultados del índice cuadrático hemos establecido un umbral arbitrario de 0,3, de tal manera, que para valores de la medida por debajo de dicho umbral se ha considerado que los componentes analizados se asemejan y, en otro caso, que existen diferencias apreciables.

En un intento de clarificar los comportamientos que aparecen recogidos en la tabla anterior presentamos los componentes similares en la tabla nº2 en la que se muestran sólo aquellas celdas con índices menores al umbral señalado.

Tabla nº2: Componentes similares

	A	E	Q	K	C	B	Z	L & G
A	0,1258		0,1653					
E		0,0297					0,2823	0,1536
Q			0,0141	0,2601	0,0697			
K			0,0631	0,0208		0,0021	0,2147	
C				0,0824	0,0953	0,1740	0,2927	0,1334
B					0,0645			0,2487
Z		0,1654		0,2316		0,2130		0,1931
L & G	0,2998	0,0310	0,2419	0,0145		0,0138		0,0257

En esta tabla puede apreciarse que, Asturias y País Vasco comparten un buen número de sus componentes estructurales (29 de un total de 64 componentes), lo que nos indica que ambas estructuras guardan un cierto parecido.

A continuación procedemos a comentar los resultados detalladamente por sector. Si analizamos sus estructuras desde la óptica de la demanda podemos observar que los sectores de *Productos manufacturados: equipo (K)*, y *Otros servicios (L & G)* presentan similares pautas de compra de bienes y servicios intermedios. Si estudiamos sus estructuras desde la óptica de la oferta, podemos indicar que los sectores *Productos manufacturados: consumo (C)*, y *Otros servicios (L & G)* comparten similares patrones de distribución de bienes y servicios intermedios.

Por otra parte, también pueden señalarse diferencias importantes en los componentes estructurales de algunos sectores. De esta manera, desde la óptica de la demanda en los sectores de *Agricultura (A)* y *Energía (E)*, y desde la oferta en los sectores de *Agricultura (A)*, *Energía (E)* y *Construcción (B)* se muestran patrones de comportamiento estructural bastante diferenciados. Estas diferencias pueden explicarse principalmente por el amplio rango de actividades que incluyen estos sectores en Asturias y que no se encuentran localizadas en el País Vasco y viceversa.

6. Conclusiones.

En este apartado final se recoge una síntesis de las principales conclusiones extraídas de este estudio:

- El enfoque input-output puede utilizarse para llevar a cabo un análisis de *diferenciación* estructural para un conjunto de economías regionales.
- Para estudiar la *diferenciación* estructural de Asturias y el País Vasco hemos propuesto el filtro biproporcional modificado que nos ha permitido comparar las estructuras de flujos input-output de ambas regiones, después de haber descontado el tamaño diferencial de sus sectores compra y venta. Los resultados obtenidos en este análisis muestran que ambas economías comparten componentes estructurales en alguno de sus sectores como son *Productos manufacturados: equipo*, *Productos manufacturados: consumo*, y *Otros servicios*. Sin embargo, se aprecian diferencias significativas en *Agricultura*, *Energía*, y *Construcción*.
- Este estudio es un esfuerzo dirigido a establecer un criterio más objetivo que permita determinar qué estructura puede seleccionarse como base en el proceso de regionalización de una tabla input-output.

Bibliografía.

1. Agustinovics, M. (1970): Methods of international and intertemporal comparison of structure, en Carter, A. P. y Bródy, A. (editores), *Applications of input-output analysis*, North-Holland publishing company, Amsterdam.
2. Bacharach, M (1970): *Biproportional Matrices and Input-Output Change*. Cambridge.
3. Carter, A. P. (1970): A linear programming system analysing embodied technological change, en Carter, A. P. y Bródy, A. (editores), *Applications of input-output analysis*, North-Holland publishing company, Amsterdam.

4. Harrigan, F. McGilvray J. y McNicoll, I (1980) “ A comparison of regional and national technical structures”, *The Economic Journal*, **90**, pp.795-810.
5. Imansyah, M. H. (2000): paper presentado en la XIII International Conference on Input-Output Techniques, University of Macerata, Italy.
6. Isard, W. y Romanoff, E. (1968) “The printing and publishing industries of Boston SMSA, 1963: and comparison with the corresponding Philadelphia industries” TP-7, Regional Science Research Institute, Cambridge, Mass.
7. Jackson, R. W. (2001): “Assessing the Spatial Variation in U.S. Technology”, en Lahr, M. L. y Miller, R.E. (editors), *Regional Science Perspectives in Economic Analysis*, Elsevier Science B.V.
8. Jensen, R.C. West, G.R. y Hewings, G.J.D. (1988): “The Study of Regional Economic Structure usings Input-Output Tables”, *Regional Studies*, **22.3**, pp. 209-220.
9. Mesnard De, L. (1990): “Biproporcional Method for Analysing Interindustry Dynamics: the Case of France”, *Economic Systems Research*, **2.3**, pp. 271-293.
10. Mesnard De, L (1994): “Unicity of Biproportion”, *SIAM Journal Matrix Analysis Applied*, **15.2**, pp. 490-495.
11. Mesnard De, L (1997): “A biproporcional filter to compare technical and allocation coefficient variations”, *Journal of Regional Science*, **37.4**, pp. 541-564.
12. Mesnard De, L (2000): “Methods to analyse structural change over time and space: a typological survey”, paper presentado en la XIII International Conference on Input-Output Techniques, University of Macerata, Italy.

13. Sevaldson, P. (1970): The stability of input-output coefficients, en Carter, A. P. y Bródy, A. (editores), *Applications of input-output analysis*, North-Holland publishing company, Amsterdam.

Anexo I

Tabla nº1: Homogeneización de las tablas regionales de 1995

Hermes	TIO Andalucía	TIO Castilla-León	TIO Asturias	TIO Navarra	TIO País Vasco
A	1-2-3-4-5-6	1-2-3	1-2-3	1-2-3	1-2-3-4
E	7-8-9-10-11-27-47-48-49	4-5*-6-20-32-33	4-5-6-7-8-17-32-33	4-18-34-35	5-6-7-8-9-23-52-53-54
Q	24-28-29-30-31-32-33	17-21-22-23	14-18-19-20	15-19-20-21-22-23-24	20-24-25-26-27-28-29-30-31
K	34-35-36-37-38-39-40-41-42-43	5*-24-25-26-27-28-29-30	21-22-23-24-25-26-27-28-29	25-26-27-28-29-30-31	32-33-34-35-36-37-38-39-40-41-42-43-44-45-46-47-48
C	12-13-14-15-16-17-18-19-20-21-22-23-25-26-44-45-46	7-8-9-10-11-12-13-14-15-16-18-19-31	9-10-11-12-13-15-16-30-31	5-6-7-8-9-10-11-12-13-14-16-17-32-33	10-11-12-13-14-15-16-17-18-19-21-22-49-50-51
B	50-51	34	34	36	55
Z	58-59-60-61-62-63	39-40-41	39-40-41-42-43	39-40-41-42	60-61-62-63-64-65-66
L	46-52-53-54-55-56-57-64-65-66-67-68-69-70-71-72-73-74-75-76-79-81-83-84*-85*-86*-87*-88*-89*	35-36-37-38-42-43-44-45-46-47-48-49-51*-52*-53*-54*-55*-56*	35-36-37-38-44-45-46-47-48-49-50-51-53*-54*-55*-56*-57*-58*-	37-38-43-44-45-46-48*-49*-50*-51*	56-57-58-59-67-68-69-70-71-72-73-74-76*-77*-78*-79*-80*-81*-82*
G	77-78-80-82-84*-85*-86*-87*-88*-89*	50-51*-52*-53*-54*-55*-56*	52-53*-54*-55*-56*-57*-58*-59-60	47-48*-49*-50*-51*	75-76*-77*-78*-79*-80*-81*-82*-83-84

Problemas de agregación

Tabla Castilla-León, rama 5: aparece en la rama 5 englobados: extracción de minerales metálicos que va a E y Metalurgia que va a K. Para resolver este problema, que

consideramos poco relevante, dado el pequeño peso que tiene la rama de extracción de minerales metálicos, hemos hecho un reparto adoptando las mismas proporciones que tienen ambas ramas para el territorio español: 2.6% para la rama de extracción y el 97.4% restante para la rama de Metalurgia.

En todas las tablas tenemos el problema de cómo desglosar las Actividades Sociales y Servicios Personales (OO).

En todas las tablas a excepción de Andalucía hay problemas de desagregación Enseñanza y Sanidad de mercado y no mercado, ya que vienen juntas. Hemos decidido agregar las ramas L y G en una sola.

Anexo II

Tabla nº1: Índice de similitud de Isard

	A	E	Q	K	C	B	Z	L & G
A	0,1742	0,4598	0,1718	0,6663	0,6037	0,6491	0,6665	0,5920
E	0,6667	0,0732	0,2192	0,3102	0,3885	0,6399	0,2058	0,2370
Q	0,5333	0,4483	0,0541	0,2892	0,1365	0,4450	0,4002	0,6078
K	0,6659	0,4833	0,1119	0,0427	0,3963	0,0173	0,2456	0,3153
C	0,3221	0,3941	0,5237	0,1491	0,1267	0,1647	0,2807	0,1640
B	0,6454	0,5145	0,5549	0,3811	0,0942	0,6216	0,5012	0,2756
Z	0,6580	0,1863	0,3636	0,2161	0,4566	0,1748	0,3997	0,2419
L & G	0,2353	0,0255	0,2241	0,0553	0,2996	0,0637	0,3374	0,0724