

DEDUCCION DE LAS TABLAS INPUT-OUTPUT: CONSIDERACIONES CRITICAS A TRAVES DE LA CONTRASTACION «SURVEY-NONSURVEY»

Andrés PEDREÑO MUÑOZ

Universidad de Alicante

El propósito de este artículo se centra en el análisis de los resultados, de la deducción indirecta del esquema básico input-output para un subespacio nacional, a partir de la estructura tecnológica contenida en las tablas input-output nacionales, referidas al conjunto del Estado Español. El método utilizado para llevar a cabo dicha regionalización es la técnica de ajuste iterativo RAS, en base a información específica a nivel provincial. Gran parte de la investigación se centra fundamentalmente en la contrastación de resultados entre los coeficientes de la tabla «survey» existente, referida al mismo período, y, los coeficientes determinados a partir de la tabla deducida.

1. Introducción

En un loable pero no menos desordenado esfuerzo hemos visto aparecer en los últimos años multitud de trabajos publicados en los que se recogen las cuentas provinciales o regionales y la contabilidad interindustrial de la mayor parte de los subespacios administrativos de nuestro territorio estatal. Una relación de los mismos puede encontrarse en la reseña bibliográfica de F. Bono (1985).

Dicho intento, no exento de dificultades dentro del contexto estadístico español, contrasta con la escasa utilización que posteriormente se hace de esta base instrumental. El problema podría quedar reducido a un simple desdén, en función de las tradicionales restricciones que presentan los modelos input-output convencionales, potencialmente incrementadas cuando van referidas a espacios abiertos de carácter regional o provincial, no obstante también es oportuno recordar dos aspectos. El primero de ellos es la carencia o escasez de alternativas, las cuales quedan enmarcadas en un contexto muy limitado, precisamente debido a las insuficiencias y deficiencias de la base estadística regional en nuestro país. El segundo punto a resaltar es el coste monetario que supone la elaboración por métodos directos («survey») de los cuadros estadísticos relativos a las tablas input-output de una región, provincia o espacio en general, las cuales una vez publicadas, algunas reelaboradas incluso para fechas posteriores, quedan relegadas al olvido o como se ha apuntado en alguna ocasión, a los ejercicios académicos de nuestros investigadores.

Estos hechos contrastan con la escasa búsqueda en nuestro país de vías que intenten aproximaciones no tan costosas, al tiempo que pudieran brindar las

posibilidades analíticas, interpretativas o predictivas que pueden acumularse más o menos restrictivamente en las distintas vertientes del análisis input-output.

Este planteamiento ha sido objeto de atención por numerosos investigadores fuera de nuestras fronteras que tradicionalmente han propuesto diferentes métodos de deducción de carácter indirecto, a través de los cuales pueden obtenerse las denominadas tablas input-output «non-survey». Las numerosas propuestas han sido largamente discutidas en la literatura sobre el tema, dando lugar a la conocida polémica survey-nonsurvey, y a numerosos trabajos de contrastación que se siguen proyectando en la actualidad a través de publicaciones recientes sobre estos temas. La mayor parte de las mismas quedan recogidas en las revistas *Journal of Regional Science y Environment and Planning*.

La escasa consideración de este tipo de trabajos en nuestro país hace interesante resaltar las diferencias en la práctica, entre las aproximaciones «survey» llevadas a cabo a través de las tablas input-output elaboradas y las posibilidades que nos brinda una deducción indirecta. En el presente artículo¹ se analiza un caso concreto a partir de las tablas input-output de la economía española correspondiente al año 1979 y las de la economía alicantina referidas al mismo período. Para ello hemos deducido, a través de una conocida técnica de ajuste denominada RAS, la matriz de flujos intersectoriales totales de la economía alicantina y hemos procedido a su contrastación con la ya existente elaborada por métodos directos. Los resultados obtenidos constituyen un primer avance de la investigación llevada a cabo actualmente en el Departamento de Estructura Económica de la Universidad de Alicante, tomando como base el conjunto de las tablas input-output elaboradas en nuestro país hasta la fecha.

2. Deducción por métodos indirectos

2.1. *El método RAS*

El método adoptado para la deducción indirecta de la tabla input-output regional es la técnica de ajuste interactivo de convergencia matricial RAS, el cual fue desarrollado por R. Stone (Stone, R., 1963) como método de actualización y posteriormente se haría extensible su uso como técnica de regionalización [Czarnanski, S., y Malizia, E. (1969)], siendo objeto de una permanente consideración, en los frecuentes trabajos de contrastaciones.

Al respecto resultan de interés los trabajos de Harrigan, F., McGiluray, J., y McNicoll, I. (1980); Kipnis, B. (1976) y (1984); Butterfield, M., y Trevor, M. (1980); Morrison, W., y Thumann (1980); Swayer, C., y Miller, R. (1983), y Sasaki, K., y Shibata, H. (1984). En los mismos se llevan a cabo deducciones de tablas a través del método RAS y su posterior contrastación con tablas «survey» para diferentes países, regiones y períodos.

¹ El cual es una síntesis del caso específico contemplado en mi tesis doctoral [Pedreño, A. (1983)].

La justificación de la elección de esta técnica podemos centrarla en un doble motivo:

- a) En primer lugar se trata de la aproximación que creemos más consistente desde una perspectiva teórica [Bacharach, M. (1971)], sujeta indudablemente a determinadas restricciones de obligada consideración.
- b) Asimismo, una razón justificativa de esta elección la constituyen los resultados obtenidos en las numerosas contrastaciones realizadas respecto de otras alternativas «non-survey», las cuales tienden a reafirmar al ajuste RAS como el más próximo a los métodos «survey».

No vamos a extendernos aquí en la formulación del método, ni en sus principales características, dado que ello ha sido objeto en dos anteriores trabajos [Pedreño, A. (1984)] y [Pedreño, A., y Sentana Ibáñez, E. (1985)].

Básicamente su aplicación al caso que nos ocupa se produce a partir de:

$$[X_{ij}]_{79}^{AL/RAS} = \hat{R}[X_{ij}]_{79}^{ESP} \hat{S} \quad [1]$$

donde $[X_{ij}]_{79}^{AL}$, matriz de flujos intersectoriales de la economía alicantina estimada por RAS correspondiente al año 1979; $[X_{ij}]_{79}^{ESP}$, matriz de flujos intersectoriales de la economía española correspondiente al año 1979; \hat{R} y \hat{S} , matrices diagonales correspondientes a los multiplicadores de sustitución y fabricación en base a los cuales se realiza el ajuste.

El significado de las matrices de conversión \hat{R} y \hat{S} está sujeto al supuesto de uniformidad sectorial, una de las restricciones más significativas del RAS. En el ajuste temporal los elementos de la matriz diagonal \hat{R} , vía filas, nos sintetizan el efecto sustitución, esto es, la cuantía en la que un producto de un sector ha sido reemplazado por, o utilizado como sustituto de otros productos pertenecientes a otros sectores. La matriz diagonal \hat{S} nos recoge el denominado efecto fabricación o transformación, vía columnas nos expresa la cantidad en que un sector ha llegado a absorber en su proceso productivo una mayor o menor participación en la relación entre los inputs intermedios y totales. La técnica matemática que propicia el ajuste es la misma —ajuste temporal o espacial—, por lo que la extensión a este último confiere la necesidad de confirmar si el ajuste realizado vía filas y columnas aproxima la estructura tecnológica de base a nivel nacional a las peculiaridades del subespacio considerado. Estas facetas de contrastación —al margen de los ejercicios comparativos entre las matrices «survey» existentes y las deducidas— ha sido abordada en numerosos trabajos, del que merece destacar C. Miglierina y G. Folloni (1981), cuyos favorables resultados ya fueron objeto de nuestra atención en un anterior estudio [Pedreño, A. (1984)].

En la práctica el ajuste se realiza a través de un procedimiento iterativo con el que se cumple simultáneamente que:

$$Z_{79}^{AL/SURVEY} = \hat{R}[X_{ij}]_{79}^{ESP} S \quad [2]$$

$$W_{79}^{AL/SURVEY} = R[X_{ij}]_{79}^{ESP} \hat{S} \quad [3]$$

donde: $Z_{79}^{AL/SURVEY}$ y $W_{79}^{AL/SURVEY}$ son, respectivamente, los vectores de la demanda y de los inputs intermedios de la economía alicantina correspondientes a la matriz survey del año 1979.

En realidad, el método empleado no puede ser catalogado como enteramente «non-survey», ya que si bien se parte para la estimación de información indirecta (la matriz de relaciones técnicas de la economía española), también se recurre a la Contabilidad Regional, la cual nos permite considerar los outputs e inputs intermedios $Z_{79}^{AL/SURVEY}$ y $W_{79}^{AL/SURVEY}$ deducidos del output total y la demanda final e inputs primarios, respectivamente.

En definitiva, la filosofía del método es muy simple, tal como hemos apuntado, se trata de ajustar a la matriz de relaciones técnicas que sirve de base, en función de las peculiaridades de la estructura productiva de la región o espacio en cuestión, contenidas en la información directa que se exige.

Las restricciones del método ya han sido abordadas en los trabajos citados, por lo que no serán de consideración en este artículo, el cual se centrará básicamente en la contrastación de los resultados obtenidos a partir de la aplicación a un caso específico contemplado.

2.2. *Aplicación*

El ámbito espacial de referencia viene justificado, al margen de motivaciones ubicacionales del centro universitario donde el autor presta sus servicios, en algunas otras consideraciones adicionales:

1. En primer lugar, la tabla input-output «survey» existente referida al año 1979 se llevó a cabo a partir de metodología de elaboración que podríamos denominar «prototipo» de las realizadas en nuestro país, al tiempo que su carácter provincial situaba su consideración como más lejana (casos más desfavorables) a una tabla relativa a una economía nacional.
2. Asimismo, son de destacar las dificultades específicas de elaboración que conllevó su realización, derivadas del elevado grado de ocultación del que participan gran parte de sus principales sectores productivos, por lo tanto, constituye un claro ejemplo de las posibles ventajas de los métodos indirectos frente a las limitaciones de casos como el presente.

Asimismo, hay que destacar la convergencia de ambas tablas —provincial y nacional— para un mismo período: 1979. Sin embargo, dicho aspecto debe matizarse, por cuanto las tablas input-output de la economía española para dicho año, constituyen en realidad una proyección en términos de valor de las tablas survey input-output de la economía española del año 1975 (Fies, 1979). En realidad dicho aspecto constituye una clara desventaja en relación a la contrastación realizada, en función de la menor exactitud de la estructura productiva nacional considerada, cuestión que puede quedar minimizada al partir de las matrices de flujos totales respectivas.

La metodología de las tablas nacionales del año 1979, en última instancia, es asimilable a las tablas «survey» del año 1975. La opción de la primera sobre ésta última viene impuesta por la referencia temporal de la tabla alicantina. Si bien la metodología de la actualización de la tabla de 1979 no se ha hecho explícita por sus autores, se sabe por las referencias de los trabajos que se hicieron en base a las mismas, que su elaboración se ajusta a una actualización en términos de valor de la tabla «survey» de 1975.

En otros trabajos [Pedreño, A. (1983)] se ha puesto de manifiesto los principales problemas existentes para la elaboración de tablas input-output regionales en nuestro país, así como algunos de sus aspectos más críticos claramente detectables.

La metodología de elaboración de las tablas alicantinas que se recoge en su publicación [Cesa, 1982] ha supuesto una adaptación a nivel provincial del Sistema Europeo de Cuentas Económicas Integradas (SEC). Las características metodológicas de su elaboración, así como la estructura y composición de los cuadros estadísticos son similares a la mayor parte de las tablas regionales de nuestro país, dada la participación de los equipos que han elaborado estas en otras zonas.

De las 57 ramas de actividad contempladas, 53 de ellas han sido objeto de un nivel de encuestación bastante elevado. Sin embargo, ello aparte de su elevado coste, evidentemente no garantiza el grado de representatividad de las mismas, máxime en una provincia que como es sabido alcanza una de las mayores cotas de economía sumergida en nuestro país.

Ante la tarea de proyectar espacialmente la citada tabla input-output para la economía española, surgían toda una serie de cuestiones y decisiones que para una comprensión más completa del trabajo realizado hemos de especificar.

Entre las mencionadas decisiones que inicialmente tuvimos que afrontar, uno de los principales problemas se centraba en la elección del nivel de agregación que adoptaríamos para nuestro estudio comparativo. Varios factores confluyeron a la hora de determinar el orden de la matriz de partida que nos serviría de base para efectuar la proyección y el posterior trabajo de contrastación.

Prioritariamente pretendimos evitar los posibles sesgos derivados de los criterios de agregación seguidos. Sin embargo, estas consideraciones tuvieron que dejar paso a soluciones posibilistas de compatibilización de las agrupaciones sectoriales, en el intento de hacer posible la necesaria homologación. Así pues, debemos partir de la idea inicial de que la contrastación no podía llevarse a cabo en las mejores condiciones, lo que puede ser evitable disponiendo los datos de la clasificación inicial más desagregada.

En principio nuestra tarea debería, pues, reducirse a la compatibilización u homologación sectorial entre la tabla input-output de la economía española, para 1979, tabla utilizada, como hemos dicho, como base para la deducción de la tabla input-output alicantina y la tabla input-output «survey» de Alicante, 1979.

La tabla input-output de la economía española² de 1979 contempla, en su versión original, un total de 127 sectores, siendo los criterios de clasificación los mismos que se siguieron en la tabla input-output de la economía española para 1975.

Dado que los autores de las tablas «survey» alicantinas, 1979, no facilitaron las equivalencias sectoriales existentes entre su tabla y la tabla nacional de 1975, debimos proceder, en primer lugar, a la previa homologación de ambas, a través de su correspondencia sectorial con la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE'74). Esta primera tarea puso de manifiesto algunas diferencias en la relación de ramas de actividad contempladas, tanto en uno y otro caso, fácilmente superables mediante la deducción o la adopción de determinados niveles de agregación forzosa.

En cuanto a la deducción de actividades no representadas en alguna de las dos tablas, fueron pocos los casos de los que tuvimos certeza absoluta de poder prescindir de ellas. Es el caso de los sectores 3 (Servicio Agrícola y Ganadero), 9 (Extracción de Petróleo y Gas Natural) y 11 (Extracción y Transformación de Minerales Radiactivos) de las tablas input-output de la economía española 1979, ya que dichas actividades no venían recogidas expresamente en la tabla input-output alicantina «survey» 1979. Sin duda alguna, es obvio que otros muchos sectores que tienen amplia acogida en la tabla nacional, no desarrollan su actividad en el ámbito provincial de referencia. Sin embargo, optamos por respetar los datos originales, dado que al venir estos agregados junto a otras ramas de actividad, no podíamos con absoluta certeza delimitar los flujos correspondientes a cada subsector. Existe una razón más que justifica nuestra inercia en este sentido, se trata de que en nuestro caso la tabla «survey» nos proporcionaba «pistas» sobre las posibles diferencias de flujos al comparar la tabla nacional y la tabla provincial. Evidentemente, esta ventaja sólo es posible cuando se dispone de la tabla «survey», por tanto, no podíamos introducir niveles de información a los que en condiciones normales no podríamos recurrir en beneficio de las técnicas «non-survey».

Debemos advertir, sin embargo, que en algunos casos, sin la disponibilidad de tablas «survey», se podían evitar algunos sesgos claramente palpables. Piénsese, por ejemplo, en la fabricación de automóviles, actividad inexistente en Alicante. En las tablas agregadas nacionales 20 x 20, para la economía española el reemplazo de este sector proporciona el coeficiente de input más elevado del sector. En las tablas «survey» provinciales, el valor de este coeficiente es cero.

En este sentido, hemos preferido partir del caso más desfavorable, sin introducir ninguna corrección a los datos originales, ello entraña riesgos importantes. El efecto ondulatorio de la técnica RAS extiende los sesgos a toda la tabla [Pedreño, A. (1984)]. Incluso cuando las desviaciones se reducen a un sólo elemento de la matriz y que, en nuestro caso, por ejemplo, eran cuantitativamente relevantes para diversos sectores.

² Una versión de las mismas puede encontrarse en Banco de España (Servicio de Estudios): *Ficheros de datos de las tablas input-output de la economía española, 1970, 1975 y 1979*, ES/1982/3, 18 de febrero, y Banco de España (Ricardo Sanz): *Nuevos ficheros de datos de las tablas input-output de la economía española, 1970, 1975 y 1979*, ES/1982/4, 5 de abril.

CUADRO 1
Equivalencias entre TIONA'79 (127 x 127), TIONA'79 (33 x 33), TIONA (20 x 20) y CNAE'74

Sectores TIONA (20 x 20) compatibles TIOPRO	Sectores CNAE'74	Sectores TIONA (127 x 127)	TIOPRO
1. Sector primario	01-01-01-01-06	1-2-4-5-6	1-2-3-4
2. Extractivas, energía y agua	11-211-212; 231 a 239; 13-151 y 152	7-8-10-12-13-14-15-16, 20 a 22, 23 a 28	5-6-7
3. Materiales de construcción	241 a 247-249	23 a 28	8-9-10
4. Metálicas básicas y transformadas ...	251 a 255; 221 a 224; 311 a 317- 319-321 a 330; 341 a 347; 351 a 355	18-19; 37 a 46	12-13-14-15-16-17
5. Const. y repar. mat. transp.	361 a 363-371-372-381 a 383-389	47 a 52	18
6. Productos químicos	251 a 255	29 a 36	11
7. Alimentación	411 a 423-429	54 a 66-73	19-20-21-22-23
8. Bebidas	424 a 428	67 a 72	24
9. Textiles	431 a 437-439	74 a 80	25-26-27-28-29-30
10. Cuero y calzado	441-442-451-452	81-82-83	31-32
11. Confeción	453 a 456	84	33
12. Madera y muebles	461 a 468	85 a 90	34-35-36
13. Papel e imprenta	471 a 475	91 a 93	37-38
14. Caucho y plásticos	481-482	94-95	39-40
15. Otras industrias	399 a 399; 491 a 495	53-96	41-42
16. Construcción y obras p.	501 a 504	97-98	43
17. Comercio	61 a 64	99-100 a 102	44-45
18. Hostelería	65 a 66	103	46-47
19. Transportes	71 a 75	106 a 110	49
20. Otros servicios	76-81 a 86-91 a 98	104-105-111 a 127	50 a 57-48

Fuente: Elaboración propia.

De lo expuesto hasta aquí, deducimos una clara conclusión. Esta es que, si tuviésemos acceso a niveles de desagregación sectorial más elevados, muchos de los sesgos relevantes introducidos se podrían evitar fácilmente [Jensen, R., y West (1980)].

No todos los factores que condujeron al nivel de agregación final presentado fueron los que acabamos de apuntar. Varios aspectos o razones incidirían, además, en las decisiones adoptadas.

En primer lugar, hemos de insistir nuevamente en las características que concurren en la tabla input-output de la economía española para 1979. La matriz intersectorial de dichas tablas es el resultado de la proyección de la tabla input-output española para 1975, tabla elaborada por métodos directos. Este desfase temporal nos imponía, de partida, ciertas restricciones en cuanto al grado de especificidad que en otro caso podíamos haber adoptado. En este contexto, se debe destacar otro punto, y es que si asumimos actividades no representadas en la provincia, un elevado grado de desagregación probablemente restaría significabilidad a los coeficientes.

Otro factor considerado fue el referente al tamaño de la matriz contemplada en los estudios precedentes de contrastación llevados a cabo fuera de nuestro país. En este sentido, la dimensión de las tablas deducidas oscila entre un número de sectores muy similar en la mayoría de los casos analizados.

El máximo número de sectores con el que se han llevado a cabo trabajos de contrastación de matrices corresponde al realizado por S. H. Park y M. Mohtadi [Park, S., y Mohtadi, M. (1981)], cuya matriz de base se componía de un total de 39 sectores. El estudio de J. I. Round [Round, J. (1978)] contempla un total de 31 sectores. Estos dos trabajos constituyen intentos más bien ambiciosos de desagregación de todos los llevados a cabo hasta la fecha. Las estimaciones de W. Morrison y P. Smith [Morrison, W., y Smith, P. (1974)] se realizaron en base a 20 sectores tan sólo. Por último, la investigación pionera dentro de los estudios de contrastación a través del método RAS por parte de E. Malizia y D. Bond [Malizia, E., y Bond, D. (1974)] partieron de una matriz de orden 19, número que junto a los 39 sectores del estudio de Park y Molitach, constituyen los límites sobre los que oscilan el resto de los trabajos a los que hemos venido refiriéndonos entre la bibliografía citada sobre el tema.

Una vez designado el nivel de agregación para nuestro trabajo de contrastación, debimos afrontar el tema del carácter de los flujos intersectoriales que adoptaríamos.

También en este punto tuvimos que asimilar algunas determinaciones impuestas por el carácter deductivo de la tabla input-output española de 1979.

En este sentido, como dichas tablas no distinguen entre flujos nacionales e importados por sectores de origen y destino, nos vimos en la necesidad de adoptar, en ambos casos, las transacciones intersectoriales totales. No obstante dicha imposición, a efectos comparativos, no debe pensarse que la regionalización de dichos flujos puede ser en principio más significativa en base al criterio adoptado.

Ello no debe entenderse como una defensa por nuestra parte de una mayor desagregación por origen de las ramas de actividad contempladas, sino a una limitación para nuestro intento de contrastación.

Al utilizar la tabla input-output española deducida para 1979, no podíamos olvidar que tanto la evidencia empírica como la teórica sugieren que los cambios en el comercio interregional son una fuente de inestabilidad temporal de los coeficientes. Este hecho, sin embargo, no debería llevarnos a la conclusión de que las proyecciones RAS basadas en las compras totales, proporcionan mejores resultados que las que toman como punto de partida los coeficientes regionales, al margen de la idoneidad de los coeficientes que sirven para la especificación de los correspondientes modelos.

Una vez afrontados los problemas expuestos, nuestro esquema de trabajo será el siguiente:

1. Dedución de la matriz de transacciones interindustriales totales para la provincia de Alicante, a partir de la tabla input-output de la economía española 1979, a través del método RAS.
2. Contrastación de la tabla «semi-survey» RAS, obtenida para la provincia de Alicante, con tabla «survey» disponible para la provincia y referida, asimismo, para el año 1979. Dicha contrastación se llevará a cabo para dos niveles; en un primer término realizaremos una serie de tests sobre los coeficientes y, por último, evaluaremos a través de los multiplicadores el grado de precisión del modelo.

3. Contrastación de resultados

Una vez obtenida la matriz $[X_{ij}]/RAS$, se procede a la contrastación de sus resultados en relación con la matriz «survey», ambas para la economía alicantina, referidas al año 1979.

Al respecto se debe apuntar que uno de los aspectos no exento de dificultad es el relativo a la contrastación de resultados, dados los diferentes planteamientos que cabe realizar al llevar a cabo dicho empeño.

En todo caso, debe entenderse que las comparaciones que se establezcan aquí entre ambas matrices, constituirán un análisis de contrastación en el que serán equiparadas como dos aproximaciones desde dos perspectivas metodológicas diferenciadas.

Es evidente que resulta escasamente fructífero ponderar los tests de exactitud referidos a los coeficientes individualmente considerados, en definitiva, lo que sí podría constituir un test significativo son las diferencias resaltadas en la solución del modelo, postura sustentada entre otros por Jensen.

Sin embargo, resultaría un recurso fácil para nosotros soslayar las previsible diferencias entre los coeficientes, pasando directamente a contrastar la precisión global del modelo. Es evidente que dichas desviaciones deben afrontarse y que su

consideración de hecho conlleva relevantes conclusiones para ambas metodologías. Si la realización de tablas input-output regionales en nuestro país se elaborasen desde una perspectiva convencional o realista, es decir, en base a una profundización en aquellos sectores que constituyen su base económica mediante la investigación directa y el recurso a las estructuras de coeficientes nacionales para el resto de los sectores, y ello se dejara claramente explícito en la metodología, es evidente que nos permitiría una selección de indicadores más idónea a los fines perseguidos. Sin embargo, dada la ausencia de información al respecto debemos seguir inclinándonos por considerar un cierto detalle y con alguna diversidad la información recogida en una y otra matriz.

En esta línea, hemos decidido acometer enteramente lo que constituye una parte esencial en este tipo de trabajos: establecer y seleccionar algunas medidas que nos ayuden a evaluar el grado de convergencia o divergencia alcanzado, tanto referente a los coeficientes individuales, sectores y, por supuesto, respecto del modelo considerado globalmente.

En el análisis de las dos matrices —«survey» y «RAS»— que sigue, se ha pretendido, pues, evaluar desde diferentes perspectivas la similitud existente entre ambas.

De los diez indicadores seleccionados cabría especificar tres tipos de ellos:

- a) Aquellos que nos dan una medida del grado de desviación de los coeficientes individuales o de las dos matrices de coeficientes consideradas globalmente a través del concepto de distancia.
- b) Evaluación del grado de aproximación entre sectores, bien sea por filas o columnas, de ambas matrices.
- c) Los que nos proporcionan una idea a nivel comparativo del grado de convergencia de los resultados de los modelos (multiplicadores, etc.).

Vamos a referirnos inicialmente a los primeros.

Resultaría escasamente indicativo de los niveles de similitud alcanzados, si tomásemos en consideración diferentes medidas entre los elementos de las matrices de transacciones intersectoriales, por lo que se ha recurrido directamente a la contrastación de las matrices de coeficientes técnicos «survey» 20×20 y RAS 20×20 . Deducimos dichas matrices a partir de las correspondientes matrices de transacciones y el vector del output total que es el mismo en ambos casos, dado que los datos de la Contabilidad Provincial para la provincia de Alicante 1979, se encuentran homologados con los de la tabla «survey» para el mismo año.

Así pues:

$$\begin{aligned} [a_{ij}] &= [X_{ij}]_{\text{SURVEY}} \cdot [\hat{X}_j]^{-1} \\ [b_{ij}] &= [X_{ij}]_{\text{RAS}} \cdot [\hat{X}_j]^{-1} \end{aligned}$$

donde: $[a_{ij}]$, matriz de coeficientes técnicos «survey»; $[b_{ij}]$, matriz de coeficientes técnicos «RAS»; $[X_j]$, vector del output total.

Una vez disponibles las tablas de coeficientes nacionales, podemos recurrir al indicador más sencillo, apuntado por Paelinck y Waelbroeck, en su trabajo de contrastación intertemporal de matrices [Paelinck y Waelbroeck (1963) cit.]. Estos autores proponen un estudio de la frecuencia de las desviaciones de los coeficientes considerados individualmente. Estas desviaciones vienen definidas por las diferencias absolutas entre los coeficientes (e_{ij}). Es decir:

$$e_{ij} = b_{ij} - a_{ij}$$

Los vectores e_{ij} nos dan una primera impresión de la magnitud de las desviaciones y, consecuentemente, del significado de los tamaños absolutos de error.

De la matriz de los elementos e_{ij} hemos seleccionado aquellos valores más elevados (cuadro 2), $e_{ij} \geq 0,04$, y que en principio pueden poner de manifiesto los orígenes de algunos de los sesgos relevantes, tanto en la matriz original nacional como en la matriz «survey», referidos a un espectro amplio de posibles causas (diferencias en el «producto mixto», muestras, diferencias tecnológicas, etc.).

Del análisis del citado cuadro, dos hechos parecen deducirse:

- a) Que en términos absolutos la mayor variación se concentra en la estructura del output de dos sectores: Extractivas-Energía y Comercio. En ambos sectores, el nivel de encuestación de la tabla «survey» alicantina y presumi-

CUADRO 2
Mayores diferencias absolutas detectadas

$(i, j)^*$	Valor estimado de e_{ij}
$e_{2,1}$	-0,048389
$e_{2,3}$	0,077844
$e_{2,7}$	-0,044335
$e_{3,16}$	-0,046632
$e_{4,15}$	0,092514
$e_{7,18}$	0,051917
$e_{9,15}$	-0,044211
$e_{17,13}$	-0,046393
$e_{17,14}$	-0,061483
$e_{17,17}$	0,065034
$e_{17,18}$	0,059564
$e_{19,19}$	-0,066954
$e_{20,1}$	0,052417
$e_{20,19}$	0,046888

*

1. Primario	11. Confección
2. Extractivas energía	12. Made. y muebles
3. Mate. construcción	13. Papel e imprenta
4. Meta. básicas transfo.	14. Caucho y plástico
5. Mat. transporte	15. Otras
6. Químico	16. Construcción
7. Alimentación	17. Comercio
8. Bebidas	18. Hostelería
9. Textiles	19. Transportes
10. Calzado	20. Otros servicios

blemente de la española es más bien bajo, incluso en lo que respecta al segundo sector, la información recogida está más bien sesgada, dada la parcialidad de los datos asumidos, según la opinión de los propios encuestados, con lo que la información de la tabla «survey» adolece probablemente de desviaciones relevantes.

- b) La mayoría de los subíndices corresponden a actividades encuadradas en el sector servicios. Sobre este punto ya nos hemos pronunciado, dado que el tratamiento de dicho sector, refiriéndonos nuevamente a la tabla «survey», no parece del todo correcto, sin que por ello debamos deducir que dicha diferencia pueda atribuirse a ello.

No obstante, las diferencias absolutas no nos indican el peso de los coeficientes dentro de la matriz y, en definitiva, si dichas desviaciones son importantes.

En este sentido suele recurrirse a indicadores que parten de la comparación de los coeficientes técnicos, a través del porcentaje absoluto de desviación, considerando el tamaño absoluto de uno de los coeficientes.

Un indicador usual de este tipo, que puede encontrarse entre otros trabajos, en Miglierina, C., y Folloni, G. (1981); Malizia, E., y Bond, D. (1974); y McMenamin, D., y Haring, E. (1974), viene definido como:

$$d_{ij} = \frac{|a_{ij} - b_{ij}|}{a_{ij}}$$

sujeto a la restricción de que $a_{ij} \neq 0$, o en términos porcentuales:

$$d_{ij} = \frac{1}{a_{ij}} |a_{ij} - b_{ij}| \cdot 100$$

denominado porcentaje de desviación absoluta.

De los valores correspondientes a la matriz de los elementos d_{ij} hemos vuelto a seleccionar aquellos más elevados (cuadro 3).

CUADRO 3
Valores de d_{ij}

d_{ij}	Valor estimado de d_{ij}
$d_{1,3}$	4.252,34
$d_{3,7}$	5.032,20
$d_{3,15}$	2.968,27
$d_{7,9}$	1.874,26
$d_{7,15}$	183.157,59
$d_{9,7}$	1.143,38
$d_{12,8}$	50.205,97
$d_{12,13}$	4.747,36
$d_{15,4}$	1.789,51
$d_{15,10}$	11.172,59
$d_{17,17}$	2.599,34
$d_{19,18}$	3.632,08

Del análisis de los sectores que se hallan comprendidos, se observa que, concretamente, tres sectores parecen verse más afectados. Ellos son el sector 3 (Materiales de Construcción), el sector 7 (Alimentación) y el sector 15 (Otras industrias). En este caso podría adelantarse la hipótesis de que dichas desviaciones podrían obedecer a diferencias en la composición de los agregados. Si repasamos la especialización de dichos sectores en el caso alicantino, se puede observar una marcada especialización en alguna actividad encuadrada en dichos sectores. A modo de ejemplo, baste recordar en el sector 3 (Mármol), en el sector 7 (Turrón, Chocolate) y en el sector 15 (Juguete), actividades que podrían justificar desviaciones relevantes en dichos coeficientes.

Independientemente de las especulaciones que cabe realizar sobre las desviaciones en coeficientes específicos a través de los elementos de la matriz d_{ij} , podemos hacernos una idea global del grado de aproximación de los coeficientes considerados conjuntamente. Para ello, podemos recurrir a la media de los porcentajes de desviación absoluta:

$$d = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n d_{ij}}{m}$$

donde m es el número total de coeficientes técnicos, así como al conocido índice de desviación «standard» de los mismos porcentajes de desviación absolutas:

$$Sd = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n d_{ij}^2}{m} - \left(\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n d_{ij}}{m}\right)^2}$$

A este respecto, resulta interesante establecer comparaciones con los valores que han tomado estos índices en otros trabajos, a fin de evaluar de alguna forma el grado de aproximación de nuestras dos matrices, en relación con otros casos de estudio:

	Czamanski-Malizia	McMenamin-Haring	Alicante'79
d	60,7	63,3	75,0
Sd	171,9	153,7	149,8

Ello pone de manifiesto que el grado de convergencia viene a ser similar al alcanzado en otros trabajos, aun asumiendo las dificultades de partida que señalábamos en la elaboración de las tablas alicantinas, el ajuste del método RAS, parece proporcionar unos resultados que, evaluados en términos de las desviaciones globales, parecen moverse dentro de determinados límites que los hacen aceptables.

El índice porcentual de desviación absoluta, sujeto a la restricción de que $a_{ij} \neq 0$, puede reemplazarse por un índice de cambio relativo («similarity index»),

atribuido a Leontief por W. Isard y E. Romanoff, 1968, y usado por Schaffer y Chu (1969) y Morrison y Smith (1974). Este índice puede ser formulado así:

$$S_{ij} = \frac{1 - |a_{ij} - b_{ij}|}{(a_{ij} + b_{ij})}$$

Los valores de S_{ij} están recogidos en el cuadro 4, de los cuales hemos vuelto a seleccionar y ordenar las desviaciones más relevantes:

CUADRO 4
Valores estimados de S_{ij}

S_{ij}	Valores estimados de S_{ij}
$S_{15,2}$	26,74
$S_{7,2}$	8,91
$S_{15,1}$	7,80
$S_{1,5}$	3,34
$S_{15,8}$	3,15
$S_{7,5}$	2,86
$S_{15,7}$	2,68
$S_{15,19}$	2,09
$S_{15,5}$	1,18
$S_{8,5}$	1,11
$S_{8,2}$	1,03
$S_{15,6}$	0,90
$S_{15,17}$	0,72
$S_{7,17}$	0,44
$S_{15,12}$	0,35
$S_{15,14}$	0,19
$S_{7,11}$	0,18
$S_{7,4}$	0,17
$S_{15,18}$	0,17
$S_{8,11}$	0,13
$S_{9,2}$	0,10

Fuente: Elaboración propia.

Los sectores 15 (Otras industrias), 7 (Alimentación), 5 (Mat. transporte), se encuentran entre los coeficientes con mayores variaciones relativas.

Esta evaluación a nivel individual de los coeficientes de las dos matrices nos da paso al segundo tipo de índices, los cuales, como hemos dicho, tratan de analizar la similitud de los sectores considerados globalmente.

Entre estos índices (Chi-Square, etc.) quizá el más relevante, en términos comparativos sea el coeficiente correlación³ entre las columnas de ambas matrices

³ Dicho coeficiente, como es conocido, vendría definido como:

$$R = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n a_{ij} \cdot b_{ij}}{\sum_{i=1}^n a_{ij}^2} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n a_{ij} \cdot b_{ij}}{\sum_{i=1}^n b_{ij}^2}}$$

o, lo que es lo mismo, entre la estructura de costes o inputs del mismo sector en las dos tablas, el cual ha sido objeto de consideración en algunos trabajos de contrastación [Parikh, A. (1979)].

Los resultados obtenidos son expresivos del grado de convergencia de las tablas, conseguido para cada sector.

Una ventaja de esta técnica es que se pone el acento más sobre la uniformidad de las relaciones entre las estimaciones de las columnas consideradas globalmente, que sobre las desviaciones en los coeficientes individuales.

Los valores que toman dichos índices para cada columna de la matriz «survey» y la matriz RAS, respectivamente, lo recogemos en el cuadro 5.

CUADRO 5
Coeficiente de correlación y de determinación entre columnas

Sector	R	R ²
1. Primario	0,582737	0,339582
2. Extractivas energía	0,937214	0,878370
3. Mate. construcción	0,924511	0,854721
4. Meta. básicas trans.	0,976875	0,954284
5. Mat. transporte	0,287803	0,082830
5 bis. Mat Transporte (sin fabric. de vehículos)	0,956178	0,914277
6. Químico	0,958719	0,919142
7. Alimentación	0,981432	0,963210
8. Bebidas	0,844180	0,712640
9. Textiles	0,981623	0,963583
10. Calzado	0,995009	0,990043
11. Confeción	0,962880	0,927138
12. Made. y muebles	0,922708	0,851390
13. Papel e imprenta	0,973589	0,947875
14. Caucho y plástico	0,953764	0,909667
15. Otras	0,697695	0,486779
16. Construcción	0,965386	0,931971
17. Comercio	0,759443	0,576754
18. Hostelería	0,856321	0,736754
19. Transportes	0,891897	0,795476
20. Otros servicios	0,993795	0,987628

Fuente: Elaboración propia.

Estos valores nos pueden proporcionar unos criterios válidos para identificar aquellos sectores para los que globalmente ha sido estimada una estructura de coeficientes técnicos más significativos.

Al respecto, los resultados recogidos en el cuadro 5 son representativos de algunas apreciaciones sobre las que venimos insistiendo y, por otra, del elevado grado de similitud de la estructura de inputs, alcanzada para gran número de sectores.

Este es el caso de los sectores 15 (Otras industrias) y 17 (Comercio), donde los coeficientes de determinación de las columnas de ambos sectores toman valores muy bajos 0,486779 y 0,576754. En estos dos sectores volvemos a reafirmar

anteriores argumentos. En lo que respecta al primero de ellos (sect. 15 y Otras industrias) la fuerte especialización y peso de la industria alicantina juguetera incluida en este sector, conllevaba «a priori» una diferenciación significativa de los agregados considerados en una y otra tabla en dicho sector.

Ello supondría la necesidad de contemplar este sector aisladamente, en cuyo caso, previsiblemente se obtendrán mejores resultados para el conjunto de los otros sectores. Incluso se podría haber partido de unas condiciones más favorables, si se hubiese procedido a una depuración de algunas industrias características a nivel nacional, que no ostentan representación significativa en la provincia, cuestión fácilmente apreciable si se dispusiera de la información de base más desagregada, correspondiente a las tablas input-output nacionales y al censo de establecimientos industriales para la provincia. Si bien la segunda fuente estaba disponible en nuestro caso y, en base a ella, hubiésemos podido proceder a cierta depuración de los datos originales, se ha preferido partir de la situación más desfavorable según la cual debíamos limitarnos a aceptar sin más, la mínima información indispensable.

En lo referente al sector comercio, volvemos a incidir en nuestra opinión de que la información «survey» recogida es, a todas luces, insuficiente, y en opinión de los propios encuestadores, muy limitada en cuanto a su veracidad y validez. Así pues, si bien el sector comercio puede encuadrarse entre las actividades que pudieran insertar algunas desviaciones en función de la especificidad de la estructura económica regional, en este caso nos inclinamos a cuestionar, asimismo, la información directa recogida.

Siguiendo con el examen de los coeficientes de determinación, dos sectores más, aparte de los dos comentados, presentan un valor particularmente bajo. Se trata de los sectores 1 (Primario) y 5 (Material de transporte). Para este último sector se han calculado dos coeficientes de correlación, el primero de ellos (0,287803) sobre los datos totales, el segundo deduciendo, desde la perspectiva que nos proporcionaba nuestro propio proceso de agregación, los valores relativos a la fabricación de automóviles, actividad no representada en la provincia. El resultado del nuevo coeficiente (0,956178) confirma nuestra hipótesis de que algunas rectificaciones sobre los datos nacionales pueden dar un mayor grado de consistencia a la matriz deducida, a través del ajuste RAS.

En lo referente al sector primario, nuevamente hemos de volver a insistir, a mi juicio, en la dudosa solidez de la información estadística, asimilada, que hubiera debido avalarse con una costosa toma de datos que no siempre quedaría justificada en base a la mayor precisión de un sector excesivamente agregado y heterogéneo.

Se podrían concluir estas observaciones sobre el coeficiente de correlación, apuntando que los resultados obtenidos identifican a la mayoría de los sectores con unos coeficientes técnicos significativos en términos relativos y recíprocos. En los casos en los que estos coeficientes presentan unos valores escasamente satisfactorios, puede afirmarse que los factores que podrían explicar las consecuentes desviaciones, no pueden en modo alguno atribuirse, a la incoherencia del ajuste biproportional realizado.

Para finalizar nuestro análisis de similitud de los coeficientes entre la matriz «survey» y la matriz RAS, vamos a estimar el índice de Theil propuesto por Miglierina, C., y Folloni, G. (1981), el cual nos puede proporcionar algunos conceptos de la teoría de la información.

En este sentido, la matriz «survey» se considera como una proyección de la matriz RAS estimada. La información contenida en esta última es cuantificada a través de la siguiente expresión:

$$I = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left| b_{ij} \cdot \log_2 \left(\frac{b_{ij}}{a_{ij}} \right) \right|$$

Algunos valores, para dicho índice, obtenidos en otros estudios de contrastación, dan el siguiente resultado:

	Miglierina y Folloni	Malizia y Bond (27 × 27)	Malizia y Bond (22 × 22)
Valor de I	3,36	1,0	1,8

Fuente: Miglierina y Folloni (1981), y Malizia y Bond (1974).

Evidentemente, cuanto más pequeño es el contenido de la información obtenida (y, por tanto, más bajo el índice) más cercanas son las matrices.

En nuestro caso (TIO alicantina), este índice es particularmente desfavorable, dado que el nivel de información obtenido a través de la matriz RAS sobre la «survey» lleva dicho índice a 5,8870290.

Este índice lo único que nos pone de manifiesto es que en términos globales, estamos trabajando con un ajuste RAS, menos próximo a la matriz «survey» en relación al que han logrado en otros trabajos.

Sobre este punto cabría hacer algunas hipótesis:

1. La primera de ellas haría referencia a la consistencia metodológica de la matriz «survey», en una doble vertiente. Es decir, tanto la tabla input-output regional «survey», sobre la que estamos realizando las comparaciones, como la tabla input-output nacional «survey», sobre la que se ha producido el ajuste RAS, podrían retener sesgos importantes que se traducen en niveles de convergencia más bajos.
2. Las peculiaridades del caso alicantino en el contexto nacional, confieren al ajuste biproporcional de los coeficientes nacionales, un grado de insuficiencia en la tarea de asimilarlos a los componentes «reales» de la región.

Ambas preguntas tienen difícil respuesta, en único trabajo de contrastación, que en definitiva no permite cuestionar las dos perspectivas de aproximación a la estructura tecnológica —regional o nacional—, habría que iniciar otras investigaciones que dieran mayor luz a estas cuestiones. En este sentido podría ser interesante proyectar la tabla input-output de la economía española de 1975, para algunas otras regiones o provincias españolas que dispusiesen de tablas para dicho año.

Las consideraciones realizadas hasta aquí hacen mención a aspectos parciales, sujetos a contrastación. Hemos venido sosteniendo que los juicios sobre la validez de las técnicas de deducción debería hacerse en base a la precisión en las soluciones del modelo, es decir, desde la perspectiva en la que se desenvuelven las aplicaciones más inmediatas del análisis input-output.

Para ello, debemos proceder, como es lógico, a la inversión de la matriz de Leontief, tomando como base las matrices de coeficientes técnicos.

Es decir:

— Para la matriz «survey»:

$$[A_{ij}] = [[I - a_{ij}]]^{-1}$$

— Para la matriz RAS:

$$[B_{ij}] = [[I - b_{ij}]]^{-1}$$

En rigor, las apreciaciones sobre los elementos individuales nos proporcionaría una visión quizás de interés de los parámetros del modelo que, sin duda alguna, vendrían a aportar otros elementos de juicio adicionales.

Sin embargo, la disponibilidad de las matrices inversas nos permite recurrir directamente a la estimación de los multiplicadores de output. Con ello, estamos en condiciones, por una parte, de analizar la similitud de los parámetros de los dos modelos y, a nivel comparativo, evaluar una faceta del análisis de impactos para cada sector.

En el siguiente cuadro recogemos los valores de los multiplicadores de output para cada sector en el modelo «survey» y el modelo RAS, así como su variación porcentual⁴.

Los valores correspondientes al multiplicador de output de cada sector nos indican las necesidades directas e indirectas, necesarias para que el sistema pueda suministrar una unidad adicional del bien j para usos finales.

La ventaja que nos proporciona este análisis comparativo, entre las exigencias productivas de los sectores, ante la demanda final, es que su contemplación nos proporciona, como es sabido, un indicador del grado de interdependencia estructural, entre cada sector y el resto de la economía.

Esta idea se percibe claramente en los resultados, pues si bien algunos sectores considerados de forma individualizada, arrojaban ciertas desviaciones relevantes, cuando concebimos globalmente el modelo, reflejando la interdependencia global del sistema implícita, estas diferencias se esfuman en buena parte.

⁴ El multiplicador de output (tipo I) lo definimos para cada matriz como:

$$M_{\text{SUR}} = \sum_{i=1}^n A_{ij} \quad \text{y} \quad M_{\text{RAS}} = \sum_{i=1}^n B_{ij}$$

Como recoge el cuadro 6, los dos modelos reflejan casi, en idénticos términos, el esfuerzo que el sistema debe realizar para incrementar en una unidad el output, para usos finales del sector en cuestión.

CUADRO 6
Multiplicadores de output

Sector	Modelo «Survey» (S)	Modelo RAS (R)	$\frac{S - R}{S} \times 100$
1	1,309065568	1,316195354	0,54
2	1,099579455	1,090936727	0,78
3	1,708565028	1,749611845	2,40
4	1,388106344	1,382781817	0,38
5	1,063002663	1,056115807	0,64
6	1,151289351	1,153602121	0,20
7	1,495456163	1,439827594	3,72
8	1,334764828	1,337683840	0,21
9	1,670613645	1,673688920	0,18
10	1,748622426	1,749483579	0,05
11	1,489004428	1,486188847	0,19
12	1,516962591	1,514551021	0,15
13	1,510126204	1,515189389	0,33
14	1,642265735	1,672945064	1,87
15	1,646220720	1,658371957	0,74
16	1,839808778	1,829883356	0,54
17	1,256238473	1,261515186	0,42
18	1,658805137	1,858333471	12,02
19	1,455349105	1,432948500	1,54
20	1,269597432	1,280995758	0,89

Fuente: Elaboración propia.

Por una parte, el grado de exactitud, que intentamos evaluar cuando consideramos los coeficientes, refleja numerosas desviaciones y algunas de ellas relevantes (entre ellas, algunas evitables). Sin embargo, nuestro test sobre el grado de precisión del modelo, nos pone de manifiesto un elevado grado de convergencia en los resultados que obtenemos con uno y otro modelo. Si bien deberíamos resaltar únicamente una desviación relevante: vector 18 (Hostelería).

Con esta única salvedad, podemos afirmar que la comparación de las dos matrices inversas, arroja unos resultados mucho más favorables, aspecto que, en cierto modo, podría ser consustancial al método, dado que se parte de la adaptación de los coeficientes nacionales a los vectores regionales, pero que, en modo alguno, infravalora los resultados parciales anteriormente obtenidos, sino todo lo contrario, supone un test de coherencia del proceso de ajuste llevado a cabo.

Referencias

- Bacharach, M. (1971): *Biproportional Matrices and Input-Output Change*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Banco de España (Servicio de Estudios) (1982): *Ficheros de datos de las tablas Input-Output de la economía española 1970, 1975 y 1979*, ES/3, 18 de febrero.

- Bono, F. (1982): «Análisis y tablas input-output en el ámbito español: Reseña bibliográfica», *Estudios Regionales*, 9, Universidad de Málaga.
- Butterfield, M., y Trevor, M. (1980): «Testing Routine for Evaluating Cell by Cell Accuracy in Short-Cut Input-Output Tables», *Journal of Regional Science*, 20, pp. 293-310.
- Cesa (1982): *Tablas input-output y Contabilidad de la Provincia de Alicante*, Excelentísima Diputación Provincial de Alicante.
- Czamanski, S., y Malizia, E. (1969): «Applicability and Limitations in the Use of National Input-Output Tables for Regional Studies», *Papers of Regional Science Association*, 23, pp. 65-77.
- Harrigan, F. J., y otros (1980): «A Comparison of Regional and National Technical Structures», *The Economic Journal*, 90, pp. 795-810.
- Isard, W., y Romanoff, E. (1968): «The Printing and Publishing Industries of Boston 1963: And Comparison with the Corresponding Philadelphia Industries», Cambridge, Mass.: *Technical Paper*, 7, Regional Science Research Institute.
- Jensen, R., y West, R. (1980): «The Effect of Relative Coefficient Size on Input-Output Multipliers». *Environment and Planning (A)*, vol. 12, pp. 659-670.
- Kipnis, B. (1976): «Local Versus National Coefficients in Constructing Regional Input-Output Tables in Small Countries: A Case Study in Northern Israel», *Journal of Regional Science*, 1, vol. 16, pp. 93-100.
- Kipnis, B. (1984): «Input-Output Tables for Medium-Sized Cities: Survey Coefficients or Short-Cut Methods? A case Study in Brazil», *Journal of Regional Science*, 3, vol. 24, pp. 443-450.
- Malizia y Bond, D. L. (1974): «Empirical Tests of the RAS Methods of Interindustry Coefficients Adjustment», *Journal of Regional Science*, 3, vol. 14, pp. 355-365.
- McMenamin, D. G., y Haring, J. E. (1974): «An Appraisal of Nonsurvey Techniques for Estimating Regional Input-Output Models», *Journal of Regional Science*, 2, vol. 14, pp. 191-205.
- Miglierina, C., y Folloni, G. (1981): «Significato economico di proiezioni spaziali di Tavole Input-Output nazionali: Alcuni Test», *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, pp. 199-215.
- Morrison, W. I., y Smith, P. (1974): «Nonsurvey Input-Output Techniques at the Small Area Level: An Evaluation», *Journal of Regional Science*, 1, vol. 14, pp. 1-14.
- Morrison, W., y Thumann, R. (1980): «A Lagrangian Multiplier Approach to the Solution of a Special Constrained Matrix Problem», *Journal of Regional Science*, 3, vol. 20, pp. 279-292.
- Park, S.; Mohtadi, M., y Kubursi, A. (1981): «Errors in Regional Nonsurvey Input-Output Models: Analytical and Simulation Results», *Journal of Regional Science*, 3, vol. 21, pp. 321-329.
- Paelinck, J., y Waelbroeck, J. (1963): «Etude empirique sur l'évolution des coefficients Input-Output», *Economie Appliquée*, 16, pp. 81-111.
- Parikh, A. (1979): «Forecasts of Input-Output Matrices Using the RAS Method», *The Review of Economics and Statistics*, pp. 477-481.
- Pedreño, A. (1983): «Tablas input-output regionales: algunas críticas metodológicas», Tesis Doctoral, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Alicante.
- Pedreño, A., y Sentana, E. (1985): «La actualización de la matriz intersectorial de la economía andaluza: evaluación de alternativas a través del ajuste RAS», *Revista de Estudios Andaluces*, 4, pp. 117-146.
- Pedreño, A. (1984): «Algunas reflexiones en torno al método RAS como técnica de ajuste de la matriz de flujos intersectoriales», *Revista de Economía y Empresa*, 1, vol. 2, pp. 51-67.
- Round, J. I. (1978): «An Interregional Input-Output Approach to the Evaluation of Nonsurvey Methods», *Journal of Regional Science*, 2, vol. 18, pp. 179-194.
- Sanz, R. (1982): *Nuevos ficheros de datos de las tablas Input-Output de la economía española 1970, 1975 y 1979*, ES/4, 5 de abril, Banco de España.
- Sasaki, K., y Shibata, H. (1984): «Nonsurvey Methods for Projecting the Input-Output System at a Small-Regional level: two alternative approaches», *Journal of Regional Science*, 1, vol. 24, pp. 35-50.

- Sawyer, C., y Miller, R. (1983): «Experiments in Regionalization of a National Input-Output table», *Environment and Planning (A)*, vol. 15, pp. 1501-1520.
- Schaffer, W. A., y Chu, K. (1969): «Nonsurvey Techniques for Constructing Regional Interindustry Models», *Papers Regional Science Association*, 23, pp. 83-101.
- Stone, R. (1963): *Input-Output Tables Relationships 1954-1966, Vol. 3, A Programme for Growth*, Department of Applied Economics, Cambridge University.

Abstract

This paper focuses attention on the results of an experiment in which the input-output structure of a small Spanish region: «provincia de Alicante» (as reflected in the 1979 survey-based input-output table) is approximated from similar data for the nation (as given in the 1979 survey-based Spanish tables). Our aim consists in generating a complete technical coefficients table for that small area, from a national table, using some state-level and region-specific information. This study centers on the RAS technique as a regionalization procedure. Comparisons between nonsurvey results and the Alicante-data are made on the basis of both regional matrices and their Leontief inverses.

*Recepción del original, abril de 1986.
Versión final, julio de 1986.*