TÉCNICAS DE ESTIMACIÓN DE MATRICES DE CONTABILIDAD SOCIAL: UNA COMPARACIÓN

Esteban Fernández, evazquez@econo.uniovi.es
Carmen Ramos, cramos@econo.uniovi.es

Departamento de Economía Aplicada
Universidad de Oviedo

RESUMEN:

Las matrices de contabilidad social (MCS) constituyen una herramienta de indudable potencial en la realización de estudios socioeconómicos regionales, ya que proporcionan una panorámica de la actividad llevada a cabo por los diferentes agentes que constituyen el denominado "flujo circular de la renta", permitiendo tanto un conocimiento global de la realidad económica, como detectar los efectos que tienen políticas económicas concretas sobre los diferentes grupos socioeconómicos o los presupuestos gubernamentales, y constituyendo, por lo tanto, la base cuantitativa de los modelos de equilibrio general.

La construcción de una matriz de contabilidad social es una tarea que conlleva un notable esfuerzo en la obtención de información estadística, que no siempre se encuentra disponible. Por ello, puede resultar de gran utilidad estimar dichas matrices con lo cual sería posible disponer de series de MCS que permitirían efectuar estudios más amplios y exhaustivos.

En este trabajo pretendemos comparar las técnicas de estimación de coeficientes derivadas de teoría de la información con el método clásico RAS de ajuste biproporcional.

PALABRAS CLAVE: Análisis input-output, economía regional, estimación de coeficientes, medidas de información, Matriz de Contabilidad Social.

1- INTRODUCCIÓN

Las matrices de contabilidad social (MCS) son una herramienta de indudable potencial en los estudios socioeconómicos tanto de ámbito nacional como regional. Recogen el total de las transacciones efectuadas en una economía, ya que no sólo analizan la estructura productiva sino que, además, completan el flujo circular de la renta al considerar el resto de agentes como las Familias, Empresas, Administraciones Públicas y Sector Exterior; por ello, permiten un conocimiento exhaustivo y global de la realidad económica, así como detectar los efectos que producen políticas económicas concretas en los diferentes grupos socioeconómicos o sobre los presupuestos gubernamentales, constituyendo, por lo tanto, la base cuantitativa que posibilita la construcción y evaluación de los modelos de equilibrio general.

Uno de los principales problemas con los que nos encontramos en la construcción de una matriz de contabilidad social es la falta de información que habitualmente experimentamos. Para llevar a cabo esta tarea es preciso el conocimiento de ciertas macromagnitudes que si pretendemos efectuar un estudio regional son, en general, publicadas cada cinco años. Por ello, y para realizar estudios con cierta seriedad y rigor que se apoyen en dichas matrices se hace prácticamente inevitable su estimación.

En este trabajo compararemos, desde una perspectiva teórica, dos de los métodos de estimación más habitualmente utilizados en los estudios input-output regionales: el método RAS y el de entropía cruzada (EC).

Posteriormente, y a partir de aquel que resulte más satisfactorio procederemos a estimar la MCS para Asturias de 1995. Dado que se dispone de la publicación Cuentas Regionales de Asturias de 1995 (SADEI) hemos construido la MCS[1] "real" para poder efectuar una comparación entre esta matriz y la estimada por nosotros y, por lo tanto, determinar la fiabilidad de esta última.

2. ESTRUCTURA DE UNA MATRIZ DE CONTABILIDAD SOCIAL

Una matriz de contabilidad social estará constituida por una serie de cuentas que hemos clasificado del siguiente modo: Factor Trabajo, Factor Capital, Sector Privado que engloba a las Empresas, las Familias y las Instituciones de Crédito y Seguro, Ramas

---

[1] Ramos C., E. Fernández y M.J Presno, (2001): Análisis de la economía asturiana a través de la matriz de contabilidad social. Una aplicación de la teoría de los multiplicadores. *IV Encuentro de Economía Aplicada,* Reus.

de Actividad[2], Administraciones Públicas, Cuenta de Capital[3] y Sector Exterior; por tanto, dispondremos de una desagregación en 10 cuentas[4].

Sin pretender ser exhaustivos, pasamos a comentar brevemente qué partidas fundamentales constituyen gastos e ingresos de las cuentas señaladas.

El Factor Trabajo dispone como recurso fundamental de la remuneración de los asalariados, el cual revierte parte en el Sector Privado (Sueldos y Salarios) y el resto a las Administraciones Públicas, vía Cotizaciones Sociales.

El Factor Capital "remunera" al Sector Privado mediante el Excedente Bruto de Explotación, al que se dirige íntegramente.

Los principales recursos del Sector Privado provienen, además de los Sueldos y Salarios y del Excedente Bruto de Explotación, de las Administraciones Públicas, a través de los pagos realizados por ellas y de las Transferencias Privadas Internacionales procedentes del Sector Exterior. El empleo de los mismos se realiza en las Ramas de Actividad por medio del Consumo Privado, a través de las Cotizaciones, los Impuestos Directos y del Ahorro Privado[5].

Las Ramas de Actividad obtienen sus ingresos del Consumo Privado Interior, Consumos Intermedios, Consumo Público, Subvenciones de Explotación, Formación Bruta de Capital y Exportaciones; los cuales son empleados en remunerar a los asalariados, al factor Capital mediante el Excedente Bruto de Explotación, al pago de Impuestos y a las Importaciones.

Por lo que se refiere a las Administraciones Públicas, como ya se ha señalado, obtienen sus recursos principalmente de las Cotizaciones, Impuestos y las Transferencias entre Administraciones Públicas. El gasto se reparte entre los pagos que realizan al Sector Privado, Formación Bruta de Capital y Consumo Público, a las Ramas de Actividad y al Ahorro Público.

---

[2] Hemos utilizado la agrupación en 4 ramas de actividad, esto es, (1) Agricultura y pesca, (2) Servicios, (3) Construcción y (4) Industria.

[3] Como señalan De Miguel Vélez y otros (1998), aunque quizás fuese más claro denominar a esta cuenta de ahorro e inversión para evitar posibles confusiones con la de factor Capital se ha optado por la denominación de Cuenta de Capital, dado que es la más habitual en este tipo de trabajos.

[4] Se ha realizado esta desagregación, ya que nos permite alcanzar los objetivos del trabajo y además posibilita trabajar con una única fuente de información estadística, lo que garantiza la homogeneidad de los datos.

[5] Se supone que los reempleos que realiza el Sector Privado son nulos. Esta hipótesis es bastante habitual en un buen número de trabajos aplicados (Isla, 1999 y de Miguel Vélez, 1998), debido tanto a la dificultad de su estimación como al pequeño valor que suelen presentar.

La cuenta de Capital tiene como empleo fundamental la Formación Bruta de Capital y por lo que se refiere a las partidas de ingresos, son estimadas residualmente para conseguir el cuadre de la matriz.

Por último, nos referiremos al Sector Exterior cuyos gastos principales son las Remuneraciones de los Asalariados, las Transferencias Privadas Internacionales, las Exportaciones, la Cooperación Internacional Corriente y la Capacidad de Financiación del Resto del Mundo.

En la tabla siguiente se recogen, a modo de resumen, los comentarios anteriormente efectuados.

Cuadro Nº 1: Estructura contable de la MCS de Asturias

	Factor Trabajo	**Factor Capital**	**Sector Privado**	**Ramas de Actividad**	**AAPP**	**Cuenta Capital**	**Sector Exterior**	**Total**
Factor Trabajo				Remuneración Asalariados			Remuneración Asalariados	Rentas Trabajo
Factor Capital				Excedente Explotación				Rentas Capital
Sector Privado	Sueldos y Salarios	Excedente Explotación			Transferencias Públicas		Transferencias Privadas Internacionales	Ingresos Sector Privado
Ramas de Actividad			Consumo Privado Interior	Consumos Intermedios	Consumo Público	Formación Bruta de Capital	Exportación	Total Empleos
AAPP	Cotizaciones Sociales		Pagos a las AAPP	Impuestos Producción	Transferencias entre AAPP		Cooperación Internacional	Ingresos AAPP
Cuenta Capital			Ahorro Privado		Ahorro Público		Saldo Exterior	Ahorro
Sector Exterior			Cotizaciones	Importaciones	Cooperación Internacional			Ingresos Sector Exterior
Total	Rentas Trabajo	Rentas Capital	Pagos Sector Privado	Total Recursos	Pagos de las AAPP	Inversión	Pagos Sector Exterior	

A partir de una MCS en la que se recojan flujos de ingresos y pagos monetarios podemos derivar una matriz de coeficientes, sin más que dividir los elementos de las celdas (z_{ij}) entre el total de las columnas (X_j):

$$a_{ij} = \frac{z_{ij}}{X_j}$$

donde a_{ij} representan las propensiones medias al gasto.

3. MÉTODOS DE ESTIMACIÓN DE COEFICIENTES

Para la aplicación a los estudios regionales de cualquiera de los métodos de estimación anteriormente señalados (RAS y EC) se precisa de dos tipos de información, por un lado, información de partida que puede ser tanto nacional (enfoque espacial) como regional (enfoque temporal) y, por otro, datos referentes a la región en el momento en el que se desea efectuar la estimación. Por lo que se refiere a la información inicial y, si aplicamos un enfoque espacial, estaría constituida por la MCS que recoja los flujos e interrelaciones del conjunto nacional y en el mismo período en el que se desea llevar a cabo la estimación, esto es, $MCSE_t$. Si el enfoque es temporal, la matriz que se utilizaría como punto de arranque es la referente a la región, pero en un período previo al de estimación, es decir, $MCSA_{t-k}$.

En trabajos anteriores[6] hemos comprobado empíricamente que la utilización de información temporal, en un horizonte corto de tiempo, proporciona, en general, mejores resultados que el enfoque espacial. Esto es debido, a que las estructuras económicas experimentan pequeñas variaciones en lapsos breves de tiempo, por ello, su ajuste es mejor que si se intenta trasladar el patrón de la nación a una región. Tomaremos como matriz de partida $MCSA_{t-k}$=$MCSA_{90}$. Al no existir información publicada referente a las MCS de nuestra región, hemos procedido a construir la tabla de 1990 siguiendo un patrón similar[7] a la de 1995, para ello hemos utilizado las Cuentas Regionales de Asturias de 1990 (SADEI).

---

[6] C. Ramos, M.J. Presno y R. Pérez (1999): Estimación de tablas input-output: un enfoque espacial-temporal. *XIII Reunión ASEPELT España,* Burgos.

[7] En la Contabilidad Regional de 1990 no aparece recogida la partida de Cooperación Internacional que, sin embargo, sí está contabilizada en la de 1995. En aras a conseguir mayor homogeneidad entre ambas tablas no hemos considerado esta partida en ninguno de los dos períodos, lo que no representa una distorsión importante de los resultados debido a que es de pequeña cuantía.

3.1.MÉTODO RAS

Este método es debido a Richard Anthony Stone (1962). Inicialmente fue ideado como técnica de ajuste temporal, pero posteriormente se extendió al caso de que la información sea espacial.

La técnica RAS precisa del conocimiento de una matriz de coeficientes inicial, a partir de ella se estimará una nueva matriz referida a un momento posterior (o a otra economía) de la que se conocen las sumas de sus filas y columnas. Este método consiste, en términos generales, en modificar la matriz de partida al ser multiplicada por unos coeficientes correctores tanto en filas como en columnas de manera, que las sumas (en horizontal y vertical) de los elementos de la matriz estimada se aproximen lo más exactamente posible a los valores reales. Dicha estimación puede ser efectuada a partir de procedimientos iterativos.

A continuación pasaremos a exponer con cierto detalle este método[8].

Se denomina problema a la terna (A,**u**,**v**), donde A es una matiz nxn y **u** y **v** son vectores de elementos positivos cuyos órdenes son nx1 y 1xn, respectivamente.

La primera etapa consiste en ajustar la matriz de partida mediante rectificaciones efectuadas sobre las filas. Consideraremos en esta etapa t=0, A^0 es la matriz que se toma como punto de partida para realizar la estimación. Entonces la primera corrección será $A^1=\hat{R}^1 A^0$, donde los elementos de $\hat{R}^1$ tendrán la forma

$$r_i^1 = \frac{u_i}{\sum_j a_{ij}^0}$$

y $A^1\mathbf{i}=\mathbf{u}$. Donde **i** representa un vector unitario fila o columna según corresponda para efectuar las operaciones necesarias y $\hat{R}^1$es una matriz diagonal, en cuya diagonal principal aparecen los elementos r_i^1.

El paso siguiente consiste en rectificar la matriz obtenida en el paso anterior por columnas: $A^2=A^1\hat{S}^1$, ahora los elementos de $\hat{S}^1$ serán de la forma

$$s_j^1 = \frac{v_j}{\sum_i a_{ij}^1}$$

[8] Seguiremos en este desarrollo la exposición de F. Ruiz Ponce (1996).

A partir de las expresiones anteriores podemos escribir $A^2=\hat{R}^1A^0\hat{S}^1$, con $\mathbf{i}A^2=\mathbf{v}$, la matriz $\hat{S}^1$ es diagonal y su diagonal principal está constituida por los elementos s_j^1.

En general, las rectificaciones en filas se efectuarían a partir de la expresión siguiente $A^{2t+1}=\hat{R}^{t+1}A^{2t}$, donde los elementos de la matriz $\hat{R}^{t+1}$ tomarían la forma

$$r_i^{t+1} = \frac{u_i}{\sum_i a_{ij}^t}$$

y además $A^{2t+1}\mathbf{i}=\mathbf{u}$.

Por lo que se refiere a los ajustes en columnas $A^{2t+2}=A^{2t+1}\hat{S}^{t+1} = \hat{R}^{t+1}A^{2t}\hat{S}^{t+1}$, donde los elementos de $\hat{S}^{t+1}$ son de la forma

$$s_j^{t+1} = \frac{v_j}{\sum_i a_{ij}^{2t+1}}$$

verificándose que $\mathbf{i}A^{2t+2}=\mathbf{v}$ y $a_i^{2t}, a_i^{2t+1} \geq 0$, $\forall t=1,2...,n$.

Las matrices $\hat{R}^{t+1}$ y $\hat{S}^{t+1}$ son diagonales y en su diagonal principal aparecen los coeficientes r_i^{t+1} y s_j^{t+1}, respectivamente.

Dado un problema (A,**u**,**v**) se dice que es posible si se verifican las siguientes condiciones **iu**=**vi** y para cualquier submatriz[9] de A cuyos elementos son nulos se verifican las siguientes desigualdades

$$\sum_{i\in I} u_i \geq \sum_{j\in J} v_j$$

$$\sum_{i\in I'} u_i \leq \sum_{j\in J'} v_j$$

Dado un problema (A,**u**,**v**) se dice que A* es solución del problema, si y sólo si, $A^*=\lim_{h\to\infty} \hat{R}^{h+1}A^{2h}\hat{S}^{h+1}$, con $A^*\mathbf{i}=\mathbf{u}$ y $\mathbf{i}A^*=\mathbf{v}$. Se puede demostrar que “si (A,**u**,**v**) es un problema posible entonces tiene solución y esta es única”.

Esta técnica es denominada biproporcional fundamentalmente por dos motivos:

1. dado que para obtener la matriz ajustada se multiplica cada elemento de la inicial (y de las obtenidas en las siguientes iteraciones) por dos factores de corrección $\hat{R}$ y $\hat{S}$,

[9] Las demostraciones de diferentes propiedades referentes a este método se realizan a partir del concepto de matriz conexa. Una matriz A es conexa si no existe una partición de las filas y columnas en I, I′, J y J′, tal que se verifica que $a_{ij}=0$ $\forall$ i∈I y j∈J′ y $\forall$ i∈I′y j∈J.

2. la matriz estimada A* es biproporcional con A, ya que puede obtenerse con el límite de la sucesión de matrices de la forma $\hat{R}^{i}A(0)\hat{S}^{i}$.

Como señalan Pulido y Fontela (1993), esta técnica tiene una interpretación económica en términos de las correcciones por filas y columnas. Así pues:

- ✓ Las correcciones que se efectúan por filas son interpretadas en términos de efectos sustitución, esto es, representa la cuantía en la que un input ha sido reemplazado o utilizado por otros como sustituto de productos pertenecientes a otras ramas.
- ✓ Las correcciones por columnas reflejan el efecto fabricación debido a los cambios en la tecnología de producción de cada sector.

3.2. MÉTODO DE LA ENTROPÍA CRUZADA

Otra posibilidad para efectuar estimaciones de los coeficientes de una MCS es utilizar algunas de las medidas propuestas por la teoría de la información. Consideremos, entre ellas, la entropía cruzada propuesta por Kullback y Leibler (1951): sea un conjunto de sucesos $E_1, E_2, \ldots E_n$ cuyas probabilidades asociadas son $q_1, q_2, \ldots q_n$, consideremos estas probabilidades como probabilidades a priori. Supongamos que llega un mensaje, esto implica que las probabilidades a priori se transforman en probabilidades a posteriori: $p_1, p_2, \ldots p_n$. Si el mensaje se limita a un suceso E_i, la cantidad de información recibida[10], es igual a $-\ln p_i$; por lo tanto, y debido a la llegada del nuevo mensaje, para cada suceso E_i tendremos una "ganancia" de información que puede ser cuantificada como

$$-\ln\frac{p_i}{q_i} = -\left[\ln p_i - \ln q_i\right]$$

Entonces la información esperada puede definirse como

$$-I(p,q) = -\sum_{i=1}^{n} p_i \ln\frac{p_i}{q_1}$$

donde I(p,q) es la medida de distancia de Kullback-Leibler. Permite cuantificar la distancia entre dos distribuciones de probabilidad: antes de la llegada del nuevo mensaje (a priori) y después de la misma (a posteriori).

[10] C.E. Shannon (1948): A mathematical theory of communication. *Bell System Technical Journal,* Nº 27, pág. 379-423.

Golan, Judge y Robinson (1994) proponen la siguiente medida que permite efectuar estimaciones de los coeficientes de una MCS:

$$\sum_i \sum_j a_{ij} \ln\left[\frac{a_{ij}}{a_{ij}^0}\right]$$

donde a_{ij} representa un coeficiente de la matriz de la que se desea efectuar la estimación y a_{ij}^0 es un coeficiente genérico de la tabla que se toma como punto de partida.

Esto es, se pretende minimizar la “distancia” existente entre la matriz que se desea estimar y la original, sujeta a un conjunto de restricciones. El programa entonces tendrá la forma siguiente

$$\text{Min} \sum_i \sum_j a_{ij} \ln\left[\frac{a_{ij}}{a_{ij}^0}\right]$$

$$\text{s.a.} \sum_j a_{ij} X_j = X_i$$

$$\sum_i a_{ij} = 1$$

$$0 \le a_{ij} \le 1$$

Donde X_i representa la suma por filas y X_j la suma por columnas “reales”. Esto es, las restricciones permiten garantizar que las estimaciones estarán próximas a los valores reales de la tabla.

Como es bien sabido, la solución[11] del programa se obtiene utilizando el método de los multiplicadores de Lagrange. El resultado que se deriva es el siguiente:

$$a_{ij} = \frac{a_{ij}^0 \exp(\lambda_i X_j)}{\sum_i \sum_j a_{ij}^0 \exp(\lambda_i X_j)}$$

donde λ_i representan los multiplicadores de Lagrange asociados a las restricciones y el denominador es un factor de normalización.

Esta expresión es similar a la que aparece en el conocido teorema de Bayes (Robinson y otros, 2000), esto es, la distribución a posteriori (a_{ij}) es igual al producto de la distribución a priori (a_{ij}^0) por la función de verosimilitud y dividido por un factor de normalización.

[11] Dadas las características del problema, éste ha de ser resuelto numéricamente.

Golan, Judge y Miller (1996) demuestran que los estimadores de la entropía cruzada son consistentes y, bajo ciertas hipótesis sobre la forma de la distribución de los coeficientes de la matriz inicial, verifica las propiedades de los estimadores máximo verosímiles.

3.3.RAS Y ENTROPÍA CRUZADA: UNA COMPARACIÓN

Ambos métodos comentados, RAS y EC, precisan de una información bastante similar: la matriz que consideremos como punto de partida que, como ya se ha señalado, puede ser espacial o temporal y del conocimiento de las sumas de las filas y columnas (vectores **u** y **v**). El método de la entropía cruzada es más flexible que el método RAS, en el siguiente sentido: permite tanto incorporar información adicional como efectuar estimaciones aún con carencias en la misma.

Supongamos que se dispone del conocimiento de algunos de los agregados macroeconómicos correspondientes al período de estimación, y que constituirían algunas de las celdas de la MCS, por ejemplo, exportaciones, remuneraciones de los trabajadores o cotizaciones sociales. Dicha información puede ser recogida mediante restricciones de igualdad adicionales de la siguiente manera, suponiendo k restricciones:

$$\sum_i \sum_j g_{ij}^k z_{ij} = \gamma^k$$

Donde g_{ij} son los elementos de la matriz G, los cuales serán unos o ceros. Tomarán el valor uno en el lugar correspondiente al agregado conocido y cero en otro caso; z_{ij} recoge el valor del pago correspondiente entre la columna j-ésima y la fila i-ésima y γ^k el valor conocido del agregado.

Análogamente, también podría ocurrir que no se conocieran los valores exactos de las sumas en filas o columnas, en este caso incluiríamos restricciones de desigualdad, imponiendo unos márgenes entre los cuales deberían estar contenido el valor, esto es,

$$X_i^1 \leq \sum_j z_{ij} \leq X_i^2$$

donde X_i^1 y X_i^2 representan dichos márgenes para el valor X_i.

A partir de los aspectos anteriormente señalados, nos ha parecido adecuado utilizar el método EC, ya que posibilita un mejor aprovechamiento de la información disponible, y procedemos a estimar la MCS de Asturias para el año 1995, que al ser conocida nos permite cuantificar la fiabilidad de nuestra estimación.

4.ESTIMACIÓN DE LA MATRIZ DE CONTABILIDAD SOCIAL

Como información previa hemos utilizado la MCS de Asturias referente al año 1990, la cual ha debido ser previamente construida. Se ha utilizado para ello la Contabilidad Regional de 1990 (SADEI) y hemos seguido unas pautas similares a la de 1995.

Para resolver el problema de minimización se ha empleado la herramienta de programación matemática *Solver* que aparece incorporada en la hoja de cálculo EXCEL 2000. Hemos optado por trabajar con esta herramienta, frente a otras más habitualmente utilizadas en la resolución de problemas de programación, debido a la sencillez que presenta su manejo, característica que no resta rigor a las soluciones numéricas que proporciona.

La función objetivo en nuestro caso estaría constituida por 59 sumandos, ya que pese a trabajar con matrices de 10 filas y 10 columnas (que nos conduciría a considerar 100 elementos distintos), se han eliminado los coeficientes que son nulos por la propia definición de la matriz: al existir pares de cuentas económicas entre las que no circula directamente ningún flujo de renta (por ejemplo, el factor capital no recibe ningún ingreso del factor trabajo) los correspondientes a_{ij} serán siempre nulos, por lo que no es preciso estimarlos. De análoga manera se ha resuelto el problema de la falta de definición de la función objetivo cuando algún coeficiente presenta el valor nulo[12].

Se han considerado 20 restricciones de igualdad, 10 de las cuales recogen la condición de que la suma por columnas de los coeficientes debe ser unitaria y las 10 restantes que el valor de los coeficientes tiene que conducir a la obtención de la suma por columnas de la MCS de 1995. Por otra parte, se han incluido también 59 restricciones que “obliguen” a los coeficientes a_{ij} a tomar valores entre 0,0001 y 1. Pese a que en términos teóricos la cota inferior para estos coeficientes es 0, hemos introducido en el programa ese valor muy próximo a cero para evitar el tipo de problemas de indeterminación antes comentado.

En nuestra estimación se han presentado dos problemas concretos, el primero de ellos se refiere al coeficiente que corresponde a los ingresos que recibe el Sector Exterior de la rama de la Construcción, el cual era nulo en la MCS de 1990 y, sin embargo, en la MCS de 1995 existe un flujo de renta entre ambas cuentas, por lo que ha

[12] Pese a que a la expresión 0ln(0) se le otorga valor nulo, para el programa informático representa una indeterminación que le impide encontrar una solución numérica válida.

debido ser introducido en el programa partiendo de un valor inicial “artificial” para 1990 prácticamente nulo (0,000011) que conduce a una estimación claramente sesgada a la baja[13] para 1995. La otra divergencia significativa a la que nos hemos referido, aparece en el coeficiente de gasto medio de la cuenta de Capital en la cuenta de Agricultura: mientras que la estimación toma un valor positivo, el valor real para 1995 es negativo. Como las estimaciones de estos dos coeficientes distorsionan la visión general se ha optado por no considerarlas en la evaluación de la bondad del proceso de estimación.

En el anexo se recoge un cuadro con los valores iniciales y las soluciones generadas por el programa y otro con las estimaciones de los coeficientes de propensiones medias de gasto de la MCS de Asturias para 1995.

5. ANÁLISIS DE LA FIABILIDAD DE LA ESTIMACIÓN

Para analizar la fiabilidad de nuestras estimaciones hemos utilizado la medida de de similitud propuesta por Le Masne[14] cuya expresión es la siguiente:

$$S^{1-2} = 100\left(1 - 0.5\sum_{i}\left|a_{ij}^{1} - a_{ij}^{2}\right|\right)$$

donde a_{ij}^{1} y a_{ij}^{2} representan los coeficientes técnicos de los sectores 1 y 2 respectivamente. Dicha medida permite comparar los coeficientes técnicos de dos sectores, encontrándose acotada entre 0 y 100. A medida que los sectores sean más similares dicho indicador se aproximará a 100 y viceversa cuando tome valores próximos a cero.

Definiendo la medida de similitud del siguiente modo:

$$S^{R-E} = 100\left(1 - 0.5\sum_{i}\left|a_{ij}^{R} - a_{ij}^{E}\right|\right)$$

podremos determinar la fiabilidad de nuestras estimaciones al comparar los coeficientes reales (a_{ij}^{R}) con los estimados (a_{ij}^{E}).

Los resultados obtenidos se recogen en el siguiente cuadro:

[13] Nuestra estimación para este coeficiente toma valor 0,000011 frente al verdadero valor que era de 0,05 aproximadamente

[14] Esta medida aparece recogida en A. Pulido y E. Fontela (1993).

Cuadro Nº 1. Índices de similaridad

Cuentas de la MCS	**Índice de similaridad**
Factor Trabajo	97.02
Factor Capital	98.64
Sector Privado	80.05
Ramas de actividad: Agricultura	83.33
Ramas de actividad: Servicios	74.29
Ramas de actividad: Construcción	74.40
Ramas de actividad: Industria	83.48
Administraciones Públicas	85.21
Cuenta de Capital	94.80
Sector Exterior	57.28

Por lo tanto, podemos apreciar que la similitud es, en general, bastante elevada, a excepción del Sector Exterior que es con el que se presentan mayores discrepancias. Esta cuenta ha experimentado notables cambios en el período considerado; por ejemplo, por lo que se refiere a las exportaciones, el peso de la Agricultura ha descendido considerablemente (de un 15% en 1990, a un 2,3% en 1995) y, por otra parte, la participación del sector industrial ha experimentado un fuerte aumento (de un 58.9% en 1990 a un 84% en 1995). Además, la partida de Transferencias Privadas Internacionales[15], con cierta importancia en 1990, desaparece en 1995.

5. CONCLUSIONES

Se han comparado teóricamente dos de los métodos de estimación más habitualmente empleados en análisis input-output: el método RAS y el de la entropía cruzada.

El método EC se muestra como una técnica más flexible que el método RAS al permitir, bien añadir información sobre algunas de las celdas de la MCS o bien utilizar información de las sumas de las filas o columnas de la matriz aunque éstas no sean totalmente exactas. Estas consideraciones nos conducen a la utilización de la entropía cruzada como método adecuado de estimación.

Para efectuar la estimación de la MCS de Asturias de 1995 nos hemos decantado por la utilización del enfoque temporal y, por lo tanto, se ha utilizado como información inicial la matriz de Asturias correspondiente a 1990. Dicha tabla ha debido ser construida por no encontrarse publicada para nuestra región.

Al estar publicadas las Cuentas Regionales, la matriz de Asturias de 1995 había sido previamente construida, por lo tanto se dispone de la tabla "real" y de su estimación.

Se ha procedido a analizar la fiabilidad de dicha estimación utilizando la medida de similitud propuesta por Le Masne, a partir de la cual se ha mostrado que las estimaciones son, en general, adecuadas, a excepción de la cuenta Sector Exterior para la que la similitud es menor, debido a los cambios experimentados durante el período considerado.

[15] La partida Transferencias privadas internacionales alcanzó en 1990 el valor de 2.743.893 miles de pesetas.

6. ANEXO

Cuadro Nº A.1: Informe de respuestas

Función objetivo	Valor original	Valor final
$\sum_i \sum_j a_{ij} \ln\left[\frac{a_{ij}}{a_{ij}^0}\right]$	0,00000000	0,03339544
Celda (fila, columna)	**Valor original**	**Valor final**
Sector pv Trabajo	0,7580315	0,7672114
AAPP Trabajo	0,2419685	0,2327886
Sector pv Factor Capital	0,9913001	0,9916289
AAPP Factor Capital	0,0086999	0,0083711
Agricultura Sector pv	0,0361462	0,0228124
Servicios Sector pv	0,2715992	0,2178614
Construcción Sector pv	0,0043357	0,0034647
Industria Sector pv	0,3332687	0,3446603
AAPP Sector pv	0,2434012	0,2944228
Capital Sector pv	0,1102537	0,1158147
Sector exterior Sector pv	0,0009952	0,0009637
Trabajo Agricultura	0,0182297	0,0181809
Factor Capital Agricultura	0,2591715	0,2614037
Agricultura Agricultura	0,1491375	0,1448149
Servicios Agricultura	0,1246337	0,1241372
Construcción Agricultura	0,0023343	0,0023214
Industria Agricultura	0,0134479	0,0137232
AAPP Agricultura	0,0741451	0,0766692
Sector exterior Agricultura	0,3589003	0,3587496
Trabajo Servicios	0,2415106	0,2395458
Factor Capital Servicios	0,1452529	0,1568219
Agricultura Servicios	0,0578074	0,0460269
Servicios Servicios	0,3726427	0,3641583
Construcción Servicios	0,0053272	0,0048506
Industria Servicios	0,0482305	0,0579539
AAPP Servicios	0,0060496	0,0076253
Sector exterior Servicios	0,1231790	0,1230172
Trabajo Construcción	0,3062320	0,3031742
Factor Capital Construcción	0,1647601	0,1656541
Agricultura Construcción	0,0002049	0,0002046
Servicios Construcción	0,3220451	0,3172221
Construcción Construcción	0,0004476	0,0004465
Industria Construcción	0,1072459	0,1096152
AAPP Construcción	0,0990643	0,1036723
Trabajo Industria	0,1900588	0,1752499
Factor Capital Industria	0,1935673	0,2001763
Agricultura Industria	0,0038292	0,0030406

Cuadro Nº A.1: Informe de respuestas (Continuación)

Celda (fila, columna)	Valor original	Valor final
Servicios Industria	0,0749026	0,0681269
Construcción Industria	0,0125389	0,0102883
Industria Industria	0,1304635	0,1603400
AAPP Industria	0,0177920	0,0270539
Sector exterior Industria	0,3768476	0,3557240
Sector pv AAPP	0,3519080	0,3936660
Agricultura AAPP	0,0039026	0,0032254
Servicios AAPP	0,2575268	0,2150786
Construcción AAPP	0,0013003	0,0012295
Industria AAPP	0,0853089	0,0821099
AAPP AAPP	0,1622295	0,1704154
Capital AAPP	0,1378240	0,1342752
Agricultura Capital	0,0180838	0,0169424
Servicios Capital	0,0492767	0,0488054
Construcción Capital	0,6002800	0,5841752
Industria Capital	0,3323595	0,3500769
Sector pv Sector exterior	0,0028019	0,0029963
Agricultura Sector exterior	0,0120838	0,0091929
Servicios Sector exterior	0,1513425	0,1348634
Industria Sector exterior	0,7964800	0,8145519
Capital Sector exterior	0,0372918	0,0383956
Sector exterior Construcción	0,0000110	0,0000110

Cuadro Nº A.2: Estimación de las propensiones medias de gasto de la MCS de Asturias

para 1995

				Ramas actividad			
	Trabajo	**Factor Capital**	**Sector pv**	**Agricultura**	**Servicios**	**Construcción**	**Indu**
Trabajo				0,0181809	0,2395458	0,3031742	0,175
Factor Capital				0,2614037	0,1568219	0,1656541	0,200
Sector pv	0,7672114	0,9916289					
Agricultura			0,0228124	0,1448149	0,0460269	0,0002046	0,003
Servicios			0,2178614	0,1241372	0,3641583	0,3172221	0,068
Construcción			0,0034647	0,0023214	0,0048506	0,0004465	0,010
Industria			0,3446603	0,0137232	0,0579539	0,1096152	0,160
AAPP	0,2327886	0,0083711	0,2944228	0,0766692	0,0076253	0,1036723	0,027
Capital			0,1158147				
Sector exterior			0,0009637	0,3587496	0,1230172	0,0000110	0,355

7.BIBLIOGRAFÍA

CARDENETE, M.A. (1998): Una matriz de contabilidad social para la economía andaluza: 1990. *Estudios Regionales,* Nº 52, pág. 137-153.

CARRASCO, F. (1999): *Fundamentos del Sistema Europeo de Cuentas Nacionales y Regionales.* Ed, Pirámide.

CURBELO, J.L. (1988): Una introducción a las matrices de contabilidad social y a su uso en la planificación del desarrollo regional. *Planificación y Desarrollo.* Pág. 147-155.

FRASER, I (2000): An application of maximum entropy estimation: the demand for meat in the United Kingdom. *Applied Economics,* Nº 32, pág. 45-59.

GOLAN, A., G. JUDGE y D. MILLER (1996): *Maximum Entropy Econometrics, Robust Estimation with Limited Data* (John Wiley & Sons)

GOLAN, A., G. JUDGE y S. ROBINSON (1994): Recovering information from incomplete or partial multisectoral economic data. *The Review of Economics and Statistics.* Nº 76, pág. 541-549.

INE (1997): *Matriz de Contabilidad Social de España, 1990.*

KEHOE, T y otros, (1988): Una matriz de Contabilidad Social de la Economía española. *Estadística Española*, Vol. 30, Nº 117, págs. 5-33.

LLOP, M. y A. MANRESA (1999): Análisis de la Economía de Cataluña (1994) a través de una matriz de Contabilidad Social. *Estadística Española,* Vol. 41, Nº 144, págs. 241-268.

DE MIGUEL VELEZ, F.J. y otros (1998): Matriz de contabilidad social y multiplicadores contables: una aplicación para Extremadura. *Estadística Española*. Vol. 40, Nº 143, págs. 195-232.

PARDO, L. (1997): *Teoría de la información estadística.* Ed. Hespérides.

PULIDO, A. y A. FONTELA (1993): *Análisis input-output. Modelos, datos y aplicaciones.* Ed. Pirámide.

PYATT, G. y J. I. ROUND (1979): *Accounting and Fixed-Price Multipliers in a Social Accounting Matrix Framework.* En *A Basis for Planning. G.* Pyatt y J. I. Round editores.

RAMOS, C., M.J. PRESNO y R. PÉREZ, (1999): Estimación de tablas input-output: un enfoque espacial-temporal. *XIII Reunión ASEPELT España,* Burgos.

RAMOS C., E. FERNÁNDEZ Y M. J. PRESNO, (2001): Análisis de la economía asturiana a través de la matriz de contabilidad social. Una aplicación de la teoría de los multiplicadores. *IV Encuentro de Economía Aplicada,* Reus.

ROBINSON, S., A. CATTANEO y M. EL-SAID, (1998): *Estimating a Social Accounting Matriz Using Cross Entropy Methods.* Documento de Trabajo Nº 33, Trade and Macroeconomics División, International Food Policy Research Institute, USA.

ROBINSON, S., A. CATTANEO y M. EL-SAID, (2000): *Updating and Estimating a Social Accounting Matriz Using Cross Entropy Methods.* Documento de Trabajo Nº 58, Trade and Macroeconomics División, International Food Policy Research Institute, USA.

RUIZ, F (1996): *Análisis comparativo de las distintas comunidades autónomas en base a las tablas input-output: un enfoque multivariante.* Tesis doctoral presentada en la Universidad de Valencia.

SADEI (1994): *Cuentas regionales de Asturias, 1990.*

SADEI (1999): *Cuentas regionales de Asturias, 1995.*

SHANNON, C.E. (1948): A mathematical theory of communication. *Bell System Technical Journal,* Nº 27, pág. 379-423.

THORBECKE, E. (2000): The Use of Social Accounting Matrices in Modeling. *26th General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth,* Cracovia, Septiembre de 2000.

URIEL, E. (1997): *Contabilidad nacional.* Ariel Economía.