



LA ACTUALIZACION  
DE CUADROS DE INSUMO-PRODUCTO

22 AGO 1985

LUIS ALBERTO BECCARIA

Buenos Aires, Septiembre 1984



REPUBLICA ARGENTINA  
PRESIDENCIA DE LA NACION  
SECRETARIA DE PLANIFICACION  
INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA Y CENSOS

1  
DOCUMENTOS  
DE TRABAJO

**INDEC**



SI/11.1  
g.n.1



## LA ACTUALIZACION DE CUADROS DE INSUMO-PRODUCTO

Luis Alberto BECCARIA\*

### INTRODUCCION

Recientemente se ha desarrollado una amplia literatura sobre métodos de actualización de cuadros de insumo-producto (I-P), principalmente en Europa Occidental. Esto ha estimulado su uso en otros países con sistemas estadísticos menos desarrollados en los que, las posibilidades de producir estimaciones razonablemente exactas de cuadros I-P sin censos de producción aparece, a priori, como una alternativa interesante.

En esta breve nota, se destacarán ciertos problemas que podrían surgir de la difusión, entre países con estadísticas débiles, de los procedimientos señalados. El análisis estará basado en uno de los varios métodos de ajuste conocidos: el biproporcional o RAS. Las conclusiones que se obtengan no son específicas a este método sino que pueden entenderse como generales a la idea del uso de métodos matemáticos para la actualización de tablas I-P. En efecto, varios trabajos muestran la similitud de los resultados que se logran con procedimientos alternativos.

### 1. METODO RAS DE ACTUALIZACION DE CUADROS DE INSUMO PRODUCTO.

El problema de la actualización de un cuadro I-P puede resumirse brevemente, así: se tiene una matriz de coeficientes técnicos para un año 's' a precios del año 't'  $A_{s,t}$ , también se tienen los vectores de valor de la producción intermedia, de los insumos intermedios y de la producción ( $u_t$ ,  $v_t$  y  $q_t$ , respectivamente) del año 't'.

Se define:

$$L_s^+ = A_{s,t} \hat{q}_t$$

<sup>1</sup>Ver, ejemplo CONADE (1973) y TEN KATE (1975)

<sup>2</sup>Ver, ejemplo NIJKAMP y PAELINK (1974) y HENRY (1973). Para el caso de tablas sociodemográficas, véase BECCARIA y MINUJIN. (1977).

<sup>3</sup>En el caso más simple,  $A_{s,t} = \hat{p} A_s \hat{p}^{-1}$ , donde  $p$  es el vector de cambios relativos en el nivel de precios sectoriales entre s y t. Esto es, si  $p^i$  es el elemento característico de  $p$ , entonces  $p^i = p_t^i / p_s^i$  donde  $p_t^i$  es el precio de los bienes del sector i en el año t. El acento ( ^ ) transforma un vector en una matriz diagonal

\*Director del Instituto Nacional de Estadística y Censos.

donde el acento ( $\wedge$ ), transforma al vector en una matriz diagonal. El método RAS propone que, la estimación de  $L_t$  (esto es, la matriz de demanda intermedia para el año  $t$ )-denomínese  $L_t^*$ -se relaciona con  $L_s^+$  de un modo biproportional, es decir:

$$L_t^* = \hat{r} L_s^+ \hat{s}$$

Con el objeto de estimar  $\underline{r}$  y  $\underline{s}$ , se usa método iterativo; se comenzó definiendo:

$$\hat{r}_1 = \left( \widehat{L_s^+} \quad \underline{i} \right)^{-1} \hat{u}_t = \hat{u}_1^{-1} \hat{u}_t$$

Por lo tanto:

$$\hat{r}_1 L_s^+ \underline{i} = \underline{u}_t$$

y las restricciones de filas son satisfechas; pero no las de sumas de columna, por ello, se define

$$\hat{s}_1 = \left[ \underline{i}' \quad \left( \hat{r}_1 L_s^+ \right) \right]^{-1} \hat{v}_t = \hat{v}_1^{-1} \hat{v}_t$$

y, en consecuencia

$$\underline{i}' \hat{r}_1 L_s^+ \hat{s}_1 = \underline{v}_t'$$

Ahora no se cumplen las restricciones de filas, por lo que se define

$$\hat{r}_2 = \left( \widehat{r_1 L_s^+ s_1} \quad \underline{i} \right)^{-1} \hat{u}_t = \hat{u}_2^{-1} \hat{u}_t$$

así,

$$\left( \hat{r}_2 \hat{r}_1 L_s^+ \hat{s}_1 \right) \underline{i} = \underline{u}_t$$

o, lo que resulta a ser lo mismo

$$\left( \hat{u}_1^{-1} \hat{u}_2^{-1} \hat{u}_t^2 L_s^+ \hat{v}_1^{-1} \hat{v}_t \right) \underline{i} = \underline{u}_t$$

pasando por varias iteraciones se logra <sup>4/</sup>

$$\begin{aligned} & \left( \hat{u}_1^{-1} \hat{u}_2^{-1} \dots \hat{u}_n^{-1} \hat{u}_t^n L_s^+ \hat{v}_1^{-1} \hat{v}_2^{-1} \dots \hat{v}_{n-1}^{-1} \hat{v}_t^{n-1} \right) \underline{i} = \underline{u}_t \\ & \underline{i}' \left( \hat{u}_1^{-1} \hat{u}_2^{-1} \dots \hat{u}_n^{-1} \hat{u}_t^n L_s^+ \hat{v}_1^{-1} \hat{v}_2^{-1} \dots \hat{v}_n^{-1} \hat{v}_t^{n-1} \right) = \underline{v}_t' \end{aligned}$$

Así, se obtiene la matriz  $L_t^*$ , que es

$$L_t^* = \hat{r} L_s^+ \hat{s} = \hat{r} A_{s,t} \hat{q}_t \hat{s}$$

El vector  $\underline{r} (\hat{u}_1^{-1} \hat{u}_2^{-1} \dots \hat{u}_n^{-1} \hat{u}_t^n)$ , estaría midiendo un "efecto sustitución" (por ejemplo, cuando  $r_i > 1$  estaría indicando que se utilizan proporcionalmente más artículos producidos por 'i' en todas las industrias). Por su parte  $\underline{s} (= \hat{v}_1^{-1} \hat{v}_2^{-1} \dots \hat{v}_{n-1}^{-1} \hat{v}_t^{n-1})$  reflejarían el "efecto de fabricación": el grado con el cual el sector  $j$  aumenta (si  $s_j > 1$ ) o disminuye (si  $s_j < 1$ ) su consumo de insumos intermedias.

<sup>4/</sup>Para un análisis más detallado, así como prueba de la convergencia del proceso, consultar BACHARACH (1970), Capítulo 4.

Además,  $L^*$  es la matriz que minimiza la distancia <sup>5/</sup>

$$\sum_{i,j \in f} \left[ l_{ij}^* \log (l_{ij}^* / l_{ij}^+) \right]$$

suje to a que  $L_t^* \underline{1} = \underline{u}_t$  y a  $iL_t^* = \underline{v}_t$

donde  $l_{ij}^*$  y  $l_{ij}^+$  son los elementos característicos de  $L^*$  y  $L^+$  y donde  $f$  representa el subconjunto de elementos que son estrictamente positivos en (ambos)  $L^*$  y  $L^+$ .

## 2. UN EXPERIMENTO CON LAS TABLAS ARGENTINAS

Un cuadro actualizado de insumo-producto debería proporcionar una estimación de las relaciones interindustriales recientes. Dado que no sólo resulta importante como herramienta descriptiva, sino también, como un posible dispositivo de proyección, un cuadro actualizado proporciona también un año base más firme. Por ejemplo si se desea pronosticar el nivel de producción para 1980, y se tiene el cuadro I-P para 1970 y estimaciones de  $\underline{u}$  y  $\underline{v}$  para 1975, es posible proceder a actualizar el Cuadro de 1970 o 1975 y, utilizar éste último (y no el de 1970) como base la proyección.

Sin embargo la estimación de  $\underline{u}$  y de  $\underline{v}$  (particularmente de  $\underline{u}$ ) resulta muy difícil en países con sistemas estadísticos relativamente poco desarrollados. Solamente se podrá obtener estimaciones imperfectas, dada la falta de fuentes de información adicionales a los censos<sup>6/</sup>. No se desea sugerir, con esto, que la estimación de  $\underline{u}$  y de  $\underline{v}$ , es más difícil que de la matriz total; pero debe tenerse en cuenta dos aspectos principales. En primer lugar, esos procedimientos de ajuste sólo deberían utilizar luego de haberse obtenido estimaciones relativamente exactas de los marginales tarea que, seguramente, implica llevar a cabo nuevos relevamientos básicos. En segundo lugar, la exactitud de los estimaciones, debe ser evaluada aún cuando se hayan empleado buenas estimaciones de los vectores marginales.

Algunas conclusiones respecto a este último punto surgen del análisis de los resultados del trabajo-que aquí se presenta- de actualizar los cuadros de Argentina, de 1953 a 1963 (Banca Central de la República Argentina-BCRA-1964), utilizando el método RAS.

La primera prueba realizada consistió en comparar el cuadro actualizado con la matriz que se tenía disponible para 1963 (BCRA, 1973). Para realizar la actualización se corrigió el Cuadro de 1953 de coeficientes técnicos, para que reflejase los cambios en los precios relativos (utilizando el método descrito en la nota<sup>2/</sup> al pie de página, mencionada anteriormente), obteniéndose entonces el Cuadro  $L_{53}^+$ . Se usó un cuadro agregado que distinguía a 21 sectores. Los  $\underline{u}_{63}$  y  $\underline{v}_{63}$  utilizados para calcular  $L_{63}^*$  fueron los reales, tomándose directamente de la matriz de 1963 calculada por el BCRA. Esto implica que el ejercicio está libre de errores en los estimaciones de los marginales.

<sup>5/</sup>La función a ser minimizada es, precisamente, el aspecto que diferencia los distintos métodos de actualización o ajuste de matrices.

<sup>6/</sup>Estos problemas existen, también, en países como Inglaterra. Consultar BACHARACH (1970) Pág. 132 - 148 y, también ALLEN y LECOMBER (1975)



El cuadro 1 que se transcribe más abajo, resume el nivel de los errores relativos, esta es:

$$\left[ \left( l_{ij}^{*(63)} - l_{ij}^{(63)} \right) / l_{ij}^{(63)} \right]$$

Como puede observarse, el 61 % de las 441 celdillas (es decir, 271), registran errores mayores del 10 %. Si se agregan las celdas que registran un valor nulo en 1953, pero positivo en 1963, la proporción se eleva a cerca del 70 %. Este nivel de error se registra tanto para las transacciones pequeñas como para las grandes. Puede igualmente apreciarse que los ajustes mejoran la calidad de la información si se tiene en cuenta el error que estaría implícito al utilizarse, directamente, los coeficientes de 1953. Véase para ellos la última columna del Cuadro 1, donde están incluidas las diferencias relativas entre los coeficientes de 1953 - a precios de 1963 - y los coeficientes de 1963.

CUADRO 1.- ERRORES DEL AJUSTE DEL METODO RAS

| ERROR (%)                                  | Tamaño de las transacciones en 1963<br>(millones de pesos) |              |                 |                  |       | error usando coeficiente de 1953 |
|--------------------------------------------|------------------------------------------------------------|--------------|-----------------|------------------|-------|----------------------------------|
|                                            | 100                                                        | 100<br>1.000 | 1.000<br>10.000 | más de<br>10.000 | Total |                                  |
| 5                                          | 2                                                          | 6            | 5               | 5                | 18    | 10                               |
| 5 - 10                                     | 1                                                          | 5            | 4               | 3                | 13    | 4                                |
| 10 - 25                                    | 6                                                          | 16           | 19              | 12               | 53    | 17                               |
| 25 - 50                                    | 5                                                          | 20           | 23              | 10               | 58    | 42                               |
| 50 - 100                                   | 12                                                         | 38           | 27              | 6                | 83    | 88                               |
| Más de 100                                 | 31                                                         | 32           | 14              | -                | 77    | 141                              |
| Celdas con cero en<br>1952 pero no en 1963 | 18                                                         | 14           | 4               | -                | 36    | 36                               |
| Celdas con cero en<br>1963 pero no en 1953 | 24                                                         |              |                 |                  | 24    | 24                               |
| Celdas con cero en<br>ambos casos          | 79                                                         |              |                 |                  | 79    | 79                               |
| total                                      | 178                                                        | 131          | 96              | 36               | 441   | 441                              |

(\*) El Método RAS - Como queda aclarado en nuestra descripción en la primera parte de estas Notas - conserva los ceros de  $L_s^+$

Otra prueba llevada a cabo, fue la de analizar la bondad de la actualización con propósito de proyección. Como se sabe, cuanto más distante es el período de proyección, mayores son los errores. Por lo tanto, como se indicó más arriba, un cuadro actualizado podrá proporcionar una base para una "mejor" proyección. Para tratar de decir algo sobre esta cuestión particular, y dado que sólo existen estimaciones de  $u$  y  $v$ , para 1970- aparte de los años censales - (CONADE-1973), se ha procedido a estimar tres alternativas de vectores de producción para 1970 -Z/ (y indica demanda final).

$$1) \ q_{70,63}^{(1)} = (I - A_{53,63})^{-1} \ Y_{70,63}$$

$$2) \ q_{70,63}^{(2)} = (I - A_{63})^{-1} \ Y_{70,63}$$

$$3) \ q_{70,63}^{(3)} = [I - (L_{63}^* q_{63}^{-1})]^{-1} \ Y_{70,63}$$

Como puede observarse en el Cuadro 2 - donde se muestran la comparación de cada una de esas estimaciones con las cifras actuales de producción para 1970 - el método RAS mejoró la exactitud de la estimación, aún cuando, en los tres casos, el promedio de error es aún elevado. Sin embargo, el procedimiento de actualización lleva el error cerca del caso 2, que, para nuestro propósito, es la comparación que interesa.

Consecuentemente, es posible encontrar, aquí, una situación parecida a la descrita por ROBINSON (1968) en un ejercicio similar, utilizando datos para Inglaterra. El uso del RAS permitió obtener estimaciones de los coeficientes con grandes errores; pero, cuando ellos fueron utilizados para estimar la producción bruta, los errores de los coeficientes se compensaron mutuamente. Esto es, resulta posible que una matriz de  $I - P$  mejore los pronósticos de producción bruta aún cuando sus elementos individuales contengan errores.

Cuadro 2.- ERROR RELATIVO DE ESTIMACION DE PRODUCCION SECTORIAL (%) (\*)

| ERROR %       | 1  | 2  | 3  |
|---------------|----|----|----|
| 0 - 4,9       | 2  | 6  | 7  |
| 5 - 9,9       | 4  | 4  | 4  |
| 10 - 19,9     | 3  | 8  | 6  |
| Promedio (**) | 20 | 11 | 14 |

(\*) Excluidos los sectores Construcción, vivienda, los cuales venden toda su producción a la Demanda Final.

$$(**) \left[ \frac{\sum (q_i^j - q_i^{(efectivo)}) / q_i^{(efectivo)}}{21} \right]^{1/2} \text{ donde } j = 1, 2, 3,$$

$q_i^j$  = estimación del valor de producción del sector  $i$  según la alternativa  $j$

$q_i^{(efectiva)}$  = el valor efectivo de producción del sector  $i$

✓ No se calculó  $[I - (L_{63}^* q_{63})]^{-1} \ Y_{63}$ , como el ajuste fue llevado a cabo con los marginales reales, se habrían obtenido el  $q_{63}$  real.



### 3.- ALGUNAS CONCLUSIONES

De este ejercicio se infiere que el método RAS y, en general los procedimientos matemáticos, deben ser usados muy cuidadosamente, particularmente, cuando se consideran períodos largos y/o cuando han ocurrido importantes cambios tecnológicos, durante el período en cuestión. Sería posible afirmar - dados los resultados de esta primera prueba - que, para períodos largos, no parece recomendable una actualización basada exclusivamente en un ajuste matemático. Es necesario tener en cuenta que la prueba fue llevada a cabo utilizando los marginales efectivos. El uso de estimaciones de u y v, habría generado aún mayores errores.

No se pretende descartar estos métodos sobre la base de este simple ejercicio. Ciertamente, se pueden encontrar situaciones en las cuales hayan funcionado bien, como ocurrió en Bélgica <sup>8/</sup>. Sin embargo, en este caso particular, el período fue más corto y la estructura productiva permaneció estable.

Por otra parte, en países como Argentina - y particularmente, durante el período bajo consideración - ocurrieron ciertos cambios en la estructura industrial que obligan al uso de procedimientos de estimación más detallados. Se requiere para estos casos la estimación directa - por medio de relevamientos - de las transacciones más importantes y/o de aquellas que experimentaron los cambios más significativos; se puede recurrir a los procedimientos matemáticos (como el RAS), para la estimación de las restantes celdas.

Muchas son las razones que pueden explicar que el método RAS (o cualquier otro de ajuste), genere errores de estimación de los valores de ciertas celdas. Obviamente, el nivel de agregación y los cambios en precios relativos - fenómeno muy significativo y bien conocido en Argentina - debe ser agregado a los ya mencionados efectos de cambios continuos y relativamente significativos en las relaciones técnicas que no pueden tenerse en cuenta por aquellas efectos de "sustitución" y de "fabricación". Desde luego, esos problemas tienen mayor importancia en los países menos desarrollados, en los que, los eslabonamientos interindustriales son muy débiles y, consecuentemente, las modificaciones más notorias (aún cuando los relevamientos pueden llevarse a cabo más fácilmente en esos países).

Puede concluirse con unos comentarios de GHOSH (1975); aún cuando ellas estén relacionados principalmente con la cuestión de proyecciones, consideramos que se adaptan a este caso: "La deficiencia en todas las propuestas de este tipo, es la falla de la lógica económica de tener cuidado del carácter altamente desagregado del modelo de insumo-producto y también del balance de sus relaciones . . . los intentos de corregirlo de alguna forma simple y mecánica, en la esperanza de producir un cuadro exacto de realidad futura, requiriendo casi ninguna nueva información, es como desear el poder de un adivinador: producir un cuadro nuevo para el futuro, sin efectuar el trabajo que involucra producir un cuadro nuevo"

---

<sup>8/</sup> Véase BACHARACH (1963)

## BIBLIOGRAFIA

- Allen, R.I.G. and Lecomber, J.R. (1975) 'Some tests on a generalised version of RAS'. En Estimating and Projecting Input - output Coefficients (R.I.G.) Allen and W. Gossling, eds.) Input-Output Publishing Co. Londres.
- Bacharach, M. (1963) Input-output relationships 1954-1966 No. 3 of A programme for Growth Chapman and hall, Londres.
- Bacharach, M. (1970) Biproportional Matrices and Input-output change. Cambridge University Press. Cambridge.
- BCRA (1964) Transacciones intersectoriales de la economía Argentina 1953 (Boletín Estadístico No. 4) Buenos Aires.
- BCRA (1973) Transacciones intersectoriales de la economía Argentina 1963 (Boletín Estadístico No. 2) Buenos Aires.
- Beccoria, L. y Minujin, A. (1977) "La información dinámica en las estadísticas sociales Comentarios que sugiere la experiencia en la Argentina" Desarrollo Económico No. 67.
- CONADE (1973) Modelo Económico Sectorial Dinámico, Buenos Aires.
- Gosh, A. (1975) 'Review of three collections of papers: Allen and Gossling (1975), cited; Gossling, W. (ed) Capital coefficients and dynamic Input-output models, 1975; and Gossling, W. (ed) Input-output and Input-output and throughout. Proceedings of the 1971 Norwich conference, 1975' En Economic Journal Vol 85.
- Henry, E. (1973) 'Relative efficiency of RAS versus least square methods of updating input-output structures as adjudged by application to Irish data' En Economic and Social Review, Vol. 5
- Nijkamp, P. and Paelinck, J. (1974) Some for updating input - output tables Netherland Economic Institute (Foundations of Empirical Economic Research No. 1974/2) Rotterdam.
- Robinson, J.N. (1968) An examination of the RAS method and its application to United Kingdom data University of Reading Discussion paper No. 11 Reading.
- Ten Kate, (1975) 'Estimación del cuadro de insumo-producto de México para 1970 con base en el método RAS' En Investigación Económica Vol. 39



