UN MODELO ECONOMETRICO PARA LA RCA. ARGENTINA
Valor Agregado Sectorial 1950-1979. **

RUBY DANIEL HERNANDEZ *

Introducción

Hasta la década del 70 la construcción de Modelos Econométricos se concentró en los denominados Modelos de Demanda Final. El análisis del ciclo económico, del multiplicador y el efecto de las políticas de estabilización eran suficientes para seguir la evolución de la economía en el corto plazo.

La preeminencia de estos modelos, basados en observaciones trimestrales, se debía al relativo suceso de los mismos en su aplicación a los paises desarrollados. En estos casos el presupuesto básico era que los desajustes económicos se originaban en una incorrecta formación del gasto; a su vez, la actividad productiva (formación del producto) tenía la suficiente flexibilidad de respuesta en término del suministro de bienes y servicios demandados por las diferentes categorías que componen la Demanda Final.
Por el contrario, la utilización de este tipo de modelos en los países en desarrollo enfrentaban y enfrentan un doble tipo de restricción: 1) se manifiestan actividades productivas con problemas de eficiencia que se traducen en una baja productividad sectorial y espacial. Esta situación se torna más aguda debido a la restricción crónica de capitales, escaso desarrollo de la infraestructura, brechas entre la economía interna y externa, desempleo, problemas de migraciones, de capacidad utilizada, inflación, inestabilidad institucional y financiera, etc.

* Profesor del Seminario " Construcción de Modelos Económicos ". Universidad Nacional de La Plata.

** El presente trabajo fué expuesto en la XV Reunión de la Asociación Argentina de Economía Política realizada en la Ciudad de Mar del Plata. (13 al 17 de Noviembre de 1980) y forma parte de un Modelo Nacional y Provincial para la República Argentina del cual la Revista Económica publicó en su Nro. 3 Set-Diciembre de 1980 el estudio denominado " Modelo econométrico del sector externo de la República Argentina".

2) baja calidad y cantidad de los datos necesarios para estimar las ecuaciones del modelo; a su vez la mayoría de los datos existentes son de periodicidad anual y no trimestral como sería deseable.

En este contexto el intento de explicación unilateral de la Demanda Final resulta insuficiente. La formación del producto, el mercado de trabajo, la formación de los precios son, entre otros, aspectos que requieren de una correcta especificación en todo tipo de modelo que se desarrolle con fines explicativos y/o predictivos.

De esta manera, la producción y distribución de los bienes y servicios, así como la retribución a los factores de la producción que determinan los conjuntos interrelacionados de Oferta, Demanda e Ingreso podrán ser analizados en toda su complejidad (los elementos constitutivos de estos tres conjuntos concretan correspondencias múltiples e interdependientes entre los mismos, sujetos a patrones de comportamiento de los agentes económicos y modalidades tecnólogicas, institucionales y legales específicas). El modelo debe abordar, pues, la determinación de las correspondencias citadas. Esta determinación es imperfecta, en particular porque los agentes económicos en su triple condición de productores, perceptores de ingresos y consumidores manifiestan necesidades e intereses diferenciados que dificultan la consecución de un crecimiento armónico en el sistema económico que se constituye con los conjuntos citados. A su vez, otro conjunto que se integra con los anteriores, el financiero, torna aún más crítico el proceso de determinación de las interdependencias.

Durante la década de los 70 los países desarrollados comienzan a padecer procesos inflacionarios agudos, se incrementa el desempleo, se reducen los beneficios sectoriales, surgen restricciones en insumos estratégicos, se registran desbalances en el sector externo, se tornan críticos los problemas del medio ambiente y de calidad de vida, etc.

Frente a los problemas señalados se inicia un replanteo en la construcción de modelos econométricos.

Por un lado, se hace necesario abordar los problemas de formación del producto sectorial y regional; por otro lado, la construcción de modelos que incluyan los problemas del crecimiento, del desarrollo, del ingreso y del comportamiento de la demanda final permitirá analizar la consistencia de las políticas de mediano y corto plazo. Determinado un sendero de crecimiento, las políticas de corto plazo, en especial la fiscal y la monetaria deberán servir de mecanismo de ajuste a fin de concretar dicho sendero.

El desarrollo de un modelo macroeconómico para la República Argentina que comprenda los aspectos de mediano y corto plazo requiere el tratamiento de un tema crucial en la formación del producto. Esto es, la determinación del Valor Agregado sectorial.

Como se sabe esta determinación puede concretarse a través de la estimación de ciertas funciones de producción, como son la Cobb-Douglas, la CES o alguna otra similar. Un procedimiento alternativo es usar la tabla de Insumo-Producto.

En el primer caso el beneficio más directo se da en el terreno de la explicación.

No obstante, los problemas de interpretación de una función de producción macroeconómica la utilización de las funciones antedichas permite una cierta interpretación de las economías de escala, del proceso de sustitución de los factores, de la naturaleza del progreso técnico, de medición de las productividades marginales de los factores, de la capacidad empresarial, etc.

La desventaja que se manifiesta en el uso de dichas funciones es la ausencia de interdependencias entre las mismas.

En el proceso de estimación la mayor restricción se produce por la ausencia relativa de datos pertinentes. En el caso de la variable stock de Capital se carecen de observaciones tanto para dicha variable como para algunas de las variables sustituto. Con respecto a la variable Trabajo se tienen observaciones para el indicador Personal Ocupado por sectores, pero no ocurre lo mismo para el indicador Horas/Hombre por sectores. Este último es más adecuado ya que facilita la evaluación de la participación del trabajo y el análisis de su productividad para un punto cualquiera del ciclo económico. Debido a la vigencia de convenios colectivos, a la naturaleza fija de ciertos trabajos y al costo de contratar y despedir, el número de Personal Ocupado por sectores se mantiene relativamente inalterado y en consecuecia no es el indicador más adecuado.

La otra alternativa para determinar el Valor Agregado sectorial es mediante el uso de la tabla de Insumo-Producto.

Esta segunda alternativa será desarrollada plenamente en el presente trabajo.

El interés en el tratamiento de la tabla de Insumo-Producto se ha acrecentado en los últimos años como consecuencia de los trabajos que liga la tabla de Insumo-Producto con un Modelo Econométrico .

Estas contribuciones comienzan con el modelo de Brookings [1] y se desarrollan en el modelo anual de la Wharton. [2]

En lo que sigue parte de los trabajos se basan en estos desarrollos a fin de evaluar los resultados que se logran de su aplicación a la economía Argentina a la par que servir de base para nuevos estudios e investigaciones.

I - Tabla de Insumo-Producto. Descripción. Transformaciones. Predicciones.

Desde un punto de vista semántico es útil destacar las diferencias entre la **tabla** y el **modelo** de Insumo-Producto.
En el caso de la **tabla** de Transacciones Intersectoriales se trata de una descripción macrocontable contenida en tres matrices: una de ellas, cuadrada, reproduce los flujos intersectoriales (Demanda Intermedia); las otras dos, rectangulares se concentran en la descripción del Ingreso sectorial (Valor Agregado) y de la composición sectorial de las diversas categorías del gasto (Demanda Final) respectivamente.

En este sentido forman parte de un sistema de cuentas que se integra en la Contabilidad Económica y son similares a otras cuentas que forman el Producto y el Ingreso. Una diferencia sustantiva reside en que la tabla describe en detalle los distintos items que componen el Consumo Intermedio.

1 FISHER F. M., KLEIN L.R., SHINKAI Y.: " Price and Output Aggregation in the Brookings Econometric Model " in *The Brookings Quarterly Model of the United States,* Duesenberry J.S. ed., Chicago Rand McNally Co., 1965., pp. 654-679.

2 PRESTON R.S.: *The Warton Annual and Industry Forecasting Model,* Economic Research Unit, University of Pennsylvania, 1972.

3 PRESTON R.S.: "The Warton Long Term Model: Input-Output Within the Context of a Macro Forecasting Model ", IER, Vol. 16, 1975,

En el caso del **modelo** de Insumo-Producto, se trata de la especificación de un sistema lineal de ecuaciones que reflejan las relaciones macrocontables de las principales variables macroeconómicas. En este modelo el presupuesto de proporcionalidad, que se ajusta a las relaciones contables, permite derivar los coeficientes técnicos de los costos de producción. De esta manera se genera otra tabla: la de Requerimientos Directos (A). Además, mediante operaciones matriciales, se deriva la tabla de Requerimientos Directos e Indirectos.
En síntesis, la tabla y el modelo reproducen el fénomeno económico desde la perspectiva de hipótesis contables. De esto se infiere la naturaleza descriptiva del modelo que lo asemeja a la caja negra de los mecanismos cibernéticos. Por lo tanto, el modelo accede a un nivel de explicación de la misma forma que las cajas negras: se requiere incorporarles teorías que las expliquen.

1. Características del Modelo de Insumo-Producto.

La modelización de la tabla de Insumo-Producto explicita las siguientes relaciones algebraicas:

$$x_i = x_{ij} + d_i \qquad (1)$$

donde:

x_i = Producción Bruta de bienes y servicios en el sector i.

x_{ij} = Insumo de bienes y servicios provenientes del sector i necesarios para la producción en el sector j.

d_i = Demanda final de bienes y servicios en el sector i.

La razón $\frac{x_{ij}}{x_i} = a_{ij}$ determina los coeficientes técnicos de producción
Estos conforman la tabla de Requerimientos Directos que describe la proporción de insumos del sector i necesarios para la producción en el sector j. Esta tabla es cuadrada dado que los sectores que producen (j) se igualan a los sectores que distribuyen (i).

Usando la razón $(x_{ij} / x_j = a_j)$ en la ecuación 1, se tiene:

$$x_i = a_{ij}\, x_j + d_i \qquad (2)$$

Expresando la ecuación 2 en forma matricial:

$$X_i = A_{ij} \cdot X_j + D_i \qquad (3)$$

donde:

X_i = Vector columna de Producción Bruta de bienes y servicios en el sector i (i = 1, 2,...,n).

A_{ij}= Matriz de coeficientes técnicos (i = j = 1, 2,...,n).

X_j = Vector columna de Producción Bruta de bienes y servicios en el sector j (j = 1,2,...,n)

D_i = Vector columna de Demanda Final en el sector i (i = 1,2,...n).

$$\therefore \ (I - A) X_i = D_i \qquad (4)$$

ó

$$X_i = (I - A)^{-1} D_i \qquad (5)$$

donde:

$(I - A)^{-1}$ reproduce los impactos directos e indirectos que se traducirán en cambios en el vector X_i como consecuencia de cambios en el vector D_i . Se tiene así la tabla de Requerimientos Directos e Indirectos que facilita el análisis del multiplicador. Para ligar el modelo de Insumo-Producto a un modelo Econométrico se requiere ciertas transformaciones. Estas son:

i) $X_i = B^{-1} Y_j$ (6)

donde:

B = matriz diagonal con ceros fuera de la misma y valores en la diagonal que representan los coeficientes de la relación algebraica $b_j = y_j / x_j$

Y_j = Vector columna del Valor Agregado en el sector j (j = 1, 2,..n).

ii) $D_i = H D_j$ (7)

donde:

H = Matriz rectangular cuyos coeficientes expresan el porcentaje de los flujos de cada sector (i) a cada una de las categorías (j) de la

Demanda Final en términos de sus respectivos totales.

D_j = Vector columna de las categorías de la Demanda Final (j = Consumo Privado, Consumo del Gobierno, Inversión Bruta Interna, Exportaciones, Importaciones).

Esta transformación concreta otra de las relaciones entre las cuentas del Producto e Ingreso y la tabla de Insumo-Producto. Además, expresar la ecuación básica en términos de las categorías de la Demanda Final ofrece la ventaja de la disponibilidad de series de tiempo para las mencionadas categorías.

Mediante la incorporación de las transformaciones, la ecuación básica se convierte en:

$$Y_i = [\, B\,(\, I\text{-}A\,)^{-1}\, H]\quad D_j \qquad (8)$$

Si llamamos C_{ij} a la matriz rectangular $[\, B\,(\, I\text{-}A\,)^{-1}\, H\,]$ tenemos:

$$Y_i = C_{ij}\, D_j \qquad (9)$$

donde:

C_{ij}= matriz rectangular en el que cada coeficiente compuesto (lo forman los coeficientes de B, A, H) se refiere al sector i en términos de cada una de las categorías (j) de Demanda Final.

Esta matriz debe sumar uno por las columnas a fin de preservar la relación $\Sigma\, Y_i \;=\; \Sigma\, D_j$. Esta relación identifica una de las identidades macrocontables (la suma del Valor Agregado sectorial es igual a la suma de las diversas categorías de la Demanda Final).

La Ecuación (9) permite la determinación del valor Agregado sectorial al postmultiplicar la matriz C_{ij} por el vector de Demanda Final D_j . Para que D_j sea endógeno al sistema debe construirse un modelo Econométrico que lo explique.

De esta manera, se liga la tabla de Insumo-Producto con un modelo Econométrico, lográndose un aprovechamiento de los beneficios que ofrecen ambos tipos de modelos.

Los modelos Macroeconométricos basados en las cuentas del Producto y el Ingreso se proponen la explicación y predicción del sistema económico, evaluar su comportamiento histórico, validar o contrastar teorías, etc.

El modelo de Insumo-Producto describe la Demanda Intermedia en detalle y la Demanda Final que se determina en forma exógena. La descripción del fenómeno económico, el análisis del multiplicador, de políticas, predicciones, etc., caracterizan su uso.

Es decir, mientras un modelo Econométrico de Demanda Final explica el comportamiento del Consumo, la Inversión, etc. y deja de lado las relaciones interindustriales, el modelo de Insumo-Producto captura estas relaciones pero no explica la Demanda Final. La ligazón de ambos modelos proporciona más información, dado que la facilitan los pronósticos sectoriales a la par que se desarrollan los efectos de realimentación que relacionan el comportamiento sectorial con la performance del sistema económico.

2. *Transformaciones en la tabla de Insumo-Producto.*

A los efectos de asegurar la consistencia numérica que surge de la relación (9), en la mayoría de los casos deben realizarse transformaciones en la tabla de Insumo-Producto. Así se hizo para la tabla de Insumo-Producto de la Rca. Argentina.

Previamente se tomó la decisión de trabajar con la tabla correspondiente al año 1963[4]. Un estudio anterior, [5] aunque de menor alcance que el actual, reveló que la tabla de 1953 [6] arrojaba buenos resultados durante el período de la muestra: 1950/1969.
No obstante, al ampliarse el período de la muestra: 1950/1979 se estimó conveniente usar la tabla de 1963. Al reflejar una actualización tecnológica, de valor agregado y de demanda final se espera que, cercano a los extremos de la muestra, se reduzcan los desvíos de los valores estimados respecto de los reales.
Además se tomaron decisiones sobre problemas de agregación y de transformaciones formales y de contenido.
El nivel de agregación presenta dos dificultades:

4 Banco Central de la Rca. Argentina: *"Transacciones Intersectoriales de la Economía Argentina".* Año 1963.

5 HERNANDEZ, R.D.: *"Estimation of Sectoral Value Added Equations: Argentina, 1950-1969,* unpublished paper, University of Pennsylvania; 1973.

6 Banco Central de la Rca.Argentina: *"Transacciones Intersectoriales de la Economía Argentina".* Año 1953.

a) Las matrices B,A son cuadradas, en tanto que la matriz H es rectangular. Al construirse la matriz C_{ij} se plantea la conveniencia de mantener una adecuada transmisión entre las matrices mencionadas dado que facilita la eficacia de los análisis que se realizan.
En nuestro caso la matriz H tiene una dimensión de 23 x 5 lo que torna clara la restricción dada por la limitada cantidad de columnas. La proporción no es la mejor en términos de garantizar una correcta transmisión entre las categorías y los componentes sectoriales de la Demanda Final ($D_i = HD_j$).
El número de columnas en la matriz H se mantuvo en cinco. Esto ocurrió porque si bien se redujo a cuatro, por la agregación de las correspondientes a Inversión Bruta Fija y Variación de Existencias y Discrepancia Estadística, se incorporó la columna de Importaciones. La agregación mencionada consolida los datos a través de la nueva columna de Inversión Bruta Interna (se evita el carácter residual y errático de las observaciones generadas para Variación de Existencias y Discrepancia Estadística). La razón para incorporar la columna de Importaciones es la de preservar la identidad macrocontable:

$$\Sigma Y_i = \Sigma D_j.$$

El número de filas de la matriz C_{ij} deberá agregarse a fin de mejorar los mecanismos de transmisión.
b) Existen discrepancias de clasificación que se observan comparando las matrices del Insumo-Producto de los años 1953 y 1963 y las series de tiempo del Producto e Ingreso a precios corrientes y constantes [7] que han seguido la Clasificación Industrial Internacional Uniforme (CIIU) de Actividades Económicas Rev. 1 y Rev. 2 de las Naciones Unidas, respectivamente.

En este caso se decidió consolidar una agregación de 15 sectores que torna compatible la relación entre las tablas y las cuentas de Producto e Ingreso, a la par que elimina el problema de ciertas transferencias intersectoriales que se han producido durante el período de la muestra.
La Matriz C_{ij} es, entonces, de dimensión 15 x 5. Se mejoran de esta manera los mecanismos de transmisión, aunque una mayor agrega-

7 Banco Central de la Rca. Argentina: *Sistema de Cuentas del Producto e Ingreso.* Vol. I y II. Suplementos del año 1979.

ción conspira negativamente para una mejor interpretación de los resultados.

Con respecto a la transformación realizada en el tratamiento de las Importaciones, la misma se concretó eliminando en la matriz original la fila de Importaciones e incorporando en la nueva matriz de Demanda Final la columna de Importaciones.

Esta transformación fué posible porque la tabla de Transacciones Intersectoriales que publica el BCRA es acompañada de otra referida a las Importaciones.

De esta manera, se preparó una nueva tabla discriminando los insumos intermedios y finales nacionales e importados; a lo largo de las respectivas filas se sumaron los subtotales de Importaciones y se asignaron a la columna de Importaciones en el sector correspondiente con signo negativo. Estas transformaciones no implican alterar los coeficientes originales y por el contrario contribuyen a preservar la identidad macrocontable citada.

Los sectores económicos cuya enumeración utilizaremos en adelante, son:

1. Agricultura, caza, silvicultura y pesca.
2. Explotación de minas y canteras.
3. Productos alimenticios, bebidas y tabaco.
4. Textiles, prendas de vestir e industria del cuero.
5. Industria de la madera y productos de la madera, incluido muebles.
6. Fabricación de papel y productos de papel; imprentas y editoriales.
7. Fabricación de sustancias químicas y de productos químicos, derivados del petróleo y del carbón; de caucho y plástico.
8. Fabricación de productos minerales no metálicos, exceptuando los derivados del petróleo y del carbón.
9. Industrias metálicas básicas; fabricación de productos metálicos; maquinaria y equipo.
10. Otras industrias manufactureras.
11. Electricidad, gas y agua.
12. Construcción.

13. Comercio al por mayor y al por menor; restaurantes y hoteles.
14. Transporte, almacenamiento y comunicaciones.
15. Establecimientos financieros, seguros y bienes inmuebles; servicios comunales, sociales y personales.

Asimismo las categorías de Demanda Final son:

1. Consumo privado.
2. Consumo del gobierno general.
3. Inversión Bruta Interna.
4. Exportaciones.
5. Importaciones.

Otra transformación realizada fué la conversión de precios de comprador a precios de productor en la matriz de Insumo-Producto. Esto implica un cambio de contenido más que formal (se tienen nuevos coeficientes técnicos).

3. Conversión de precios en la tabla de Insumo-Producto.

La relación básica para determinar el Valor Agregado sectorial es, como ya hemos visto, la que se concreta en la ecuación (9).

$$Y_i = C_{ij} D_j$$

La información contenida en la matriz rectangular C_{ij} se basa en la tabla de Insumo-Producto del año 1963 que ha sido evaluada a **precios de comprador**. Este precio se define como el que paga el consumidor en destino; para su determinación se incorporan a los precios de productor los margenes de comercio y de transporte que son imputables a los consumidores.

Por el contrario, la información contenida en los vectores Y y D se evalua a **precios de productor**. Este precio se define como el que paga el consumidor en las puertas del establecimiento de los productores.

La estimación de la ecuación (9) enfrenta, entonces, inconsistencias provocadas por la mezcla de precios. Las magnitudes en valores monetarios y los coeficientes de las tres matrices (A, B, H) diferirán según el precio que se utilice en la evaluación.

Este problema sugirió el desarrollo de un procedimiento destinado a eliminar las discrepancias estadísticas.

El procedimiento de conversión de precios (de comprador a productor) parte del presupuesto que los coeficientes técnicos de la matriz A son los mismos tanto para la tabla a precios de productor cocomo para la evaluada a precios de comprador.

De esta manera los diferentes coeficientes técnicos derivados serán el resultado de la aplicación de ambos tipos de precios.

El hecho de que las transacciones efectivamente realizadas en cantidades físicas corresponden al mismo año y que su evaluación en términos monetarios (precios de comprador) constituye una estimación hace que el presupuesto de invariancia en los coeficientes técnicos en cantidades físicas, no sea muy significativo.

El procedimiento de conversión de precios produce una transformación exacta, de precios de comprador a precios de productor.
Para ello postulamos la siguiente relación:

$$a^1_{ij} = a^2_{ij} \frac{C_i}{C_j} \tag{10}$$

donde:

a^1_{ij} = coeficientes técnicos de la matriz A^1 a precios de productor.

a^2_{ij} = coeficientes técnicos de la matriz A^2 a precios de comprador.

$\frac{C_i}{C_j}$ = Indice de conversión de precios donde $C_{i\ (j)} = \frac{P^1_{i\ (j)}}{P^2_{i\ (j)}}$

$P^1_{i\ (j)}$; $P^2_{i\ (j)}$ = Precios de productor (1) y de comprador (2) sectoriales.

Si se carece de ambos tipos de precios, la relación para $C_{i(j)}$ también se cumple mediante:

$$C_{i\ (j)} = \frac{X^1_{i\ (j)}}{X^2_{i\ (j)}}$$

donde:

$X^1_{i\ (j)}$; $X^2_{i\ (j)}$ = Producción Bruta sectorial a precios de productor (1) y a precios de comprador (2) respectivamente.

Para probar la relación propuesta en la ecuación 9 usaremos las definiciones de los coeficientes técnicos valorizados con ambos tipos de precios.

$$a^1_{ij} = a_{ij} \frac{P^1_i}{P^1_j} \tag{11}$$

$$a^2_{ij} = a_{ij} \frac{P^2_i}{P^2_j} \tag{12}$$

donde:

a_{ij} = coeficientes técnicos de la Matriz A (cantidades físicas).

Sustituyendo (12) en (10) se tiene:

$$a^1_{ij} = a_{ij} \frac{P^2_i}{P^2_j} \frac{C_i}{C_j}$$

ó sea:

$$a^1_{ij} = a_{ij} \frac{P^2_i}{P^2_j} \frac{P^1_i / P^2_i}{P^1_j / P^2_j}$$

$$\therefore \qquad a^1_{ij} = a_{ij} \frac{P^1_j}{P^1_j}$$

Por lo tanto, podemos expresar a^1_{ij} en términos de a^2_{ij} y el indice de conversión C_i / C_j.

En forma similar se muestra que el vector de Demanda Final sectorial a precios de comprador se transforma a precios de productor:

$$D^1_i = C_i D^2_i \tag{13}$$

donde:

C_i = matriz diagonal con ceros fuera de la diagonal y los valores de C_i en la misma.

Se define:

$$D_i^1 = D_i \; P_i^1 \tag{14}$$

$$D_i^2 = D_i \; P_i^2 \tag{15}$$

donde:

D_i = Vector de demanda final sectorial en cantidades físicas.

Sustituyendo (15) en (13) se tiene:

$$D_i^1 = C_i \; D_i \; P_i^2$$

ó sea:

$$D_i^1 = \frac{P_i^1}{P_i^2} \; D_i \; P_i^2$$

$$\therefore \qquad D_i^1 = D_i \; P_i^1$$

Una relación similar se establece (en este caso deben estimarse y usarse los precios de la Demanda Final) al determinar los valores de D_j a precios de productor. También este procedimiento se usa para determinar el Valor Agregado sectorial a precios de productor.

Mediante el procedimiento expuesto se transformó la matriz de Insumo-Producto de precios de comprador a precios de productor. Para ello y a fin de eliminar las dicrepancias estadísticas se utilizaron las series de tiempo a precios de productor correspondientes a la Producción Bruta sectorial, el Valor Agregado sectorial y las categorías de Demanda Final. Las observaciones que se tomaron corresponden, por supuesto, al año 1963.

4. Estimación de la tabla de Insumo-Producto para el período 1950/1979. Predicciones.

Para el período de la muestra se tienen observaciones anuales para los vectores Y y D; en cambio la matriz de Insumo-Producto solo se halla disponible para el año 1963.

El problema que se presenta es, por lo tanto, estimar la matriz C_{ij} para todo el período de la muestra: 1950/1979.

Una alternativa es estimar individualmente las matrices B, A, H, que conforman la matriz C_{ij}.

En este caso encontramos en las series del Producto e Ingreso del BCRA información sustantiva, aunque no en cantidad suficiente. La determinación de la matriz B no presenta problemas ya que se dispone de series de tiempo sobre Producción Bruta y Valor Agregado sectoriales que satisfacen la relación $b_j = y_i / X_j$.

En el caso de la matriz A es posible estimarla mediante el denominado procedimiento iterativo RAS. El problema es que de los dos vectores que apoyan el proceso iterativo se dispone información sobre uno: el vector suma del Consumo Intermedio sectorial, pero no sobre el otro: el vector suma de la Demanda Intermedia Sectorial. Producir la información para este vector no solo es difícil por la ausencia de datos básicos, sino que la estimación, para todos los años de la muestra, resultraría muy imprecisa.

Respecto de la matriz H, la relación $D_{it} = H_{ij} D_{jt}$ podría estimarse estocásticamente mediante:

$$D_{it} = H_{ij} D_{jt} + u_{it} \tag{16}$$

donde:

u_{it} = variable aleatoria (i = 1, 2,..., 15; t = 1950,..., 1979).

Los coeficientes resultantes de la estimación constituyen un tipo de promedio y cuandoel período es suficientemente largo y caracterizado por profundos cambios, los desvios respecto de los valores actuales pueden resultar significativos. A esto se agrega que el vector D_i no se halla disponible y debe estimarse. La imprecisión en su determinación contribuiría a aumentar los errores del proceso estocástico. Debe destacarse que en los casos en que esta estimación fué llevada a cabo aparecieron sesgos de multicolinealidad.

La otra alternativa es la estimación directa de la matriz C_{ij}. Una forma de abordar el problema sería la estimación estocástica de la relación $Y_i = C_{ij} D_j$ pero fué desechada por las razones que comentaremos más adelante.

La otra forma es generar la matriz C_{ij} para todos los años del período de la muestra mediante la aplicación de un procedimiento iterativo muy similar al RAS[8]. Este procedimiento se beneficia de la condición de que la matriz C_{ij} debe sumar uno por las columnas a fin de mantener la identidad macrocontable $\Sigma_i Y_i = \Sigma_j D_j$.

Las operaciones que se realizan son, en primer término, modificar los coeficientes de la matriz C_{ij} multiplicando cada uno de ellos por los correspondientes precios relativos del año que se estima.

A continuación se postmultiplica esta matriz corregida por el vector de Demanda Final del mencionado año. De esta forma se tiene un estimado del Valor Agregado sectorial. Mediante la razón del Valor Agregado actual y el calculado se tiene un índice que multiplica, por filas, cada uno de los coeficientes de la matriz C_{ij}; los nuevos coeficientes se corrigen para que sumen uno por las columnas. La nueva matriz se postmultiplica por el vector de Demanda Final, procedimiento que se repite hasta que la diferencia entre las dos últimas matrices sea mínima.

En otros términos, para un año cualesquiera del período de la muestra se desarrolla:

$$P_{it}^{-1} \overset{o}{C}_{ij} P_{jt} = C_{ij}^{o(1)} \qquad (17)$$

donde:

P_{ij}^{-1} = matriz inversa diagonal de los Precios Implicitos de la Oferta en el año t.

P_{jt} = matriz diagonal de los Precios Implicitos de la Demanda Final.

$\overset{o}{C}_{ij}$ = matriz rectangular (15 x 5) correspondiente al año 1963 (o).

Luego:

$$\overline{Y}_{it} = C_{ij}^{o\,(1)} D_{jt} \qquad (18)$$

8 KRESGE D.T.: "Price and Output Conversión: A Modified Approach" in the *The Brookings Model: Some Further Results,* by DUESENBERRY J.S., FROMM G., KLEIN L.R., KUH E., Rand Mc. Nally, London, 1969.

donde:

$\bar{Y}_{it}$ = Vector columna, estimación del Valor Agregado sectorial (i), en el año t.

D_{jt} = Vector columna de las categorías (j) de la Demanda Final en el año t.

La razón entre los Valores Agregados actuales y calculados arroja el siguiente índice:

$$a_{it} = \frac{Y_{it}}{\bar{Y}_{it}} \tag{19}$$

A continuación se corrigen los coeficientes de la matriz $C_{ij}^{(1)}$:

$$C_{ij}^{o(1)^{+}} = a_{it}\, C_{ij}^{o(1)} \tag{20}$$

$$C_{ij}^{o(1)^{++}} = \frac{a_{it}\, C_{ij}^{o(1)^{+}}}{\Sigma a_{it}\, C_{ij}^{o(1)+}} \tag{21}$$

La ecuación (21) satisface la condición de que las columnas de C_{ij} sumen uno.

Ahora se comparan las matrices C_{ij}^{o} y $C_{ij}^{o(1)^{++}}$ mediante un test que asegure que la diferencia entre cada uno de los respectivos coeficientes de dichas matrices sea mínima:

$$\epsilon_{ij} = [\, C_{ij}^{o} - C_{ij}^{o(1)^{++}} \,] \longrightarrow \text{Mínimo} \tag{22}$$

Si el test no es satisfecho se reinician las operaciones a partir de la ecuación (18) pero utilizando la matriz $C_{ij}^{o(1)++}$. Las iteraciones continúan hasta superar las restricciones del test.

De esta forma hemos estimado las matrices C_{ijt} para el período de la muestra.

Los resultados son más que satisfactorios ya que no obstante la severidad del test (ϵ = .00001) los valores de a_i son prácticamente iguales a uno en todos los casos lo que señala la virtual identidad entre los valores actuales y los calculados. Además las matrices anuales se han determinado recurriendo a 10 ó 12 iteraciones en cada año. (Tabla I)

TABLA I

Valores de a_{it} para años seleccionados del período de la muestra: 1950/1979.

Sectores de actividad económica	a_{it}						
	1950	1955	1960	1966	1970	1975	1979
1	1.000049	1.000096	1.000009	1.000000	1.000006	1.000010	1.000007
2	1.000054	1.000110	0.999997	1.000008	0.999991	0.999996	0.999998
3	1.000050	1.000095	1.000009	1.000000	0.999991	1.000011	1.000008
4	1.000050	1.000095	1.000008	1.000000	1.000024	1.000011	1.000007
5	1.000064	1.000127	0.999988	1.000017	0.999989	0.000084	0.999988
6	1.000067	1.000091	1.000006	0.999999	0.999995	1.000010	1.000009
7	1.000049	1.000097	1.000005	1.000002	1.000047	1.000006	1.000005
8	1.000079	1.000152	0.999979	1.000031	1.000047	0.999966	0.999977
9	1.000074	1.000142	0.999984	1.000024	1.000035	0.999975	0.999981
10	1.000051	1.000100	1.000003	1.000003	0.999997	1.000005	1.000004
11	1.000050	1.000098	1.000000	1.000003	0.999995	1.000006	1.000005
12	1.000097	1.000175	0.999971	1.000045	1.000068	0.999952	0.999969
13	1.000050	1.000099	1.000009	1.000001	0.999993	1.000007	1.000006
14	1.000051	1.000100	1.000004	1.000003	0.999997	1.000005	1.000004
15	1.000048	1.000091	0.999993	0.999998	0.999988	1.000013	1.000010

Hemos constado la bondad predictiva de la matriz C_{ij} a través de un simple ejercicio para los años 1978 y 1979, suponiendo constante la matriz C_{ij} de 1977. Al postmultiplicar C_{ij}^{77} por los vectores de Demanda Final correspondientes a los años 1978 y 1979 los valores calculados de Y_i presentaron desvios insignificantes respecto de los valores actuales.

Por lo tanto, si modelizamos la Demanda Final y sus predicciones se vuelcan en el vector columna D_j se está en condiciones de obtener estimados del Valor Agregado sectorial, de alta confiabilidad. Además, dadas las conexiones del Valor Agregado sectorial con el mercado de trabajo y los precios implícitos, la modelización de éstos facilitará las predicciones sobre el empleo, el desempleo y la inflación.

Los modelos econométricos que se construyan son cruciales para la correcta utilización de C_{ijt}. Asimismo esto permitirá incorporar y evaluar las políticas económicas de largo y corto plazo.

II - Evidencia econométrica

La finalidad de este capítulo es evaluar el nivel explicativo alcanzado por las diferentes especificaciones que conducen a determinar el Valor Agregado sectorial, a la par que mostrar los resultados obtenidos para la economía Argentina.

1. Determinación del Valor Agregado sectorial mediante Modelos de Regresión simples.

En el caso de no disponer de una tabla de Insumo-Producto la forma más sencilla de determinar el Valor Agregado sectorial es mediante la especificación de ecuaciones que reproducen aproximadamente las relaciones contenidas en la tabla. En este sentido:

i) $$Y_{it} = \alpha_{oi} + \alpha_{1i} X_{it} + \alpha_{2i} t + u_{it} \qquad (1)$$

La ecuación refleja la relación $Y_i = BX_i$; en esta ecuación se pueden agregar como variables explicativas la Producción Bruta de los sectores que en la realidad se eslabonen visiblemente para determinar Y_i . La variable de tendencia t intenta captar los cambios técnicos en tanto que u es la variable aleatoria.

ii) $$Y_{it} = \beta_{oi} + \beta_{1i} D_{jt} + \beta_{2i} t + u_{it} \qquad (2)$$

En este caso se especifican otras transformaciones de las relaciones contenidas en la tabla: $Y_i = C_{ij} D_j$; en la ecuación 2 se especifica el total de D_j ó bien categorías que la componen como Consumo, Inversiones, etc.. Si se usa el vector D_j lo que se obtiene es la matriz C_{ij}. En este caso se deben realizar ajustes por iteración a consecuencia de la restricción de suma uno en las columnas de la matriz. La estimación econométrica de esta ecuación ha mostrado sesgos de multicolinealidad.

En el caso de disponerse de una matriz de Insumo-Producto se toma como base la relación $Y_i = C_{ij} D_j$.

Bajo el supuesto de que C_{ij} es constante durante el período de la muestra su postmultiplicación por cada uno de los vectores D_{jt} producirá Valores Agregados sectoriales que se desviarán de los valores actuales.

De esta manera se construye un índice (θ) que expresa los desvios entre los valores actuales (Y_i) y los valores calculados ($\overline{Y}_i$):

$$\theta_{it} = \frac{Y_{it}}{\overline{Y}_{it}} \qquad (3)$$

Estos desvios se modelizan mediante las siguientes alternativas:

iii) $$Y_{it} = \overline{Y}_{it} + u_{it} \qquad (4)$$

En esta ecuación se parte del supuesto de que todos los factores que alteran la razón θ_{it} son los mismos que alteran los coeficientes de las matrices B,A,H. En este caso la variable aleatoria debe responder a la propiedad $\Sigma\ u_{it} = 0$ (la suma de las columnas de C_{ij} deben ser iguales a uno).

La solución para evaluar el cambio en los coeficientes se obtiene modelando los residuos a través de un proceso autorregresivo que tiene en cuenta los desvios sectoriales entre los valores agregados actuales y calculados. Entonces:

$$u_{it} = f(u_{it-1}, t) + e_{it} \qquad (5)$$

ó bien: $$u_{it} = f(u_{it-1}, u_{it-2}, t) + e_{it} \quad (6)$$

El término de corrección se adiciona a los valores calculados de Y_{it} a fin de pronosticar los Valores Agregados reales.

La desventaja de esta especificación es su naturaleza mecánica dado que sintetiza una variedad de factores que alteran en diferentes formas el sistema interdependiente analizado.

iv) $$Y_{it} = \delta_0 + \delta_{1i} \overline{Y}_{it} + \delta_{2i} (Y_i - \overline{Y}_i)_{t-1} + u_{it} \quad (7)$$

En este caso se evaluan las diferencias $(Y_i - \overline{Y}_i)$ a través de un rezago simple. De nuevo la desventaja es la presencia de un mero mecanismo.

En todas las alternativas desarrolladas se parte de hipótesis de bajo nivel (surgen de las mismas relaciones macrocontables contenidas en la tabla de Insumo-Producto; o bien modelando los residuos sectoriales o la diferencia entre los valores actuales y calculados). En definitiva, estos modelos, por la simplicidad de las hipótesis, son básicamente descriptivos.

Por lo tanto, en lo que sigue, se profundizá en el nivel explicativo de las relaciones contenidas en la tabla de Insumo-Producto.

2. Determinación del Valor Agregado sectorial mediante un Modelo de Regresión Conjunta.

En este caso es necesario disponer de la matriz C_{ij} para cada año del período de la muestra.

Una adecuada descomposición de las operaciones en la ecuación $Y_{it} = C_{ij} D_{jt}$ permitirá obtener el Valor Agregado sectorial (Y_{ijt}) en término de cada una de las categorías de la Demanda Final. La construcción de las series en la forma indicada, así como el doble tipo de información que se requiere (temporal y transversal) es una consecuencia del Modelo de Regresión Conjunta que se plantea.

La racionalidad de este modelo fué expuesta por Hickman y Lau [9] en el contexto del proyecto LINK para evaluar el comportamien-

9 HICKMAN B.G., LAU L.J.: "Elasticities of substitution and Exports Demands in a World Trade Model", Paper Nro. 4. Project LINK, *Working Paper Series,* University of Pennsylvania, 1972.

to del sector externo. Posteriormente Preston[10] lo aplicó a la economía americana.

En el Apéndice se desarrollan las relaciones fundamentales que conducen a la ecuación:

$$[(c_{ij}\, d_j) - (c^{o}_{ij}\, d_j)] = - [(\sigma_j\, \beta_{ij}) (c^{o}_{ij}\, d^{o}_j)] - (\sigma_j\, a_{ij})$$

$$[(c^{o}_{ij}\, d^{o}_j) (t)] - [\sigma_j (1 - \delta_j)] [(c^{o}_{ij}\, d^{o}_j) (P^{y}_i - P^{d}_j) /100]$$

$$+ \ (\delta_j) [(c_{ij}\, d_j) - (c^{o}_{ij}\, d_j)]_{-1} \qquad (10)$$

donde:

$c_{ij}\, d_j = y_{ij}$ = Valor Agregado sectorial (i) en término de cada una de las categorías (j) de la Demanda Final.

$c^{o}_{ij} d_j = y^{o}_{ij}$ = Similar al anterior excepto que C^{o}_{ij} corresponde al año base.

d_j = magnitudes que corresponden a cada una de las categorías de la Demanda Final.

d^{o}_j = igual que el anterior pero referido al año base.

t = variable de tendencia que refleja cambios en los gustos o en las técnicas.

P^{y}_i = Precios Implicitos sectoriales de la Oferta.

P^{d}_j = Precios Implicitos de cada una de las categorías de la Demanda Final.

σ_j = coeficientes de largo plazo de la Elasticidad de Sustitución entre el Valor Agregado de dos industrias cualesquiera en términos de cada una de las categorías de la Demanda Final.

β_{ij} = coeficiente de posición que resulta de especificar en el modelo un proceso de expectativas que responde a la hipótesis de adaptación de expectativas.

a_{ij} = coeficiente de tendencia que expresa cambios en los gustos ó en las técnicas.

δ_j = coeficiente de corto plazo de adaptación de expectativas $0 < \delta_j \leqslant 1$.

10 PRESTON, R. S.: "The Wharton Long Term Model: In put-Output within the Context of a Macro Forecasting Model", IER, Vol. 16, 1975.

$(\sigma_j \beta_{ij})(c^o_{ij} d^o_j)$	=	coeficiente de posición.
$\sigma_j (1 - \delta_j)$	=	coeficiente de corto plazo de Elasticidad de Sustitución de los insumos inducidos por cambios en los precios.
$(\sigma_j a_{ij})$	=	coeficiente de largo plazo de tendencia que refleja cambios en los gustos o en las técnicas.

Desde el punto de vista **teórico** cabe señalar que este modelo parte de un Indice de Cantidades (para cada categoría de la Demanda Final) que se interpreta en términos de una función CES y bajo el supuesto de producir a costo mínimo genera las funciones de Valor Agregado sectorial (Y_{ij}) en términos de cada una de las categorías de la Demanda Final.

El poder explicativo se expresa en la ecuación a través de la variable Precios que induce a la sustitución de insumos y por el cambio técnico. A esto se agrega la incorporación de la hipótesis de adaptación de expectativas que, a su vez, confiere al modelo un caracter dinámico.

El coeficiente de adaptación de expectativas (δ_j) debe mostrar signo positivo y ubicarse entre cero y uno.

El coeficiente de corto plazo de Elasticidad de Sustitución (σ_j) $(1 - \delta_j)$ requiere resultados que arrojen signo negativo. La estimación se espera sea significativa para los bienes de Consumo, en tanto que para los de Inversión es probable que no ocurra lo mismo (en especial los que se relacionan con el sector manufacturero). La mayor inflexibilidad en la sustitución de insumos, via precios, se debe a que en ciertos casos es imposible sustituir los insumos por razones técnicas. La sustitución es menos sensible a cambios en los precios.

Las restantes categorías de la Demanda Final (Consumo del gobierno general, Exportaciones, Importaciones) se espera se conporten más en línea con el Consumo Privado.

El coeficiente de largo plazo de tendencia $(\sigma_j a_{ij})$ que expresa cambios en los gustos ó en la técnica, da una idea de la dirección en que se mueven los índices de cantidades (d_j), independientemente de la sustitución de Insumos, via precios.

En este caso, el signo negativo refleja una participación declinante del sector (i) como productor de insumos para cada una de las categorías de la Demanda Final; el signo positivo, por el contrario, refleja una participación creciente.

Desde el punto de vista **estadistico**, el ajuste de la ecuación (10) implica un modelo de Regresión Conjunta (comprende series de tiempo y transversales). Se requieren series de tiempo para cada uno de los sectores.

En este modelo se especifican los supuestos y condiciones que siguen:

i) los coeficientes de largo plazo (σ_j) de Elasticidad de Sustitución no varian de sector a sector. Lo mismo ocurre con el coeficiente de corto plazo de adaptación de expectativas (δ_j).

ii) El proceso de estimación debe garantizar la restricción de que la suma de los coeficientes de posición y de tendencia para cada sector deben sumar cero respectivamente. Esto asegura la identidad contable $\Sigma y_{ij} = d_j$ (j: 1, 2,...,5).

iii) Para cada una de las cinco categorías de Demanda Final se tendrá una estimación del Valor Agregado sectorial (y_{ij}); al tratarse de una regresión conjunta deben estimarse 15 coeficientes de posición de sector a sector. Otros dos deben estimarse: el coeficiente de corto plazo de Elasticidad de Sustitución y el coeficiente de adaptación de expectativas. En definitiva, para cada una de las cinco ecuaciones deben estimarse 32 coeficientes.

iv) Para mantener la relación $\Sigma\ y_{ij} = d_j$ se suprimen de la estimación dos coeficientes: uno de posición y el otro de tendencia. Se tiene entonces una regresión conjunta restringida que estima 30 coeficientes asociados a la misma cantidad de variables independientes.

Desde el punto de vista de la **información económica** que se requiere para estimar el modelo no se presentaron problemas.

Las matrices C_{ijt} habían sido ya estimadas para el período 1950-1979. En el caso de los vectores de Valor Agregado sectorial y categorias de la Demanda Final se contaba con las respectivas series a precios de mercado (con estos precios se eliminan discrepancias estadísticas dado que las categorías de la Demanda Final no se hallan estimadas a costo de factores por el BCRA). Asimismo las series se hallan expresadas a precios constantes (año base: 1960).

Las series de tiempo de los Precios Implicitos sectoriales (P^{v}_{i}), como las anteriores, también las teniamos disponibles en el Banco de Datos del Modelo Econométrico de la República Argentina.

En cuanto a los Precios Implicitos de la Demanda Final (P^{d}_{j}) si bien se dispone de series de tiempo para cada una de las categorías, fueron estimados, en virtud de los requerimientos del modelo, mediante la siguiente relación:

$$P^{d}_{j} = \Sigma c_{ij} P^{v}_{i} \qquad (11)$$

Los resultados obtenidos para la economía Argentina se detallan en los cuadros siguientes:

A. Valor Agregado Sectorial en terminos del consumo privado

Sector	Coeficientes	Valores	T	SE
1		- 87.754	- 0.657	133.45
2		83.309	0.678	122.82
3		19.359	0.157	122.68
4		- 61.655	- 0.494	124.60
5		2.853	0.023	122.51
6	$(\sigma_j \ \beta_{ij})(c^{\circ}_{ij} \ d^{\circ}_j)$	66.776	0.544	122.57
7		- 209.989	- 1.686	124.49
8		19.248	0.157	122.52
9		- 174.767	- 1.383	126.37
10		- 33.255	- 0.271	122.57
11		- 12.117	- 0.098	123.18
13		- 5.472	- 0.040	134.15
14		197.915	1.578	125.39
1		11.449	1.08	10.51
2		- 10.492	- 1.24	8.47
3		- 2.997	- 0.35	8.43
4		6.401	0.72	8.86
5		- 0.565	- 0.07	8.39
6	$(\sigma_j \ a_{ij})$	- 7.671	- 0.91	8.40
7		25.359	2.88	8.80
8		- 2.358	- 0.28	8.40
9		21.369	2.31	9.23
10		3.160	0.37	8.40
11		1.100	0.12	8.55
13		8.154	0.75	10.86
14		- 24.223	- 2.69	9.01
..	$\sigma_j(1 - \delta_j)$	0.2378	9.20	0.02
..	δ_j	1.4267	41.20	0.03
SUMA		- 195.548	28.70	

VARIANZA	:	76800.73
DESVIO STANDARD	:	277.13
R^2 (ajustado por grados de libertad).	:	0.97
$F_{27,238}$	:	388.10

B. Valor agregado sectorial en terminos del consumo del gobierno general

Sector	Coeficientes	Valores	T	SE
1		1.299	0.13	9.10
2		3.296	0.33	9.89
3		- 0.389	- 0.03	9.82
4		0.622	0.06	9.89
5		0.089	0.01	9.82
6	$(\sigma_j \ \beta_{ij})\ (c^o_{ij} \ d^o_j)$	5.019	0.51	9.82
7		- 20.880	- 2.10	9.92
8		1.180	0.12	9.82
9		- 13.568	- 1.37	9.91
10		- 2.789	- 0.28	9.82
11		- 15.334	- 1.46	10.50
13		3.923	0.36	10.70
14		5.081	0.51	9.98
1		- 0.062	- 0.08	0.71
2		- 0.405	- 0.59	0.69
3		0.075	0.11	0.67
4		- 0.055	- 0.08	0.69
5		- 0.012	- 0.02	0.67
6	$(\sigma_j \ a_{ij})$	- 0.522	- 0.77	0.67
7		2.624	3.77	0.69
8		- 0.130	- 0.19	0.67
9		1.732	2.49	0.69
10		0.308	0.45	0.67
11		1.858	2.25	0.82
13		- 0.079	- 0.09	0.86
14		- 0.585	- 0.83	0.70
..	$\sigma_j (1 - \delta_j)$	0.306	11.18	0.02
..	δ_j	1.309	18.21	0.07
SUMA		- 32.45	4.75	

VARIANZA	:	493.47
DESVIO STANDARD	:	22.21
R^2 (ajustado por grados de libertad)	:	0.94
$F_{27,238}$	:	155.78

C. Valor agregado sectorial en terminos de la Inversión Bruta Interna

Sector	Coeficientes	Valores	T	SE
1		- 4.805	- 0.09	48.66
2		28.551	0.59	48.32
3		- 0.353	- 0.01	48.22
4		2.865	0.05	48.25
5		- 1.187	- 0.02	48.26
6		5.977	0.12	48.22
7	$(\sigma_j \beta_{ij})\ (c^{o}_{ij}\ d^{o}_{j})$	- 19.278	- 0.40	48.27
8		67.616	1.40	48.24
9		-117.397	- 2.18	53.68
10		- 12.631	- 0.26	48.26
11		- 4.850	- 0.10	48.24
12		- 8.323	- 0.16	53.03
13		94.283	1.83	51.37
14		- 16.566	- 0.34	48.83
1		0.485	0.14	3.40
2		- 3.376	- 1.01	3.33
3		0.037	0.01	3.30
4		- 0.373	- 0.11	3.31
5		- 0.020	- 0.01	3.31
6		- 0.666	- 0.20	3.30
7	$(\sigma_j\ a_{ij})$	2.289	0.69	3.31
8		- 7.905	- 2.38	3.31
9		14.375	3.25	4.41
10		1.393	0.42	3.31
11		0.556	0.17	3.31
12		0.461	0.10	4.37
13		- 10.606	- 2.66	3.49
14		1.964	0.57	3.43
..	$\sigma_j\ (1 - \delta_j)$	0.063	2.13	0.03
..	δ_j	1.357	30.71	0.04
SUMA		13.900	- 1.38	

VARIANZA	:	11836.96
DESVIO STANDARD	:	108.80
R^2 (ajustado por grados de libertad)	:	0.93
$F_{29.255}$	:	132.99

D. Valor Agregado sectorial en terminos de las exportaciones.

Sector	Coeficientes	Valores	T	SE
1		- 10.387	- 0.56	18.45
2		11.712	0.69	16.87
3		11.159	0.66	16.88
4		- 6.749	- 0.40	16.87
5		0.338	0.02	16.84
6	$(\sigma_j \beta_{ij})(c^o_{ij} d^o_i)$	7.174	0.42	16.85
7		- 14.423	- 0.85	17.03
8		1.240	0.07	16.84
9		- 5.043	- 0.29	16.94
10		- 0.105	- 0.01	16.84
11		2.777	0.16	16.89
13		- 66.289	- 3.55	16.66
14		47.989	2.80	17.11
1		0.917	0.63	1.45
2		- 1.582	- 1.36	1.16
3		- 1.707	- 1.47	1.16
4		0.710	0.61	1.16
5		- 0.061	- 0.05	1.15
6	$(\sigma_j a_{ij})$	- 0.883	- 0.76	1.15
7		1.541	1.30	1.19
8		- 0.165	- 0.14	1.15
9		0.473	0.40	1.17
10		- 0.042	- 0.03	1.15
11		- 0.475	- 0.40	1.16
13		10.535	6.89	1.52
14		- 6.235	- 5.14	1.21
. .	$\sigma_j (1 - \delta_j)$	0.295	10.38	0.03
. .	δ_j	1.682	41.87	0.04
SUMA		- 20.600	3.03	

VARIANZA	:	1451.34
DESVIO STANDARD	:	38.10
R^2 (ajustado por grados de libertad)	:	0.98
$F_{27,238}$	:	835.53

E. Valor Agregado sectorial en terminos de las importaciones.

Sector	Coeficientes	Valores	T	SE
1		1.672	0.10	16.08
2		- 17.350	- 1.09	15.97
3		0.166	0.01	15.72
4		- 3.442	- 0.22	15.80
5		0.083	0.01	15.73
6	$(\sigma_j \beta_{ij})$ $(c^o_{ij}$ $d^o_i)$	- 9.929	- 0.63	15.73
7		11.995	0.82	15.80
8		- 3.460	- 0.22	15.72
9		27.457	1.57	17.48
10		6.231	0.40	15.74
11		2.030	0.13	15.74
13		- 39.230	- 2.29	17.13
14		9.742	0.60	16.28
1		0.004	0.01	1.15
2		1.823	1.60	1.14
3		- 0.014	- 0.01	1.08
4		0.516	0.47	1.09
5		0.032	0.03	1.08
6	$(\sigma_j a_{ij})$	1.104	1.02	1.08
7		- 1.498	- 1.37	1.09
8		0.391	0.36	1.08
9		- 3.496	- 2.43	1.43
10		- 0.682	- 0.63	1.08
11		- 0.281	- 0.26	1.08
13		4.805	3.49	1.38
14		- 1.297	- 1.08	1.19
..	$\sigma_j (1 - \delta_j)$	0.036	2.30	0.02
..	δ_j	1.219	29.71	0.04
SUMA		13.029	1.40	

VARIANZA	:	1265.17
DESVIO STANDARD	:	35.57
R^2 (ajustado por grados de libertad)	:	0.92
$F_{27,238}$	:	113.18

La evidencia econométrica arroja resultados contradictorios. Por un lado, los test que evaluan la ecuación en su conjunto son satisfactorios, tal el caso de R^2 y F.

Para los coeficientes de ajuste de expectativas (δ_j) y de Elasticidad de Sustitución de corto plazo (σ_j $(1 - \delta_j$)) los valores de "t" son también significativos, aunque en este caso no se cumplen las restricciones teóricas. En el primer caso δ_j se halla fuera de $0 < \delta_j \leqslant 1$; al ser mayores que uno afectan al signo de (σ_j $(1 - \delta_j)$) que se torna positivo siendo el esperado, negativo.

Respecto del coeficiente que refleja el cambio técnico ($\sigma_j a_{ij}$) se constatan resultados significativos:

- En la producción del Valor Agregado sectorial en términos del Consumo Privado se registra una mayor participación de los Insumos provenientes de los sectores 7 (química, petroquímica, etc.) y 9 (siderurgía, maquinarias, equipos, automotores, etc.). Por el contrario declina la participación de los Insumos del sector 14 (transporte, almacenamiento y comunicaciones).
- El Valor Agregado sectorial en términos del Consumo del Gobierno General ha recibido una participación mayor de los Insumos provenientes de los sectores 7, 9 y 11 (Electricidad, gas y agua).
- El Valor Agregado sectorial en términos de la Inversión Bruta Interna muestra una declinación en la participación de los Insumos del sector 8 (minerales no metálicos) y del 13 (Comercio al por mayor y por menor, restaurantes y hoteles); en cambio crece la participación del sector 9.
- En la producción del Valor Agregado sectorial en términos de la Exportaciones, el sector 13 es creciente en su participación en tanto con el sector 14 sucede lo contrario.
- El Valor Agregado sectorial en términos de las Importaciones muestra una reducción de los Insumos del sector 9 y un incremento en la participación de los Insumos del sector 13.

En los trabajos de simulación se mantienen los coeficientes que no han arrojado valores significativos; esto permite mantener la identidad macrocontable $\Sigma y_{ij} = d_j$.

En resumen, los trabajos encarados, por un lado, permiten disponer de las matrices C_{ijt} cuyas bondades predictivas hemos descripto; por otro lado, disponer de un modelo econométrico para determinar el Valor Agregado sectorial el que puede ser mejorado en términos del proceso de validación de hipótesis. Es factible lograr resultados estadísticos más robustos si se trabaja más en la especificación del modelo.

Un error de especificación en el modelo es la no inclusión de la variable Capacidad Utilizada. La incorporación de esta variable y la estimación del nuevo modelo forma parte de los estudios que se llevan a cabo para construir el Modelo Econométrico de la República Argentina.

APENDICE

Modelo de Regresión Conjunta

El modelo reconoce como punto de partida el sistema de Demanda de tipo CES propuesto por Armington [11]: el sistema básico se ha ampliado en los siguientes aspectos:

i) Determinación de un sistema lineal en términos de una aproximación de primer orden de la función especificada por Armington;

ii) Interpretación de los coeficientes de Precios Relativos como Elasticidades de Sustitución;

iii) Incorporación de una variable de tendencia que refleja los cambios en los gustos o en las técnicas;

iv) Formulación dinámica en el sistema mediante la incorporación de expectativas en la formación de los precios.

El desarrollo teórico y la naturaleza dinámica del modelo se describirá a continuación.

1) Desarrollo teórico

Se parte del presupuesto de que existe un Indice de Cantidades para cada categoría de la Demanda Final (d_j) de tipo CES:

$$d_j^* = \left[\sum_{i=1}^{n} c_{ij}\, y_{ij}^{-\rho_j} \right]^{-1/\rho_j} \tag{1}$$

$$d_j^* = \left[\sum_{i=1}^{n} c_{ij}\, y_{ij}^{(\sigma_j - 1)/\sigma_j} \right]^{\sigma_j/\sigma_j - 1} \tag{2}$$

donde:

$\sigma_j = \dfrac{1}{1+\rho_j} =$ coeficiente de largo plazo de Elasticidad de Sustitución entre el Valor Agregado de dos industrias cualesquiera en términos de cada una de las categorías de la Demanda Final.

11 ARMINGTON, P.S.: " A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production ", *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. XVI, Nro. 1, 1969, pp. 159-176.

Además se establece que:

$$\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{\sigma_j} = 1$$

dado que se pueden hacer transformaciones escalares en el Indice de cantidades.

La producción al mínimo costo del Valor Agregado Sectorial en términos de cada una de las categorías de la Demanda Final determina las siguientes operaciones:

$$d_j^* = [\, c_{ij} y_{ij}^{(\sigma_j - 1)/\sigma_j} + c_{ik} y_{ik}^{(\sigma_j - 1)/\sigma_j}]^{\sigma_j/(\sigma_j - 1)} \qquad \text{(i)}$$

$$\text{Min.} c_i = P_{ij}^{y} y_{ij} - \lambda \{ [\, c_{ij} y_{ij}^{(\sigma_j - 1)/\sigma_j} + c_{ik} y_{ik}^{(\sigma_j - 1)/\sigma_j}]^{\sigma_j/(\sigma_j - 1)} - y_i \}$$

$$\frac{\partial C_i}{\partial y_{ij}} = P_{ij}^{y} - \lambda [c_{ij} y_{ij}^{(\sigma_j - 1)/\sigma_j} + c_{ik} y_{ik}^{(\sigma_j - 1)/\sigma_j}]^{\sigma_j/(\sigma_j - 1) - 1} (\sigma_j/\sigma_{j-1})(\sigma_{j-1}/\sigma_j)$$

$$c_{ij} y_{ij}^{((\sigma_j - 1)/\sigma_j - 1)} = 0$$

$$\frac{\partial C_i}{\partial y_{ik}} = P_{ik}^{y} - \lambda \; [c_{ij} y_{ij}^{(\sigma_j - 1)/\sigma_j} + c_{ik} y_{ik}^{(\sigma_j - 1)/\sigma_j}]^{\sigma_j/(\sigma_j - 1) - 1} (\sigma_j/\sigma_{j-1})(\sigma_{j-1}/\sigma_j)$$

$$c_{ik} y_{ik}^{((\sigma_j - 1)/\sigma_j - 1)} = 0$$

$$\therefore \qquad \frac{P_{ij}^{y}}{P_{ik}^{y}} = \frac{c_{ij}}{c_{ik}} \left(\frac{y_{ik}}{y_{ij}}\right)^{1/\sigma_j}$$

$$\frac{P_{ij}^{y} c_{ik}}{P_{ik}^{y} c_{ij}} = \left(\frac{y_{ik}}{y_{ij}}\right)^{1/\sigma_j}$$

$$y_{ik} = y_{ij} \left(\frac{c_{ik} P_{ij}^{y}}{c_{ij} P_{ik}^{y}}\right)^{\sigma_j} \qquad k = (1, 2, \ldots, n) \qquad \text{(ii)}$$

Sustituimos (ii) en (2)

$$d_j^* = \{ \sum_{K=1}^{n} c_{ik} \left[y_{ij} \left(\frac{c_{ik} P_{ij}^y}{c_{ij} P_{ik}^y} \right)^{\sigma_j} \right]^{(\sigma_{j-1})/\sigma_j} \}^{\sigma_j/(\sigma_{j-1})} \qquad \text{(iii)}$$

$$d_j^* = c_{ij}^{-\sigma_j} y_{ij} \left[\sum_{k=1}^{n} c_{ik}^{\sigma_j} \left(\frac{P_{ij}^y}{P_{ik}^y} \right)^{\sigma_{j-1}} \right]^{\sigma_j/(\sigma_{j-1})} \qquad \text{(iv)}$$

$$\therefore y_{ij} = c_{ij}^{\sigma_j} d_j^* \left[\sum_{k=1}^{n} c_{ik}^{\sigma_j} \left(\frac{P_{ij}^y}{P_{ik}^y} \right)^{\sigma_{j-1}} \right]^{\sigma_j/(1-\sigma_j)} \qquad \text{(v)}$$

La relación de precios se define:

$$P_j^d = P_{ij}^y \div \frac{\partial d_j^*}{\partial y_{ij}}$$

$$P_j^d = P_{ij}^y \div \left[c_{ij} y_{ij}^{(\sigma_{j-1})/\sigma_j} + c_{ik} y_{ik}^{(\sigma_{j-1})/\sigma_j} \right]^{\sigma_j/(\sigma_{j-1}) - 1} c_{ij} y_{ij}^{((\sigma_{j-1})/\sigma_j) -1}$$

$$P_j^d = P_{ij}^y \left(d_j^* \right)^{-1/\sigma_j} c_{ij}^{-1} y_{ij}^{1/\sigma_j} \qquad \text{(vi)}$$

Sustituimos (iv) en (vi)

$$P_j^d = P_{ij}^y \{ c_{ij}^{-\sigma_j} y_{ij} \left[\sum_{k=1}^{n} c_{ik}^{\sigma_j} \left(\frac{P_{ij}^y}{P_{ik}^y} \right)^{\sigma_j -1} \right]^{\sigma_j/(\sigma_{j-1})} \}^{-(1/\sigma_j)} c_{ij}^{-1} y_{ij}^{(1/\sigma_j)}$$

$$P_j^d = P_{ij}^y c_{ij}^{-1} y_{ij}^{(1/\sigma_j)} c_{ij}^{1} y_{ij}^{-(1/\sigma_j)} \left[\sum_{k=1}^{n} c_{ik}^{\sigma_j} \left(\frac{P_{ij}^y}{P_{ik}^y} \right)^{\sigma_j -1} \right]^{1/(1-\sigma_j)}$$

$$P_j^d = P_{ij}^y \left[\sum_{k=1}^{n} c_{ik}^{\sigma_j} \left(\frac{P_{ij}^y}{P_{ik}^y} \right)^{\sigma_{j-1}} \right]^{1/(1-\sigma_j)}$$

Se elevan ambos miembros a σ_j

$$\left(\frac{P_{ij}^y}{P_j^d} \right)^{-\sigma_j} = \left[\sum_{k=1}^{n} c_{ik}^{\sigma_j} \left(\frac{P_{ij}^y}{P_{ik}^y} \right)^{(\sigma_{j-1})} \right]^{\sigma_j/(1-\sigma_j)} \qquad \text{(vii)}$$

Sustituimos (vii) en (v):

$$y_{ij} = c_{ij}^{\sigma_j} \; d_j^* \left(\frac{P_{ij}^y}{P_j^d}\right)^{-\sigma_j} \tag{3}$$

y_{ij} = Valor Agregado sectorial (i) en términos de cada una de las categorías (j) de la Demanda Final.

$$\therefore \quad \left(\frac{P_{ij}^y}{P_j^d}\right)^{-\sigma_j} = y_{ij} c_{ij}^{-\sigma_j} (d_j^*)^{-1}$$

$$(P_j^d)^{\sigma_j} = P_{ij}^{y\,\sigma_j} \; y_{ij} c_{ij}^{-\sigma_j} \, (d_j^*)^{-1}$$

$$P_j^d = P_{ij}^y c_{ij}^{-1} \; y_{ij}^{1/\sigma_j} \, (d_j)^{-1/\sigma_j}$$

Sustituimos d_j en términos de la ecuación (iv):

$$P_j^d = P_{ij}^y \, c_{ij}^{-1} \, y_{ij}^{1/\sigma_j} \; \{c_{ij}^{-\sigma_j} \, y_{ij} \, [\sum_{k=1}^{n} c_{ik}^{\sigma_j} \left(\frac{P_{ij}^y}{P_{ik}^y}\right)^{\sigma_j - 1}]^{\sigma_j/\sigma_j - 1} \}^{-1/\sigma_j}$$

$$P_j^d = P_{ij}^y \; c_{ij}^{-1} \, y_{ij}^{1/\sigma_j} \, c_{ij}^{+1} y_{ij}^{-1/\sigma_j} [\sum_{k=1}^{n} c_{ik}^{\sigma_j} \left(\frac{P_{ij}^y}{P_{ik}^y}\right)^{\sigma_j - 1}]^{1/(1-\sigma_j)}$$

$$P_j^d = P_{ij}^y [\sum_{k=1}^{n} c_{ik}^{\sigma_j} \left(\frac{P_{ik}^y}{P_{ij}^y}\right)^{(1-\sigma_j)}]^{(1/(1-\sigma_j))}$$

$$P_j^d = [\sum_{k=1}^{n} c_{ik}^{\sigma_j} (P_{ik}^y)^{(1-\sigma_j)}]^{(1/(1-\sigma_j))}$$

$$\therefore \quad P_j^d = [\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{\sigma_j} (P_{ij}^y)^{(1-\sigma_j)}]^{(1/(1-\sigma_j))} \tag{4}$$

donde

P_j^d = Indice de Precios de cada una de las categorías de la Demanda Final

P_{ij}^y = Indice de Precios de la Oferta sectorial (y_{ij})

En términos de valores corrientes se tiene:

$$P_j^d d_j^* = [\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{\sigma_j} (P_{ij}^y)^{(1-\sigma_j))}]^{(1/(1-\sigma_j))} [\sum_{i=1}^{n} c_{ij} y_{ij}^{(\sigma_{j-1})/\sigma_j}]^{\sigma_j/\sigma_{j-1}}$$

$$P_j^d d_J^* = \sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{\sigma_j/(1-\sigma_j)} (P_{ij}^y) \sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{\sigma_j/(\sigma_j/(\sigma_{j-1})} y_{ij}$$

$$P_j^d d_j^* = \sum_{i=1}^{n} P_{ij}^y y_{ij} = D_j \qquad (5)$$

donde

D_j = Valor actual de cada una de las categorías de la Demanda Final.

De (5) se tiene:

$$d_j^* = D_j (P_j^d)^{-1}$$

Sustituyendo d_j^* en (3):

$$y_{ij} = c_{ij}^{\sigma_j} D_j (P_j^d)^{-1} \left(\frac{P_{ij}^y}{P_j^d}\right)^{-\sigma_j}$$

$$\therefore \; y_{ij} = c_{ij}^{\sigma_j} D_j (P_{ij}^y)^{-\sigma_j} (P_j^d)^{\sigma_j - 1} \qquad (6)$$

En el año base todos los precios son iguales a la unidad; además la identidad macrocontable debe preservarse. Por lo tanto:

$$\sum_{i=1}^{n} y_{ij} \equiv d_j \equiv D_j \qquad (7)$$

El d_j de la ecuación (7) se expresa a preciosconstantes y no como índice de cantidades (d_j^*)

$$\therefore \; y_{ij}^{\circ} = c_{ij}^{\sigma_j} \left(\sum_{i=1}^{n} y_{ij}^{\circ}\right) = c_{ij}^{\sigma_j} d_j^{\circ} \qquad (8)$$

donde

$(^{\circ})$ = año base

En el año base la razón entre el Valor Agregado sectorial (i) en término de las categorías (j) de la Demanda Final es:

$$c_{ij}^{\circ} = \frac{y_{ij}^{\circ}}{d_j^{\circ}} = c_{ij}^{\sigma_j} \qquad (9)$$

De (6) y (9) se tiene:

$$y_{ij} = c_{ij}^{\circ} D_j (P_{ij}^y)^{-\sigma_j} (P_j^d)^{\sigma_j - 1} \qquad (10)$$

$$\therefore \quad (P_j^d)^{\sigma_j - 1} = y_{ij}\, c_{ij}^{O\,-1}\, (D_j^{-1})(P_{ij}^y)^{+\sigma_j}$$

Se multiplican ambos lados por (-1) y por P_{ij}^y / P_{ij}^y :

$$(P_j^d)^{1-\sigma_j} = P_{ij}^{y-1}\; y_{ij}^{-1}\; D_j\; c_{ij}^{O-1}\; (P_{ij}^y)^{1-\sigma_j}$$

Sumando sobre i y teniendo en cuenta la ecuación (5):

$$P_j^d = [\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^O\, (P_{ij}^y)^{1-\sigma_j}]^{(1/(1-\sigma_j))} \tag{11}$$

Las ecuaciones (7) y (10) se combinan a fin de obtener D_j:

$$D_j = y_{ij} c_{ij}^{O-1}\, (P_{ij}^y)^{\sigma_j}\, (P_j^d)^{(1-\sigma_j)}$$

$$D_j = d_j\, [\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O-1} (P_{ij}^y)^{\sigma_j}\, (P_j^d)^{(1-\sigma_j)}]$$

$$D_j = d_j\{[\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O-1}(P_{ij}^y)^{\sigma_j}][(\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^O(P_{ij}^y)^{1-\sigma_j})^{(1/(1-\sigma_j))}]^{((1-\sigma_j))}\}$$

$$D_j = d_j\, [\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^O\, (P_{ij}^y)^{(1-\sigma_j)}][\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^O(P_{ij}^y)^{-\sigma_j}]^{-1} \tag{12}$$

Mediante (10) y (12) se tiene:

$$y_{ij} = c_{ij}^O\, d_j\, [\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^O(P_{ij}^y)^{(1-\sigma_j)}][\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^O(P_{ij}^y)^{-\sigma_j}]^{-1}\, P_{ij}^{y(-\sigma_j)}$$

$$\{[\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^O\, (P_{ij}^y)^{(1-\sigma_j)}]^{(1/(1-\sigma_j))}\}^{(\sigma_j-1)}$$

$$\therefore \quad y_{ij} = c_{ij}^O\, (P_{ij}^y)^{-\sigma_j}[\sum_{k=1}^{n} c_{kj}^O\, (P_{kj}^y)^{-\sigma_j}]^{-1}\, (d_j) \tag{13}$$

La ecuación (13) no es lineal; esto conlleva problemas de agregación y de estimación.

Se lineariza la ecuación en términos de los P_{ij}^y mediante la serie de expansión de Taylor; se determina una aproximación de primer orden alrededor de $P_{ij}^y = 1$, para todos los i y los j. Esto es equivalente a usar un año base en el cual todos los precios son iguales a uno.

$$\therefore \quad y_{ij} = c^{o}_{ij} d_j + c^{o}_{ij} d_j (-\sigma_j)(P^{y}_{ij} - 1) - c^{o}_{ij} d_j (-\sigma_j)\left[\sum_{k=1}^{n} c^{o}_{kj}(P^{y}_{kj} - 1)\right] \qquad (14)$$

Dado que $\sum_{k=1}^{n} c^{o}_{kj} \equiv 1$, la ecuación (14) se simplifica:

$$y_{ij} = c^{o}_{ij} d_j - \sigma_j \left[P^{y}_{ij} - \sum_{k=1}^{n} c^{o}_{kj} P^{y}_{kj}\right] c^{o}_{ij} d_j \qquad (15)$$

Se define un nuevo Indice de Precios de la Demanda Final:

$$P^{d}_{j} = \sum_{k=1}^{n} c_{kj} P^{y}_{kj} \qquad (16)$$

Este indice se interpreta como un promedio ponderado fijo de los Precios de Oferta sectoriales en términos de cada una de las categorías de la Demanda Final.

$$\therefore \quad y_{ij} = c^{o}_{ij} d_j - \sigma_j \left[P^{y}_{ij} - P^{d}_{j}\right] c^{o}_{ij} d_j \qquad (17)$$

Cada una de las ecuaciones determinadas en (17) debe preservar la propiedad de suma:

$$\sum_{i=1}^{n} y_{ij} = d_j$$

Sumando sobre i en la ecuación (17) se tiene:

$$\sum_{i=1}^{n} y_{ij} = \left(\sum_{i=1}^{n} c^{o}_{ij}\right) d_j - \sigma_j \left[\left(\sum_{i=1}^{n} c^{o}_{ij} P^{y}_{ij}\right) - \left(\sum_{i=1}^{n} c^{o}_{ij} P^{d}_{j}\right)\right] (d_j) \qquad (18)$$

Dado que:

$$\sum_{i=1}^{n} c^{o}_{ij} \equiv 1$$

$$\sum_{i=1}^{n} c^{o}_{ij} P^{y}_{ij} = P^{d}_{j}$$

$$\therefore \quad \sum_{i=1}^{n} y_{ij} = d_j$$

La propiedad de suma asegura que los valores pronosticados de la Oferta sectorial serán iguales a los valores actuales de la Demanda Final (se presupone que no existen discrepancias estadísticas). Como se observa, la identidad macrocontable es independiente de la elección de σ_j.

Una mayor linearización de y_{ij} en términos de d_j, alrededor de d_j^o, arroja los siguientes resultados:

$$\boxed{y_{ij} = c_{ij}^o d_j - \sigma_j c_{ij}^o d_j^o (P_{ij}^v - P_j^d)} \tag{19}$$

La ecuación muestra la relación del Valor Agregado sectorial y las categorías de la Demanda Final e incluye explícitamente el Efecto de Sustitución de insumos inducido por los precios.

Una derivación similar se realiza cuando al Indice de Cantidades (d_j) de tipo CES se incorpora el tiempo (t) cuyos coeficientes α_{ij} indican cambios en los gustos o en las técnicas.

$$d_j^* = [\sum_{i=1}^{n} c_{ij}\, e^{\alpha_{ij}(t)}\, y_{ij}^{(\sigma_j - 1)/\sigma_j}]^{\sigma_j/(\sigma_j - 1)} \tag{20}$$

De la misma manera que en el caso anterior se llega a una ecuación similar a la (13):

$$y_{ij} = c_{ij}^o e^{\alpha_{ij}(t)\sigma_j} P_{ij}^{v\,(-\sigma_j)} [\sum_{k=1}^{n} c_{kj}^o e^{\alpha_{kj}(t)\sigma_j} P_{kj}^{v\,1-\sigma_j}]^{-1} D_j \tag{21}$$

La cantidad de cada una de las categorías de Demanda Final es:

$$d_j = \sum_{i=1}^{n} y_{ij} = [\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^o e^{\alpha_{ij}(t)\sigma_j} P_{ij}^{v\,(-\sigma_j)}] [\sum_{k=1}^{n} c_{kj}^o e^{\alpha_{kj}(t)\sigma_j} P_{kj}^{v\,1-\sigma_j}]^{-1} D_j \tag{22}$$

El presupuesto de cambio técnico neutral $\alpha_{ij} = \alpha_{kj}$, para todas las i y todas las k, determina que cada una de las ecuaciones del Valor Agregado sectorial y las cantidades de cada una de las categorías de Demanda Final permanezcan inalteradas. Se resuelve entonces, la ecuación (22) en términos de D_j y se sustituye en (21).

$$y_{ij} = c_{ij}^o e^{\alpha_{ij}(t)\sigma_j} P_{ij}^{v\,(-\sigma_j)} [\sum_{k=1}^{n} c_{kj}^o e^{\alpha_{kj}(t)\sigma_j} P_{kj}^{v\,-\sigma_j}]^{-1} d_j \tag{23}$$

La ecuación (23) se expande, mediante la serie de Taylor, en términos de los P_{ij}^v y de los t, alrededor de $p_{ij}^v = 1$ (para todos los i y los j), $t = 0$. También en este caso se retienen los términos de primer orden.

$$y_{ij} = c_{ij}^{O}d_j + c_{ij}^{O}d_j(-\sigma_j)(P_{ij}^{Y}-1) - c_{ij}^{O}d_j(-\sigma_j)$$
$$[\sum_{k=1}^{n} c_{kj}^{O}(P_{kj}^{Y}-1)] + c_{ij}^{O}d_j(\alpha_{ij}\sigma_j)\, t - c_{ij}^{O}d_j\sigma_j$$
$$[\sum_{k=1}^{n} c_{kj}^{O}(\alpha_{kj})]\ t$$

Simplificando se tiene:

$$y_{ij} = c_{ij}^{O}d_j - \sigma_j c_{ij}^{O}d_j (P_{ij}^{Y} - P_j^{d}) + c_{ij}^{O}d_j\sigma_j$$
$$[\alpha_{ij} - \sum_{k=1}^{n} c_{kj}^{O}\alpha_{kj}]t \qquad (24)$$

La ecuación (24) satisface, también, la propiedad de la suma:

$$\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O}\alpha_{ij} - \sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O}(\sum_{k=1}^{n} c_{kj}^{O}\alpha_{kj}) = \sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O}\alpha_{ij} - \sum_{k=1}^{n} c_{kj}^{O}\alpha_{kj} = 0,$$

dado que

$$\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O} \equiv 1$$

La incorporación de la variable de tendencia no afecta la propiedad de la suma.

Una mayor linearización de la ecuación (24) en d_j, alrededor de d_j^{O}, da como resultado:

$$\boxed{y_{ij} = c_{ij}^{O}d_j - \sigma_j(c_{ij}^{O}d_j^{O})[P_{ij}^{Y} - P_j^{d}] + \sigma_j\gamma_{ij}\, c_{ij}^{O}d_j^{O}(t)} \qquad (25)$$

donde: $\gamma_{ij} = [\alpha_{ij} - \sum_{k=1}^{n} c_{kj}^{O}\ {}_{kj}]$

De esta manera, dado cada uno de los γ_{ij}, se pueden determinar los respectivos α_{ij} y viceversa.

En el caso del coeficiente α_{ij} aparece una restricción debido a que no todos son independientes.

De hecho:

$$\sum_{i=1}^{n} c_{ij}\gamma_{ij} = [\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O}\alpha_{ij} - \sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O}(\sum_{k=1}^{n} c_{kj}^{O}\alpha_{kj})] = 0$$

Esto debe tenerse en cuenta en la implementación empírica:

Sumando la ecuación (25), a través de las categorías de Demanda Final, se tiene:

$$\mathbf{Y}_i = \sum_{j=1}^{n} y_{ij}$$

$$\therefore \quad Y_i = \sum_{j=1}^{n} c_{ij}^{o} d_j - \sum_{j=1}^{n} \sigma_j (c_{ij}^{o} d_j^{o})(P_{ij}^{y} - P_j^{d}) + \sum_{j=1}^{n} \sigma_j \gamma_{ij} (c_{ij}^{o} d_j^{o})(t)$$

2) Hipótesis de Expectativas

La ecuación (25) muestra que Hickman y Lau han producido la linealización del sistema y explicitado los coeficientes de Elasticidad de Sustitución y el coeficiente de tendencia que indica cambios en los gustos o en las técnicas. En lo que sigue la dinamización del sistema ha sido buscada a través de dos hipótesis.

En la primera las expectativas respecto de los precios se mantienen estáticas, pero se adopta la hipótesis de **ajuste parcial.**

En este caso:

$$(y_{ij} - y_{ij-1}) = (1-\delta_j)(y_{ij}^{*} - y_{ij-1}) \tag{26}$$

La diferencia del nivel actual respecto del previo alcanzado depende de un coeficiente que ajustará las diferencias entre el nivel deseado y el anterior. El coeficiente de ajuste (δ_j) presenta la conocida restricción: $0 < \delta_j \leqslant 1$

La ecuación (26) puede expresarse de la siguiente manera:

$$y_{ij} = \delta_j y_{ij}^{*} + (1-\delta_j)(y_{ij})_{-1} \tag{27}$$

Definida la ecuación de ajuste parcial, modificamos ligeramente la ecuación (19) a fin de expresar el Valor Agregado sectorial como nivel deseado:

$$y_{ij}^{*} = c_{ij}^{o} d_j - \sigma_j c_{ij}^{o} d_j^{o} (P_{ij}^{y} - P_j^{d}) \tag{28}$$

Combinando (27) y (28) se tiene:

$$y_{ij} = \delta_j c_{ij}^{o} d_j - \delta_j \sigma_j c_{ij}^{o} d_j^{o} (P_{ij}^{y} - P_j^{d}) + (1-\delta_j)(y_{ij})^{-1} \tag{29}$$

Con propósitos de estimación se escribe:

$$(y_{ij} - y_{ij-1}) = \delta_j [\, c_{ij}^{o} d_j - (y_{ij})_{-1} \,] - \delta_j \sigma_j (c_{ij}^{o} d_j^{o})(P_{ij}^{y} - P_j^{d}) \tag{30}$$

Esta ecuación al identificar δ_j y σ_j es adecuada, pero no responde a la propiedad de suma.

Sumando sobre i la ecuación (29):

$$\sum_{i=1}^{n} y_{ij} = \delta_j d_j \sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{o} - \delta_j \sigma_j d_j^{o} \sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{o} P_{ij}^{y} + \delta_j \sigma_j d_j^{o} \sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{o} P_j^{d} +$$

$$+ (1-\delta_j) \sum_{i=1}^{n} (y_{ij})_{-1}$$

$$\therefore \quad \sum_{i=1}^{n} y_{ij} = \delta_j d_j + (1-\delta_j)(d_j)_{-1} \tag{31}$$

dado que:

$$\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{o} \equiv 1 \; ; \sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{o} P_{ij}^{y} = P_j^{d} \; ; \sum_{i=1}^{n} y_{ij} = d_j$$

En la ecuación (31) se constata que la hipótesis de ajuste parcial infringe la propiedad de suma. Ello no ocurre si δ_j es igual a 1, pero en este caso se diluye el proceso de ajuste via rezagos, y el modelo vuelve a ser estático.

La otra alternativa para dinamizar el modelo es la hipótesis de **adaptación de expectativas.**

En este caso se presupone la existencia de Expectativas con respecto a los Precios; entonces:

$$(P_{ij}^{y*} - P_j^{d*}) = \beta_{ij} + \delta_j [(P_{ij}^{y*})_{-1} + (P_j^{d*})_{-1}] +$$

$$+ (1-\delta_j)(P_{ij}^{y} - P_j^{d}) + a_{ij} t \quad 0 < \delta_j \leqslant 1 \tag{32}$$

Las Expectativas en los Precios Relativos del período dependen de un promedio ponderado de las Expectativas del período anterior y los Precios Relativos actuales del presente período a lo que se agrega una variable de tendencia, independiente de si las expectativas se concretan o no.

El coeficiente de ajuste de expectativas (δ_j) sólo varia en términos de cada categoría (j) de la Demanda Final, en tanto que se admiten variaciones sectoriales en el coeficiente de tendencia. Realizando las transformaciones adecuadas se expresa la variable de Precios Relativos esperados en función de una estructura de rezagos en los Precios actuales y en la variable de tendencia que responde a la hipótesis de rezagos distribuidos en forma geométrica. Luego:

$$(P^{y*}_{ijt} - P^{d*}_{jt}) = (1-\delta_j)(P^{y}_{ijt} - P^{d}_{jt}) + \delta_j(P^{y*}_{ijt-1} - P^{d*}_{jt-1}) + \beta_{ij} + a_{ij}(t)$$

$$= (1-\delta_j)(P^{y}_{ijt} - P^{d}_{jt}) + \delta_j \{(1-\delta_j)[P^{y}_{ijt-1} - P^{d}_{jt-1}]$$

$$+ \delta_j[P^{y*}_{ijt-2} - P^{d*}_{jt-2}] + \beta_{ij} + a_{ij}(t-1)\} + \beta_{ij} + a_{ij}(t)$$

$$(P^{y*}_{ijt} - P^{d*}_{jt}) = (1-\delta_j)(P^{y}_{ijt} - P^{d}_{jt}) + (1-\delta_j)\delta_j(P^{y}_{ijt-1} - P^{d}_{jt-1})$$

$$+ \delta_j^2(P^{y*}_{ijt-1} - P^{d*}_{jt-2}) + \beta_{ij} + a_{ij}(t) + \delta_j\beta_{ij}$$

$$+ \delta_j a_{ij}(t-1)$$

$$\therefore \quad (P^{y*}_{ijt} - P^{d*}_{jt}) = (1-\delta_j)\sum_{j=0}^{\infty} \delta^j (P^{y}_{ij} - P^{d}_{j})_{t-j} + \beta_{ij}\sum_{j=0}^{\infty} \delta^j + a_{ij}\sum_{j=0}^{\infty} \delta^j(t-j) \tag{33}$$

El modelo estático de la ecuación (25) se escribe en función de los Precios esperados.

$$y_{ij} = c^{\circ}_{ij}d_j - \sigma_j(c^{\circ}_{ij}d^{\circ}_j)(P^{y*}_{ij} - P^{d*}_{j}) + \sigma_j\gamma_{ij}c^{\circ}_{ij}d^{\circ}_j(t) \tag{34}$$

Por razones de estimación $c^{\circ}_{ij}d_j$ es transferido al lado izquierdo de la ecuación. La variable dependiente construida surge, pues, de la diferencia entre los Valores Agregados actuales y los calculados en base a los datos de la matriz c_{ij} en su año base ($^{\circ}$).

Hecha esta aclaración y previa incorporación del período t en la ecuación (34) reemplazamos en la misma, la variable de Precios Relativos esperados conforme a lo que especifica la ecuación (33):

$$(y_{ij} - c^{\circ}_{ij}d_j)_t = -\sigma_j(c^{\circ}_{ij}d^{\circ}_j)[(1-\delta_j)\sum_{j=0}^{\infty} \delta^j(P^{y}_{ij} - P^{d}_{j})_{t-j} + \beta_{ij}\sum_{j=0}^{\infty} \delta^j +$$

$$+ a_{ij}\sum_{j=0}^{\infty} \delta^j(t-1)\,] + \sigma_j(c^{\circ}_{ij}d^{\circ}_j)\gamma_{ij}(t) \tag{35}$$

La naturaleza no lineal de los coeficientes demanda la transformación de la ecuación (35); a tal efecto se rezaga la misma un período y se restan ambas ecuaciones. Por lo tanto:

$$\delta_j(y_{ij} - c^O_{ij}d_j)_{t-1} = - \sigma_j(c^O_{ij}d^O_j)[(1-\delta_j)\sum_{j=0}^{\infty}\delta^{j+1}(P^y_{ij} - P^d_j)_{t-j-1}$$

$$+ \beta_{ij}\sum_{j=0}^{\infty}\delta^{j+1} + a_{ij}\sum_{j=0}^{\infty}\delta^{j+1}(t-j-1)]$$

$$+ \delta_j\sigma_j(c^O_{ij}d^O_j)\gamma_{ij}(t-1) \qquad (36)$$

$$(y_{ij}-c^O_{ij}d_j)_t-\delta_j(y_{ij}-c^O_{ij}d_j)_{t-1}= -\sigma_j(c^O_{ij}d^O_j)(1-\delta_j)(P^y_{ij}-P^d_j)_t-\sigma_j(c^O_{ij}d^O_j)\beta_{ij}-$$

$$-\sigma_j(c^O_{ij}d^O_j)a_{ij}t + \sigma_j(c^O_{ij}d^O_j)\delta_j\gamma_{ij}t$$

$$+ \delta_j\sigma_j(c^O_{ij}d^O_j)\gamma_{ij}$$

$$(y_{ij}-c^O_{ij}d^O_j)_t-\delta_j(y_{ij}-c^O_{ij}d_j)_{t-1} = -\sigma_j(c^O_{ij}d^O_j)(1-\delta_j)(P^y_{ij}-P^d_j)_t$$

$$+ \sigma_j(c^O_{ij}d^O_j)(\delta_j\gamma_{ij}-\beta_{ij})$$

$$+ \sigma_j(c^O_{ij}d^O_j)[(1-\delta_j)\gamma_{ij}-a_{ij}]t$$

$$\therefore(y_{ij}-c^O_{ij}d_j)_t = + \sigma_j(c^O_{ij}d^O_j)(\delta_j\gamma_{ij}-\beta_{ij}) + \sigma_j[(1-\delta_j)\gamma_{ij}-a_{ij}](c^O_{ij}d^O_j)t$$

$$- \sigma_j(1-\delta_j)[(c^O_{ij}d^O_j)(P^y_{ij}-P^d_j)_t] + \delta_j(y_{ij}-c^O_{ij}d_j)_{t-1} \qquad (37)$$

Todas las variables son observables, pero no todos los coeficientes lo son (δ_j y σ_j si lo son). En el caso de γ_{ij} y a_{ij} no se pueden estimar simultáneamente.

Para el proceso de estimación se hace $\gamma_{ij} = 0$; en este caso permanece a_{ij} que es interpretado convencionalmente en el sentido que refleja cambios en los gustos o en las técnicas.

El modelo es consistente con la propiedad de suma siempre que los coeficientes constante y de tendencia se restringen apropiadamente en el proceso de estimación. Si $\gamma_{ij} = 0$, el modelo toma la forma:

$$\boxed{\begin{aligned}(y_{ij}) = {} & c^O_{ij}d_j-\sigma_j\beta_{ij}c^O_{ij}d^O_j-\sigma_j a_{ij}(c^O_{ij}d^O_j)t-\sigma_j(1-\delta_j)[(c^O_{ij}d^O_j)(P^y_{ij}-P^d_j)_t] \\ & + \delta_j(y_{ij}-c^O_{ij}d_j)_{-1} \qquad (38)\end{aligned}}$$

Sumando sobre i:

$$\sum_{i=1}^{n} y_{ij} = d_j \sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O} - \sigma_j d_j^{O} (\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O} \beta_{ij}) - \sigma_j d_j^{O} (\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O} a_{ij}) t -$$

$$- \sigma_j (1-\delta_j) d_j^{O} (\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O} P_{ij}^{Y}) + \sigma_j (1-\delta_j) d_j^{O} (\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O} P_j^{d})$$

$$+ \delta_j \sum_{i=1}^{n} y_{ij-1} - \delta_j \sum_{i=1}^{n} (c_{ij}^{O} d_j)_{-1}$$

$$\therefore \quad \sum_{i=1}^{n} y_{ij} = d_j - \sigma_j d_j^{O} (\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O} \beta_{ij}) - \sigma_j d_j^{O} (\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O} a_{ij}) t$$

Si se cumple la restricción:

$$(\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O} \beta_{ij}) - (\sum_{i=1}^{n} c_{ij}^{O} a_{ij}) = 0$$

la propiedad de suma es satisfecha:

$$\sum_{i=1}^{n} y_{ij} = d_j$$

En el proceso de estimación los coeficientes de la constante y la tendencia deben, pues restringirse. En lo que se refiere a P_{ij}^{Y} los mismos son invariantes con respecto a cada una de las categorías de la Demanda Final; por lo tanto P_i^{Y} será usado en el proceso de estimación.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

1 ARMINGTON, P.S.: "A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production", *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. XVI, Nro. 1, 1969. pp. 159 - 176.

2 BCRA: *"Transacciones Intersectoriales de la Economía Argentina. Año 1953"*. Suplemento del Boletín Estadístico Nro. 4, Abril de 1964.

3 BCRA: *"Transacciones Intersectoriales de la Economía Argentina. Año 1963"*. Suplemento del Boletín Estadístico Nro. 1, Enero de 1974.

4 BCRA: *"Sistema de Cuentas del Producto e Ingreso"*. Vol. I y II. 1975. Suplementos del Año 1979.

5 FISHER, F. M., KLEIN, L. R., SINKAI, Y.: "Price and Output Aggregation in the Brookings Econometric Model" in *The Brookings Quarterly Model of the Unites States,* Duesenberry, J.S., eds., Chicago Rand McNally Co., 1965. pp. 653-679.

6 HERNANDEZ, R.D.:*"Estimation of Sectoral Value Added Equations: Argentina-1950-1969"*, Unpublished paper, University of Pennsylvania, 1973.

7 HICKMAN, B.G., LAU, L.J.: "Elasticities of Sustitution and Exports Demands in a World Trade Model", Paper Nro. 4, Project LINK, *Working Paper Series*, University of Pennsylvania, 1972.

8 KRESGE, D.T.: *"Price and Output Conversion: A Modified Approach in the Brookings Model: Some Further Results"* by Duesenberry, J.S., Fromm, G., Klein, L.R., Kuh,E, Rand McNally, London, 1969, pp. 87-108.

9 PRESTON, R.S.: *The Wharton Annual and Industry Forecasting Model*, Economic Research Unit, University of Pennsylvania, 1972.

10 PRESTON, R.S.: "The Wharton Long Term Model: Input-Output Within the Context of a Macro Forecasting Model", *International Economic Review*, Vol. 16, 1975, pp. 3-19.

UN MODELO ECONOMETRICO PARA LA REPUBLICA ARGENTINA VALOR AGREGADO SECTORIAL 1950-1979.

RESUMEN

En la decada de 1970 surgen dificultades en la formación sectorial del producto. Los problemas son generados por rigideces en el lado de la Oferta, su eficiencia para responder a cambios en la Demanda Final se reduce.

La ligazón entre los modelos de Oferta y Demanda nos dá una más precisa interpretación del sistema real. También, ésto permite combinar las políticas de corto y largo plazo.

La implementación de los modelos de ligadura (Tabla de Insumo-producto y un modelo de Demanda Final) intenta mejorar la explicación del sistema económico.

Este procedimiento nos permite tomar plenas ventajas de los dos modelos y agregar más información en términos del análisis sectorial. En nuestro caso se usa la Tabla de Insumos-Producto del año 1963.

Se hacen varias transformaciones para resolver el problema de determinación del Valor Agregado Sectorial en términos de cada categoría de la Demanda Final (período de la muestra: 1950-1979).

Finalmente se explica el Valor Agregado Sectorial por intermedio de la técnica de regresión conjunta. Este tipo de análisis comienza con resultados que surgen del proyecto Link y el modelo de pronósticos anual de largo plazo de Wharton para la economía de Estados Unidos.

AN ECONOMETRIC MODEL FOR ARGENTINA SECTORAL VALUE ADDED 1950-1979.

SUMMARY

The 1970's decade reveals difficulties in the sectoral output originating. Problems are generated by rigidities on the supply side; its efficiency to respond to Final Demand changes is reduced. Links between Supply and Demand Models give us a more precise interpretation of the real system and permit us to combine short and long-run policies.

The implementation of the linked models (Imput-Output Table and a Final Demand model) allows one to take full advantage of them and to add more information.

We make several transformations to solve the question of determining the Sectoral Value Added in terms of each category of the Final Demand. The type of analysis used starts off from results of the Proyect Link and the Wharton Model.