

ensayos económicos

Nº 17
marzo 1981

BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA

DIRECTORIO (')

Presidente:

Sr. JULIO J. GOMEZ

Vicepresidente:

Lic. MARTIN LAGOS

Vicepresidente 2º:

Calmta. Cont. (R.E.) ANDRES O. COVAS

Directores:

Cont. RAUL A. FUENTES ROSSI

Dr. CARLOS C. HELBLING

Cont. EGIDIO IANNELLA

Cnel. de Int. (R) HECTOR E. WALTER

Dr. MANUEL J. MARINO

Dr. LORENZO A. SOJO

Ing. GUILLERMO VILA

Síndico:

Dr. FERNANDO GARCIA OLANO

Gerente General:

Dr. PEDRO CAMILO LOPEZ

Secretario del Directorio:

Sr. ANTONIO B. INGLESE

(') - Integración del Directorio al 31.3.81.



BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA

Comité
Editorial

Horacio A. Alonso
Tomás J. T. Baliño
Ernesto Gaba
José L. Machinea

Coordinador Técnico

Manuel Alonso Olivera

ensayos
económicos

marzo 1981
Nº 17

ISSN 0325 - 3937

Para suscripciones, dirigirse a:

Banco Central de la República Argentina
Departamento de Secretaría General
Reconquista 266,
1003 CAPITAL FEDERAL - Argentina

ESTA PUBLICACION FIGURA INSCRIPTA EN LA DIRECCION NACIONAL DEL DERECHO DE AUTOR BAJO EL N° 40.730. EXCEPTO EN LOS CASOS EN QUE SE HAGA EXPRESA RESERVA DE DERECHOS, SE PERMITE LA REPRODUCCION DE LOS ARTICULOS SIEMPRE QUE SE CITEN SU AUTOR, EL NOMBRE DE LA REVISTA Y EL DE LA INSTITUCION

INDICE

DESINFLACION MONETARIA, CRITERIOS DE INTERVENCION, MARGEN DE RIESGO Y BIENES NO COMERCIALES, por Alberto Roque Mulsalem	1
-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	---

El modelo
Dinámica
El proceso de ajuste a una reducción en la tasa de creación de crédito interno
Precio relativo y sistemas de tipo de cambio
Conclusiones
Apéndices

PRECIOS Y AREA SEMBRADA DE SOJA, por Luis N. Lanteri	47
------------------------------------------------------------	----

Introducción
Características de la soja
Causas de la expansión del área cultivada de soja
Aplicación del modelo de rezagos distribuidos
Conclusión

ESTIMACION DEL P.B.I. INDUSTRIAL MEDIANTE SERIES RELACIONADAS, por Jorge L. Cortigiani y Ernesto V. Feldman	65
-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------	----

Introducción
Ajuste estacional
Relación entre P.B.I. industrial e indicador agregado
Predicción y mensualización
Conclusiones
Anexo

TITULOS INCORPORADOS A LA BIBLIOTECA	95
--------------------------------------------	----

Las opiniones expresadas en esta revista son de responsabilidad exclusiva de los autores y no representan necesariamente el criterio de este Banco.

DESINFLACION MONETARIA, CRITERIOS DE INTERVENCION, MARGEN DE RIESGO Y BIENES NO COMERCIALES (°)

Alberto Roque Musalem*

El objeto de este documento tiene un interés empírico. Sirvió como estímulo para el mismo la observación de la reciente experiencia argentina desde la introducción del programa de estabilización, en abril de 1976, aunque con algunas modificaciones importantes, fue mantenido hasta el primer trimestre de 1981. Los hechos se resumen en una tasa preponderantemente declinante de creación de crédito interno, flujos masivos de capital, aumentos drásticos en el precio de los bienes no comerciables en relación con los comerciables, y creación monetaria inducida por la intervención en el mercado de cambios. Pero también, ha aumentado considerablemente la participación de la inversión pública en el ingreso nacional, en parte estimulada por la disminución inducida en el margen de riesgo para el país en el mercado financiero internacional. La tasa de desempleo durante todo el período ha sido muy baja, actuando la expansión del sector de bienes no comerciables como absor

(°) Recibido en noviembre de 1980. Versión final en marzo de 1981. (*) Profesor visitante - Programa de Pos-Graduación en Economía en la Universidad Federal de Bahía, Brasil. Deseo expresar mi reconocimiento por los útiles comentarios de M. Nerlove y un referee anónimo de esta revista. La Fundación Rockefeller brindó el apoyo financiero.

bedor de mano de obra (los salarios reales en términos de bienes no comerciábles han bajado considerablemente) 1/.

De esa manera, los flujos de capitales privados sumados a la tentación del sector público de embarcarse en un ambicioso programa de inversión pública en respuesta al margen de riesgo decreciente inducido, junto con la creación monetaria en respuesta a la intervención, podrían amenazar los intentos del programa de estabilización. En consecuencia, es necesario comprender la dinámica del proceso de ajuste de una política de estabilización incluyendo los efectos de los movimientos de capital (tanto privado como público) y la intervención.

Ultimamente, ha existido creciente interés en estudiar este tema: varios autores han contribuido al análisis de algunas de estas cuestiones. Es necesario mencionar los siguientes trabajos: Liviatan (1979), Rodríguez (1979a), Calvo (1979), Martirena Mantel (1981) y Dornbusch (1979, 1980). El presente trabajo se encuentra muy influenciado por Dornbusch (1979).

El marco de análisis es de expectativas racionales con respecto a la tasa de interés, inflación y depreciación del tipo de cambio. En consecuencia, pertenece al conjunto de modelos de expectativas racionales de sistemas de tipo de cambio flexibles 2/.

La Parte I expone el modelo, considerando una tasa de inflación interna, determinado criterio de intervención en el mercado de cambios que "va contra la marea", movilidad de capital finita con prima o margen de riesgo endógeno y sector real desagregado entre bienes comerciábles y no comerciábles. En la Parte II estudiamos la dinámica del sistema incluyendo las condiciones de estabilidad. La Parte III muestra el proceso de ajuste a una reducción sostenida en la tasa de creación de crédito interno. Se demuestra que el efecto impacto sobre la tasa de depreciación del tipo de cambio depende del grado de intervención; puede implicar ya sea en una sobre reacción relativa a la tasa de

inflación de largo plazo con la posibilidad de apreciación nominal, o bien reacción proporcional. La tasa de crecimiento monetario, como así también la tasa de inflación de los bienes no comerciables, alimentadas por la intervención, sufrirán una desaceleración menor a la proporcional respecto a la reducción en la tasa de expansión del crédito interno (podría realmente aumentar por algún tiempo cuando la intervención fuera moderada). La tasa global de inflación podría acelerarse, permanecer constante, desacelerarse por encima al mismo nivel o por debajo de la menor nueva tasa de largo plazo, incluyendo la posibilidad de deflación. La tasa de interés real también aumentará (podría bajar) originando una caída inmediata en el gasto real produciendo presiones bajistas en la tasa de inflación de los bienes no comerciables. La característica especial del modelo consiste en que, a pesar del hecho de concentrarnos en el estudio del proceso de ajuste más directo, cada una de estas variables exhibirá una trayectoria cíclica de ajuste hacia el nuevo equilibrio de largo plazo. La Parte IV analiza los diferentes sistemas cambiarios y sus efectos sobre la trayectoria de ajuste en los precios relativos. Se recomiendan las correspondientes combinaciones de política que llevan a evitar los costos de reasignación de recursos durante el proceso de ajuste. Finalmente, se concluye que el sistema de tipo de cambio flexible puro ofrece la combinación de políticas más plausibles para obtener un ajuste instantáneo sin costos. Los apéndices también muestran las condiciones de estabilidad y los efectos impacto de reglas alternativas de intervención.

I. EL MODELO

En esta parte desarrollamos el modelo básico y las ecuaciones de forma reducida para: el gasto real, la depreciación, las tasas de inflación de bienes no comerciables como así también la tasa de inflación global, y la tasa de creación monetaria. El modelo se refiere a un pequeño país que enfrenta determinados precios internacionales de los bienes comerciables; es decir, la tasa de inflación

interna de estos bienes equivale sólo a la tasa de devaluación de la moneda local. Se supone una economía de pleno empleo. La tasa de interés nominal está determinada por la demanda de dinero en situación de pleno empleo y la masa monetaria real \bar{m} .

La tasa de interés nominal, i , depende del nivel dado de ingreso real, \bar{y} , y los saldos monetarios, $(m-p)$:

$$1) \quad i = h\bar{y} - f(m-p)$$

donde m y p están expresados en logaritmos. El gasto real agregado y , depende del nivel del producto real de pleno empleo y se relaciona inversamente con la tasa de interés real, $(1-p)$

$$2) \quad y = a_0\bar{y} - a(1-p)$$

El nivel de precios, P , se define como promedio ponderado de los precios de bienes comerciables, P_T , y no comerciables, P_N , siendo las ponderaciones sus respectivas participaciones en el gasto total,

$$P \equiv P_T^{(1-\alpha)} P_N^\alpha,$$

donde α es la participación de los bienes no comerciables en el gasto total. El logaritmo del nivel de precios se convierte en:

$$P \equiv (1 - \alpha)P_T + \alpha P_N,$$

y la tasa de inflación interna a su vez se define por

$$3) \quad \dot{p} \equiv (1 - \alpha) \dot{e} + \alpha \dot{P}_N$$

donde un punto sobre una variable indica su tasa de variación, y e es el logaritmo del tipo de cambio.

La tasa de inflación de los bienes no comerciables es tá determinada por el exceso de demanda en ese mercado y la tasa de creación monetaria \dot{m} :

$$\dot{P}_N = \gamma' M (C_N - X_N) P_N / M + \dot{m}$$

$$4) \quad C_N / M = -cq + gy$$

$$5) \quad X_N / M = bq$$

donde supusimos que inicialmente $P_N = P_T = 1$; la demanda y oferta de bienes, C_N y X_N , son normalizadas por la masa monetaria, de ese modo también sus parámetros; q representa el logaritmo del precio de bienes no comerciables en relación con los comerciables P_N y P_T . Denominando $\gamma = \gamma' M$, obtenemos:

$$6) \quad \dot{P}_N = -\gamma (c+b) q + \gamma gy + \dot{m}$$

Sustituyendo (6) en (3) resulta:

$$3') \quad \dot{p} = (1 - \alpha) \dot{e} - \alpha \gamma (c+b) q + \alpha \gamma gy + \alpha \dot{m}$$

Luego, introducimos una norma posible de política de intervención de "ir contra la marea" 4/. Suponemos que la

tasa de acumulación de reservas como fracción de la masa monetaria, \dot{R}/M , es proporcional al exceso de la tasa de creación de crédito interno v , sobre la tasa de depreciación, \dot{e} :

$$7) \quad \frac{\dot{R}}{M} = \Theta (v - \dot{e})$$

Siguiendo a Dornbusch (1979), la norma de intervención también puede expresarse como la relación entre ajuste que tiene lugar a través de las modificaciones en las reservas y el ajuste total. Definiéndose este último como la suma de la acumulación de reservas más la apreciación relativa a la tendencia, $v - \dot{e}$:

$$7') \quad \frac{\dot{R}/M}{R/M - (\dot{e} - v)} = \frac{\Theta (v - \dot{e})}{\Theta (v - \dot{e}) + (v - \dot{e})} = \frac{\Theta}{1 + \Theta} \equiv \lambda$$

Intervención activa o un valor de λ cercano a la unidad (Θ tiende a infinito), implica que el tipo de cambio se mantiene cerca de la tendencia de inflación a largo plazo, $\dot{e} \equiv v$. Un valor bajo de λ (también de Θ) por contraste, permite que el tipo de cambio se desvíe sustancialmente de la tendencia de la inflación. λ ha sido denominada el "coeficiente de intervención".

El superávit de la balanza de pagos se define como la suma del superávit comercial (el valor en moneda local del exceso de oferta de bienes comerciables) más el ingreso neto de capital en moneda local, K :

$$8) \quad \frac{\dot{R}}{M} \equiv \frac{(X_T - C_T)}{M} + \frac{K}{M}$$

De la restricción del sector real de la economía sa-

bemos que el exceso de absorción real sobre el ingreso real, equivale a la suma del exceso de demandas en los dos sectores:

$$y - \bar{y} \equiv (C_T - X_T) + (C_N - X_N)$$

Utilizando (4) y (5), se obtiene la ecuación para la balanza comercial:

$$9) \quad \frac{X_T - C_T}{M} = \frac{\bar{y}}{M} - (c + b) q - j y \underline{5/}$$

La ecuación para los flujos de capital es:

$$10) \quad \frac{K}{M} = n (i - e - z - r^*)$$

donde $r^* + z$ indica la tasa de interés en moneda extranjera que enfrenta el país de que se trate, constituida por la tasa de interés básica internacional r^* , más una prima de riesgo o margen z . De esa manera, el término $(i - e - r^* - z)$ mide el diferencial de las tasas de interés, ajustado para tomar en cuenta la depreciación, a favor del país receptor. Es ese diferencial el que gobierna los flujos de capital. Aquí la movilidad de capital, aun cuando el margen puede resultar cero, es menos que perfecta 6/. A su vez, el margen varía inversamente en proporción a la tasa de acumulación de las reservas internacionales como proporción de la masa monetaria, con respecto a su tendencia a largo plazo:

$$11) \quad z = - \phi \left(\frac{\dot{R}}{M} - \frac{\bar{R}}{M} \right)$$

La ecuación del margen pone de relieve la importancia que tiene la tendencia en la posición de liquidez que tiene la autoridad monetaria de un país -medida por la tasa de acumulación de activos líquidos externos frente a su propio pasivo a corto plazo, R/M - en la determinación de la prima de riesgo que se recarga al país en los mercados financieros internacionales.

La ecuación de la balanza de pagos finalmente se obtiene reemplazando en su definición las ecuaciones 7), 9), 10) y 11), para obtener 7/:

$$12) \quad \theta (v - \dot{e}) = -\frac{(b+c)}{1-n\phi} q - \frac{i}{1-n\phi} y + \frac{n}{1-n\phi} (i - \dot{e})$$

La ecuación de la balanza de pagos muestra que tanto un aumento en el precio relativo de los bienes no comerciables, o del gasto, o una baja en el diferencial de interés empeorará la balanza de pagos; que a su vez, aumenta el margen e induce una salida de capital, empeorando aún más la posición de pagos externos del país.

El crecimiento monetario equivale a la tasa de creación de crédito interna más la creación monetaria que proviene de la intervención en el mercado de cambio.

$$13) \quad \dot{m} = v + \theta (v - \dot{e})$$

La ecuación del crecimiento monetario indica que cuando la tasa de devaluación es inferior a la tasa de creación de crédito interno, la intervención resultante lleva a una aceleración del crecimiento monetario sobre la tasa de creación de crédito interno, y viceversa.

Para resolver el modelo, primero procedemos a sustituir en la ecuación para el gasto real 2) las ecuaciones para la tasa de interés nominal 1) y la ecuación para la

tasa de inflación $\left[(3') \text{ junto con } (13) \right]$. De ese modo se obtiene:

$$14) \quad (1 - a\alpha\gamma) y = -a \left[\alpha(1+\theta) - 1 \right] \dot{e} - a\alpha\gamma(c+b) q + \\ + a f (m-p) + a \alpha (1+\theta) v$$

También, a partir de 12) sustituyendo la tasa de interés nominal, resolvemos para la tasa de depreciación,

$$15) \quad \left[n - \theta(1-n\phi) \right] \dot{e} = -(b+c) q - jy - nf (m-p) - \theta(1-n\phi) v$$

Luego, resolviendo los sistemas simultáneos de ecuaciones 14) y 15) obtenemos un sistema de ecuaciones de forma reducida para el gasto real y la depreciación del tipo de cambio en un momento en el tiempo:

$$16) \quad y = \pi_1 (m-p) + \pi_2 q + \pi_3 v$$

$$17) \quad \dot{e} = \sigma_1 (m-p) + \sigma_2 q + \sigma_3 v$$

En el Apéndice A figuran los coeficientes; las condiciones de estabilidad del sistema determinarán los signos requeridos para cada uno de estos coeficientes.

II. DINAMICA

1. Las Condiciones de Estabilidad

La dinámica se define por la evolución del precio relativo y los saldos monetarios reales. De las ecuaciones 3'), 6) y 13) obtenemos 8/:

$$18) \quad \dot{m} - \dot{p} = - \left[(1 - \alpha) (1 + \theta) \sigma_1 + \alpha \gamma g \pi_1 \right] (m - p) - \\ - \left\{ (1 - \alpha) (1 - \theta) \sigma_2 - \alpha \gamma [(c + b) - g \pi_2] \right\} q,$$

$$19) \quad \dot{q} = \dot{p}_N - \dot{e} = \left[\gamma g \pi_1 - (1 + \theta) \sigma_1 \right] (m - p) - \\ - \left\{ \gamma [(c + b) - g \pi_2] + (1 + \theta) \sigma_2 \right\} q$$

Tal como figura en el Apéndice A, las condiciones su ficientes de estabilidad del sistema requieren:

$$\pi_1, \sigma_1, \sigma_2 > 0 \quad \text{y} \quad \pi_2 < 0;$$

que implican restricciones sobre los parámetros del sistema y el coeficiente de la política de intervención. Ellos deben cumplir los siguientes requisitos:

a) Que ambos bienes sean normales - $j, g > 0$.

b) Que una mayor tasa de devaluación junto con la intervención desacelere la tasa de inflación interna $[\alpha (1 + \theta) - 1] > 0$. Alternativamente, apreciación acompañada de intervención y crecimiento monetario contribuyen a la inflación. La actual condición impone una restricción a la magnitud del coeficiente de reacción de las autoridades, a saber $\theta > \frac{1 - \alpha}{\alpha}$. Esto es, para un caso extremo, cuando en la economía todos los bienes son comerciales ($\alpha = 0$), la intervención debe ser perfecta ($\theta = \infty$), que corresponde a la adopción de un sistema de tipo de cambio fijo generalizado. Por el contrario, en el otro extremo, cuando en la economía no hay bienes comercia-

bles ($\alpha = 1$), no debe haber intervención ($\theta = 0$), que corresponde a un sistema de tipo de cambio flexible.

- c) Que el término $(1 - \alpha \gamma g)$ sea positivo. Esto significa que el aumento en la absorción real acelerará la tasa de inflación a través de la generación de exceso de demanda en el mercado de bienes no comerciables; declinando por ende, la tasa de interés real, y alentando de ese modo otro aumento en el ingreso. Consecuentemente, el efecto del ingreso sobre la tasa de interés real opera como magnificador de sus propios movimientos.
- d) Que el parámetro de intervención cumpla con el requisito $\theta > \frac{n}{1 - n\phi}$, en tanto $n\phi < 1$. Es decir, las autoridades monetarias deben reaccionar en forma más rápida que la velocidad de los movimientos de capital. Entonces, un aumento en el diferencial de interés a favor del país generará una apreciación; en tanto que, un aumento en la tasa de creación de crédito interno produce una aceleración en la tasa de devaluación.
- e) Que el "coeficiente de intervención" satisfaga el requisito $\lambda > \frac{n\alpha}{1 - n\phi}$. Esta condición, además del punto d) precedente, es condición suficiente para que un aumento en los saldos monetarios reales ocasione una disminución en la tasa de interés real, de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \frac{\partial (i - \dot{p})}{\partial (m - p)} &= \frac{\partial i}{\partial (m - p)} - \frac{\partial \dot{p}}{\partial \dot{e}} \frac{\partial \dot{e}}{\partial (m - p)} = \\ &= -f + \left[1 - \alpha (1 + \theta) \right] \frac{nf}{n - \theta (1 - n\phi)} = \\ &= \frac{f (1 + \theta)}{\theta (1 - n\phi) - n} \left[n\alpha - \lambda (1 - n\phi) \right], \text{ luego} \end{aligned}$$

$$\frac{\partial (i - \dot{p})}{\partial (m - p)} < 0 \quad \text{si } \theta > \frac{n}{1 - n\phi} \quad \text{y} \quad \lambda > \frac{n\alpha}{1 - n\phi}$$

Entonces la presente condición de estabilidad, implica que cuanto más rápido se mueva el capital y cuanto más grande sea la participación de los bienes no comerciables en el gasto total, tanto más activa debe ser la política de intervención. Es decir, tanto mayor será la proporción del ajuste que debe recaer sobre las reservas.

- f) Que $(b + c) > 0$, la suma de las elasticidades de sustitución en la producción y el consumo sea positiva. Esto corresponde a la condición de estabilidad en el mercado de bienes.
- g) Que $[a\alpha\gamma_j - (1 - a\alpha\gamma_g)]$ sea negativo. Reformulándolo, se obtiene:

$$1 > \frac{j a \alpha \gamma}{1 - a \alpha \gamma_g}$$

Esto implica que el efecto directo del precio relativo de los bienes no comerciables sobre la balanza comercial debe dominar el efecto indirecto que se opera a través de la tasa de interés real y su efecto sobre el gasto real. A medida que aumenta el precio relativo de bienes no comerciables, el efecto directo dicta un empeoramiento en la balanza comercial. Simultáneamente, disminuye la presión del exceso de demanda sobre su mercado, desacelerando de ese modo la tasa de inflación en los bienes no comerciables, que se traducirá en una disminución en la tasa de inflación global en la proporción α . Entonces, la tasa de interés real subirá y el gasto real se reducirá, mejorando por ende la balanza comercial. No obstante, la condición actual requiere que el efecto neto de un aumento en el precio relativo de los bienes no comerciables empeore la balanza comercial.

2. El Equilibrio a Largo Plazo

Suponiendo que los valores de los parámetros del modelo cumplan con las condiciones de estabilidad, entonces habrá una solución de equilibrio estable a largo plazo para las variables endógenas [q y (m - p)]. Con el objeto de obtener esos valores fijos a largo plazo, hacemos 18) y 19) igual a cero, de ese modo se obtiene:

$$20) \left. \begin{array}{l} q \\ \dot{m} = \dot{p} \end{array} \right\} = - \frac{(1-\alpha)(1+\theta)\sigma_1 + \alpha\gamma g \pi_1}{(1-\alpha)(1+\theta)\sigma_2 - \alpha\gamma[(c+b) - g\pi_2]} (m-p)$$

$$21) \left. \begin{array}{l} q \\ \dot{p}_N = \dot{e} \end{array} \right\} = \frac{\gamma g \pi_1 - (1+\theta)\sigma_1}{\gamma[(c+b) - g\pi_2] + (1+\theta)\sigma_2} (m-p)$$

La ecuación 20) indica la relación entre las variables q y (m - p) que garantizan el equilibrio de los saldos monetarios reales. Un aumento en éstos ocasionará tanto una baja en la tasa de interés nominal como en la real. La primera origina una salida de capital, la intervención y una desaceleración en el crecimiento de la oferta monetaria. La segunda aumenta el gasto, por ende, acelera la tasa de inflación en tanto empeora la balanza comercial, fomentando la desaceleración del crecimiento monetario. De ese modo, un aumento en los saldos monetarios reales genera disminución en su propia tasa. Para compensar los efectos de saldos monetarios reales mayores, es necesario que baje el precio relativo de los bienes no comerciables. Este último producirá una mejora en la balanza comercial, induciendo por ende, una apreciación en el tipo de cambio, así promoviendo afluencia de capital, intervención y aceleración en el crecimiento monetario. No obstante, también promoverá un exceso de demanda en el mercado de bienes no comerciables, tanto directamente como mediante el aumento del ingreso, acelerando de ese modo la inflación. Supon-

dremos que el efecto de una modificación en el precio relativo de los bienes no comerciables sobre el crecimiento monetario tiene mayor preponderancia que el efecto sobre la inflación \dot{p} . El gráfico 1 muestra la curva $\dot{m} - \dot{p}$ con pendiente negativa.

La ecuación 21) indica la relación entre las variables q y $(m-p)$ para las cuales se mantiene constante el precio relativo de los bienes no comerciables. Un aumento en los saldos monetarios reales, como antes, bajará las tasas de interés nominal y real. El primer efecto empeorará la cuenta de capital, y por ende, inducirá aceleración en la tasa de devaluación. El segundo efecto aumentará la absorción, produciendo en consecuencia un exceso de demanda en el mercado de bienes no comerciables, y un deterioro en la balanza comercial. Sumando la aceleración en la tasa de depreciación a través de los efectos de las cuentas de comercio y capital, supondremos que superará a la aceleración (de existir, recuérdese que \dot{m} también está bajando) en la tasa de inflación de bienes no comerciables. De ese modo, el efecto neto de un aumento en los saldos monetarios reales será un precio relativo de bienes no comerciables decreciente. Para compensar los efectos de mayores saldos monetarios reales, se requiere un nivel más bajo del precio relativo de los bienes no comerciables. Esto ocasionará una mejora neta en la balanza comercial, causando apreciación, afluencia de capital, intervención y finalmente aceleración en la tasa de crecimiento monetario. Esto, unido al exceso de demanda creado en el mercado de bienes no comerciables promoverá un precio relativo de bienes no comerciables creciente. El gráfico 1 también muestra la curva $\dot{P}_N = \dot{e}$ con una pendiente negativa, aunque menos parada que la curva $\dot{m} = \dot{p}$.

Aunque no es necesario para la determinación del equilibrio a largo plazo; el análisis del proceso de ajuste se facilita bastante con la inclusión de dos curvas adicionales en el gráfico 1. Son las curvas $v = \dot{e} = \dot{m}$ y la $\dot{p} = v$, de la siguiente manera:

$$22) \quad q \Big|_{v = \dot{e} = \dot{m}} = -\frac{\sigma_1}{\sigma_2} (m-p)$$

$$23) \quad q \Big|_{\dot{p} = v} = \frac{-\left[\alpha(1+\theta) - 1\right] \sigma_1 + \alpha \gamma g \pi_2}{\left[\alpha(1+\theta) - 1\right] \sigma_2 + \alpha \gamma [(c+b) - g \pi_2]} (m-p)$$

De acuerdo con la curva $v = \dot{e} = \dot{m}$, la balanza de pagos está en equilibrio, no hay intervención, luego la tasa de crecimiento del dinero se debe enteramente a la creación de crédito interno; la depreciación es igual a la tasa de creación de crédito interno. Los puntos debajo de esta curva indican que tanto el nivel de saldos monetarios reales como el precio relativo de los bienes no comerciables son bajos, ayudando de ese modo a generar superávit en la cuenta de capital como así también en la cuenta comercial; por ende $v > \dot{e}$ y $\dot{m} > v$. De la ecuación 22), se deduce que esta curva tiene, sin ambigüedades, una pendiente negativa. La curva $\dot{p} = v$ también se dibuja con una pendiente negativa. Esto supone, que el efecto negativo que un aumento de los saldos monetarios reales tiene sobre la tasa de inflación (mediante una baja en las tasas de interés nominal y real, induciendo déficit de balanza de pagos, intervención, desaceleración del crecimiento monetario, y mayor depreciación) domina al efecto positivo sobre el gasto.

Como puede verse de 20) a 23), la curva más parada es la $\dot{m} = \dot{p}$, la siguiente es la $v = \dot{e} = \dot{m}$, luego viene $\dot{p}_N = \dot{e}$ y la más acostada de todas es la $\dot{p} = v$.

El equilibrio de largo plazo se obtiene en el punto Q, donde se cruzan las cuatro curvas, determinando de ese modo q^* y $(m-p)^*$. En ese punto la tasa de inflación de bienes no comerciables se torna igual a la de los comerciables, y así es igual a la tasa de inflación; es decir, el precio relativo es constante. También la balanza de pagos está en equilibrio, de ese modo la tasa de crecimiento mo

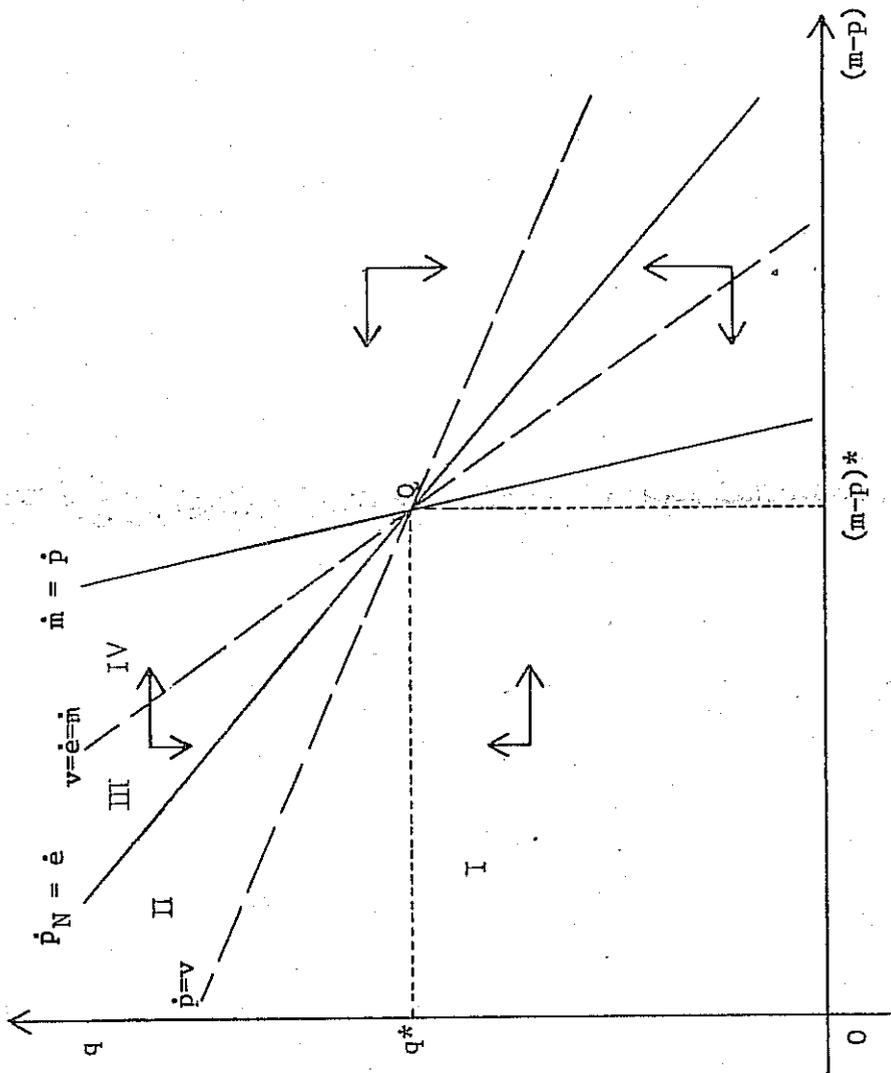


GRÁFICO 1

netario se debe enteramente a fuentes locales de creación de crédito, que a su vez corresponde a la tasa de inflación de largo plazo. Como la tasa de crecimiento monetario equivale a la tasa de inflación, los saldos monetarios reales también han logrado su nivel de equilibrio de largo plazo.

3. El Mapa de Trayectoria

Con las curvas del gráfico 1, es posible caracterizar la relación entre las variables exógenas como así también las endógenas en las diversas regiones. Nos limitaremos a estudiar las primeras cuatro regiones, el lector interesado, usando el mismo método puede ampliar el análisis a las regiones restantes.

Región I - De 18) y 19) tanto los saldos monetarios reales como el precio relativo de los bienes no comerciables están creciendo. Entonces $\dot{m} > \dot{p}$ y $\dot{p}_N > \dot{e}$. Pero también tenemos un superávit de balanza de pagos, que de 13) obtenemos $\dot{m} > v$ y $v > \dot{e}$. La relación completa entre las variables en esta región, entonces es: $\dot{m} > \dot{p}_N > \dot{p} > v > \dot{e}$.

Región II - Continuamos teniendo un superávit en la balanza de pagos externos, y el precio relativo de los bienes no comerciables sigue creciendo como lo hacen los saldos monetarios reales. No obstante, ahora la tasa de inflación es más lenta que la tasa de creación de crédito interno. Ahora la relación es: $\dot{m} > \dot{p}_N > v > \dot{p} > \dot{e}$.

Región III - Aún la balanza de pagos tiene un superávit y los saldos monetarios reales siguen creciendo. No obstante, el precio relativo de los bienes no comerciables ahora está bajando. Así obtenemos: $\dot{m} > v > \dot{e} > \dot{p} > \dot{p}_N$.

Región IV - La balanza de pagos ahora se torna deficitaria, en tanto el precio relativo de los bienes no comerciables sigue bajando. No obstante, los saldos monetarios reales aún aumentan. Entonces: $\dot{e} > v > \dot{m} > \dot{p} > \dot{p}_N$.

III. EL PROCESO DE AJUSTE A UNA REDUCCION EN LA TASA DE CREACION DE CREDITO INTERNO

La menor tasa de creación de crédito interno, v , en el equilibrio a largo plazo no llevará a ninguna modificación en el sector real de la economía; es decir, el precio relativo de los bienes no comerciables permanecerá constante; pero modificará el nivel de equilibrio de los saldos monetarios reales $(m-p)^*$. En el nuevo equilibrio a largo plazo, la inflación igualase al valor de tendencia más bajo de v , y así lo hará la inflación esperada; consecuentemente la tasa nominal de interés bajará en igual magnitud, $di = dv$, y de l), $d(m-p) = -dv/f > 0$. El gráfico 2 muestra el desplazamiento del equilibrio a largo plazo del punto Q a Q' .

A partir del equilibrio inicial aún tenemos inalterados los saldos monetarios reales y el precio relativo de bienes no comerciables; la tasa de inflación aún está en la tasa de pre-estabilización. Por ende, tanto la tasa de interés nominal como la real se encuentran en su nivel inicial, y así lo hará la absorción real. Este es el punto fundamental para la comprensión de las implicancias del tipo de cambio en la estabilización. Las autoridades, de acuerdo con la norma de intervención, reducen la tasa a la cual se permite la depreciación del tipo de cambio. Al hacerlo así crean un diferencial de interés ajustado por la depreciación a favor del país receptor, $i - \dot{e}$. Consecuentemente, hay una mejora en la cuenta de capital, que induce a una reducción del margen de riesgo, ampliando el diferencial de tasa de interés, acumulándose mejoras en el saldo de capitales; crecientes presiones para otra reducción en la tasa de depreciación, que lleva a la intervención y a la creación de dinero.

De 15) precedente, sabemos el efecto impacto de la reducción en la tasa de creación de crédito sobre el tipo de cambio, en el equilibrio inicial, como:

$$24) \quad \left. \frac{d\dot{e}}{dv} \right|_{t=0} = \frac{\theta}{\theta - \frac{n}{1-h\phi}} > 1$$

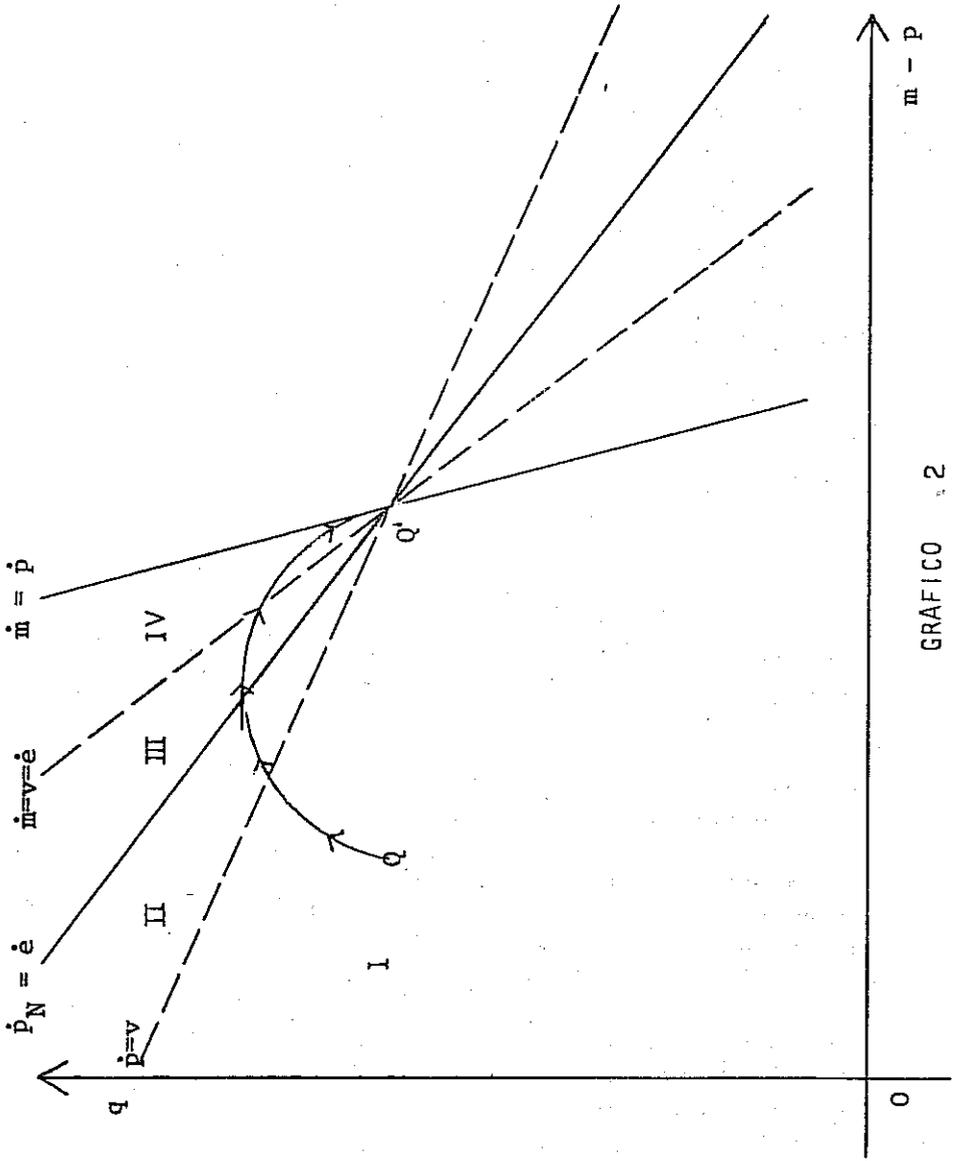


GRAFICO 2

Conforme a ello, cuando las autoridades permiten desviaciones en la tasa de depreciación respecto de su valor de tendencia, v , y hay movilidad de capital; la estabilización provocará sobre reacción en la tasa de variación del tipo de cambio. Es decir, inicialmente, será posible observar una tasa de devaluación inferior a su nuevo valor de tendencia. No obstante, es interesante observar que dependiendo del nivel inicial de v y la modificación de su nivel, será posible observar aún una apreciación nominal del tipo de cambio como un efecto impacto de la reducción en la tasa de creación de crédito interno, no obstante la inflación interna.

No habrá sobre reacción en la tasa de depreciación en las siguientes cuatro situaciones:

a) Cuando hay inmovilidad de capital, $n = 0$, en tal caso el efecto de impacto será proporcional 10/.

b) Cuando la intervención es completa, $\theta = \infty$ y también $\dot{e} = v$, que se refiere a un sistema de tipo de cambio fijo generalizado. Nuevamente el efecto de impacto será proporcional 11/.

c) Sin intervención, lo que corresponde a un sistema de tipo de cambio flexible puro. En este caso, la tasa de depreciación inicialmente permanecerá constante 12/.

d) Cuando la norma de intervención se refiere al comportamiento del sector externo solamente 13/. Nuevamente la tasa de depreciación inicialmente permanecerá constante.

El efecto impacto de la disminución en la tasa de creación de crédito sobre la tasa de crecimiento monetario toma en cuenta la expansión monetaria debido a la intervención. De 13) tenemos:

$$25) \left. \frac{d\dot{m}}{dv} \right|_{t=0} = (1+\theta) \cdot \theta \left. \frac{\partial \dot{e}}{\partial v} \right|_{t=0} = \frac{1+\theta}{\theta(1-n\phi)-n} \left[\lambda(1-n\phi) - n \right] \geq 0$$

Sabemos de las condiciones suficientes de estabilidad que es necesario cumplir con el requisito $\lambda > \left[n\alpha / (1-n\phi) \right]$. No obstante, es posible tener $\lambda \geq \left[n / (1-n\phi) \right]$, así 25) puede ser positiva, igual a cero o aún negativa. Por ende, una reducción en la tasa de creación de crédito interno, tiene un efecto de impacto ambiguo sobre la tasa de crecimiento monetario. Con un coeficiente altamente sensible de reacción de capital, junto con una reducida participación de los bienes no comerciables en el gasto total; será totalmente posible cumplir con la condición de estabilidad, no obstante la intervención podría más que compensar la reducción en la creación de crédito interna, y obtener una aceleración en la tasa de crecimiento monetario en su lugar.

El efecto impacto de la disminución en la tasa de creación de crédito sobre la tasa de inflación de los bienes no comerciables, resulta a partir de 6), igual al efecto sobre la tasa de crecimiento monetario. Conforme a ello, con un coeficiente de capital altamente sensible, y con participación de los bienes no comerciables en el gasto pequeña, es posible que la tasa de inflación de los bienes no comerciables en primer lugar aumente realmente. No obstante, cuanto menor sea λ tanto mayor son las oportunidades para que suceda esto.

Finalmente, el efecto inicial de la desaceleración en la tasa de creación de crédito sobre la tasa de inflación global es, de 3'), el siguiente:

$$26) \left. \frac{d\dot{p}}{dv} \right|_{t=0} = \frac{(1+\theta)(1-n\phi)}{\theta(1-n\phi)-n} \left(\lambda - \frac{\alpha n}{1-n\phi} \right) > 0$$

Evidentemente, el efecto impacto será una desaceleración en la tasa de inflación interna como consecuencia de una reducción en la tasa de creación de crédito interno. Aún podría haber una sobre reacción, la posibilidad de este resultado será mayor cuanto menores sean: la proporción de bienes no comerciables en el gasto total, α , y el coeficiente de reacción de capital. En este último caso puede producirse una deflación global 14/.

En el gráfico 3, trazamos los efectos impactos como así también la trayectoria en el tiempo para cada variable endógena. Al hacerlo, evitamos los casos donde se puede obtener: apreciación nominal, aceleración en la tasa de crecimiento monetario como así también en la tasa de inflación para los bienes no comerciables, y sobre reacción en la tasa de inflación global.

El efecto impacto de la reducción en la tasa de creación de crédito, implica de ese modo que el precio relativo de los bienes no comerciables está aumentando, incluyendo la posibilidad de aceleración en la tasa de inflación de los bienes no comerciables con apreciación nominal. De 24) y 25), se obtiene:

$$27) \quad \left. \frac{dq}{dv} \right|_{t=0} = - \frac{n(1+\theta)}{\theta(1-n\phi) - n} < 0$$

El efecto impacto de la desaceleración en la tasa de creación de crédito, también implica que los saldos monetarios reales estarán aumentando incluyendo la posibilidad de aceleración en la tasa de crecimiento monetario y en deflación. De 25) y 26) tenemos:

$$28) \quad \left. \frac{d(\dot{m} - \dot{p})}{dv} \right|_{t=0} = \frac{(1+\theta)n}{\theta(1-n\phi) - n} \left[\alpha(1-n\phi) - 1 \right] < 0$$

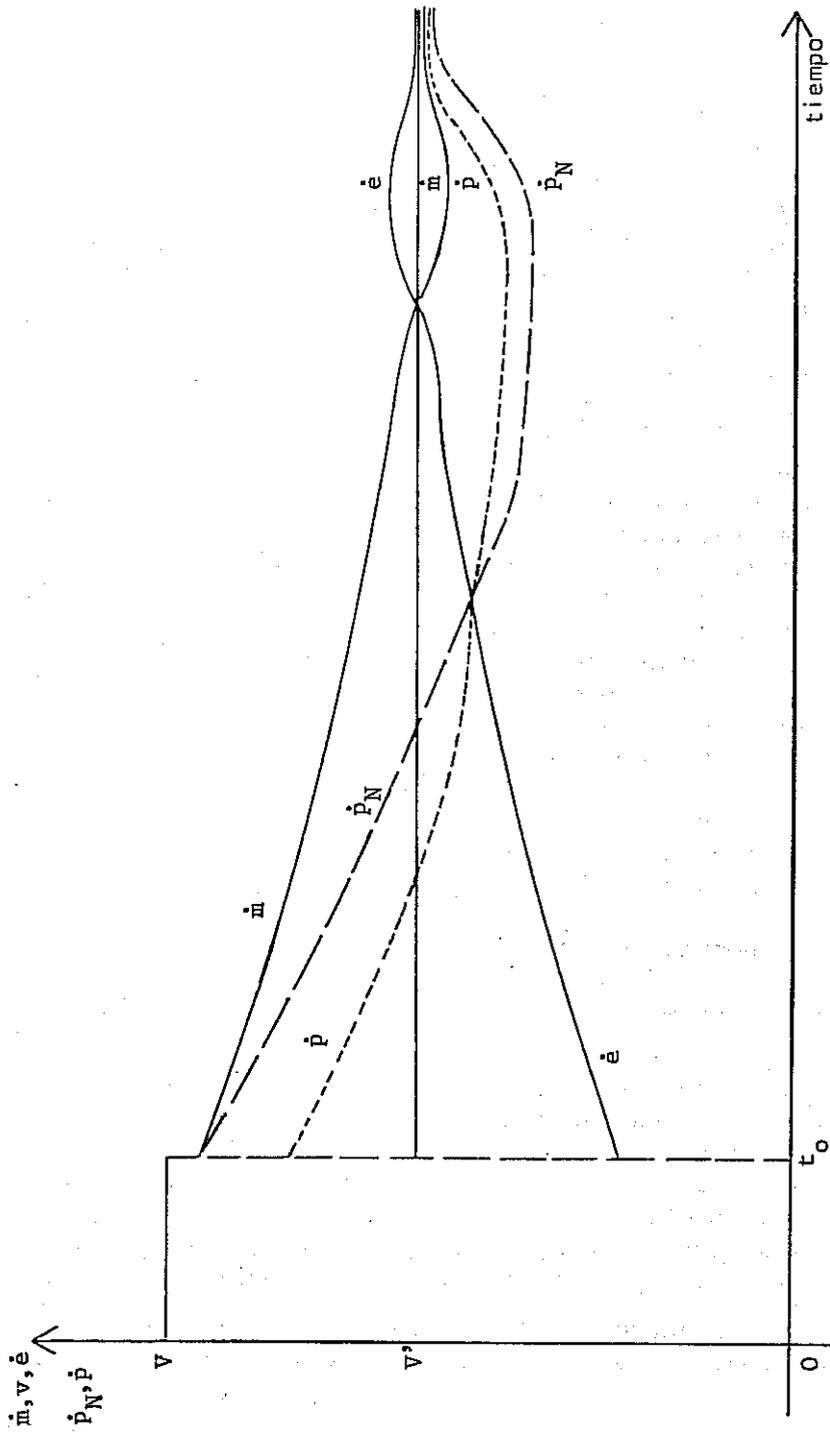


GRÁFICO 3

Por ende, desde el mismo comienzo del proceso de ajuste, el punto Q en el gráfico 2, tanto el precio relativo de los bienes no comerciables como los saldos monetarios reales están subiendo 15/. La tasa de interés real primero aumenta (podría ser mayor que la tasa de interés nominal) puesto que inicialmente los saldos monetarios reales son constantes, en tanto que la tasa de inflación se desacelera; de ese modo baja la absorción real 16/. Tanto el aumento en el precio relativo de los bienes no comerciables como la baja en el gasto real hace que continúe la tasa de inflación de bienes no comerciables moviéndose a un ritmo más lento que la tasa de crecimiento monetario. La balanza de pagos exhibe un superávit puesto que inicialmente han mejorado tanto la cuenta capital como la balanza comercial. El efecto impacto sobre la balanza comercial consiste en una mejora debida al efecto de choque del aumento en la tasa de interés real y la baja inducida en el gasto real. De ahí en más, tanto el aumento en el precio relativo de los bienes no comerciables como la tasa de interés en baja, inducen un empeoramiento de la balanza comercial. Pero también la cuenta capital empeora debido a que la tasa de interés nominal también baja a medida que los saldos monetarios reales aumentan, en tanto que la tasa de devaluación se acelera. Este es el proceso de ajuste que figura en las regiones I y II.

El aumento del precio relativo de los productos no comerciables y los saldos monetarios reales continuarán hasta que alcancemos la curva $\hat{p}_N = \dot{e}$. No obstante, algo antes, cuando la trayectoria cruza la curva $\hat{p} = v$ observamos que la tasa de inflación converge a su nuevo valor de tendencia. Pero este resultado se revierte rápidamente y la tasa de inflación llega a una magnitud menor que su valor de tendencia. Ahora estamos en la región II, donde observamos que la tasa de inflación de los bienes no comerciables también resulta menor que su nuevo valor de tendencia. Cuando la trayectoria alcanza la curva $\hat{p}_N = \dot{e}$, observamos una convergencia de las tasas de inflación para los bienes comerciables, no comerciables y el deflactor. Lue-

go, en ese instante, el precio relativo es constante. Sin embargo, las tres tasas de inflación aún están por debajo de su nuevo valor de tendencia. En tanto la balanza comercial, después de haber exhibido superávit al comienzo del proceso de ajuste, ha estado empeorando desde entonces.

En la región III hay efectos opuestos sobre la balanza comercial: la baja en el precio relativo de los bienes no comerciables la mejora; mientras que, a través del efecto estimulante de la disminución en la tasa real de interés sobre la absorción la empeora. No obstante, la balanza de pagos aún muestra superávit. Cuando se alcanza la curva $v = \dot{e} = \dot{m}$, la balanza de pagos está en equilibrio, la tasa de crecimiento monetario como así también la tasa de devaluación lograron su tasa de largo plazo. No obstante, el nivel de las tasas de interés nominal y real aún son mayores que sus niveles a largo plazo. Por lo tanto, el nivel de absorción real es menor que su nivel a largo plazo, mientras que el precio relativo de los bienes no comerciables aún es mayor que su valor estacionario. A medida que las tasas de interés nominal y real continúan bajando, la balanza de pagos empeora. Estamos ahora en la región IV, cuando se obtiene salida de capital, intervención y reducción en la tasa de crecimiento monetario por debajo de su valor de tendencia; en tanto la tasa de depreciación se acerca hacia un nivel más alto que su valor de largo plazo.

Finalmente, cuando la economía alcanza un nuevo equilibrio pleno estacionario en Q' , el precio relativo vuelve a su nivel inicial al igual que la tasa de interés real y la absorción real; pero el nivel de saldos monetarios reales ha aumentado ajustándose a las menores tasas de interés nominal, inflación y depreciación.

El proceso de ajuste ha mostrado que sólo dos variables exhibieron una aproximación asintótica a sus nuevos equilibrios de largo plazo; ellas son, saldos monetarios reales (a un nivel mayor) y la tasa nominal de interés (a un nivel menor). La tasa de interés real, y la absorción real, también exhiben una aproximación uniforme, tras un

salto inicial en alza en la tasa real de interés (salto en baja en la absorción), retorna a sus niveles originales. Todas las demás variables, indicadas en el gráfico 3, exhibieron una aproximación cíclica hacia su valor común más bajo de largo plazo. En este particular, el margen de riesgo bajó desde el comienzo de la implementación del programa de estabilización, cuando la tasa de acumulación de reservas fue mayor que la de la meta, de esa manera, ampliando el diferencial de interés y promoviendo una afluencia de capital aún mayor; en la región IV, el déficit en la balanza de pagos origina una tasa negativa de acumulación de reservas, induciendo de ese modo un aumento en el margen de riesgo, acelerando por ende la salida de capitales. En tonces, el margen vuelve a su nivel original a largo plazo. De ese modo, su comportamiento cíclico ha fortalecido aún más la contribución para la amplitud del proceso de ajuste cíclico producido por los movimientos de capital.

En el largo plazo, la reducción en la tasa de creación de crédito de fuentes internas, de ese modo, sólo se refleja en una reducción correspondiente en la tasa de interés nominal, y las tasas de largo plazo de inflación y depreciación, y en consecuencia, en un nivel más alto de saldos monetarios reales. Esto último, se logra al final, a través de la creación de dinero de ambas fuentes en la debida proporción; pero también originado por una tasa de inflación inferior a la tasa de crecimiento monetario. Esto último se obtiene mediante: a) un aumento en la tasa de interés real, por ende, una baja en la absorción que induce exceso de oferta de bienes no comerciables, manteniendo de ese modo su propia tasa de inflación por debajo de la tasa de crecimiento monetario en todo el proceso de ajuste; b) una tasa de depreciación que va por debajo de la tendencia para la mayor parte del período. Pero esto significa que lo que es un fenómeno puramente monetario afecta al sector real de la economía durante el período de transición. El precio relativo varía, y también los recursos se reasignan primero del sector de bienes comerciables al de no comerciables, y posteriormente nuevamente al sector de bienes comerciables.

IV. PRECIO RELATIVO Y SISTEMAS DE TIPO DE CAMBIO

La activa intervención en el mercado de cambios, cuando la norma adopta como criterio tanto un indicador del sector externo como así también uno interno, de cualquiera de los siguientes tipos: 17/

$$29) \text{ a) } \frac{\dot{R}}{M} = -\theta(\dot{e} - v); \quad \text{b) } \frac{\dot{R}}{M} = -\theta(\dot{e} - \dot{p}); \quad \text{o c) } \frac{\dot{R}}{M} = -\theta(\dot{e} - \dot{p}_N);$$

originan la misma trayectoria de ajuste. A saber, crecientes saldos monetarios reales y precios relativos de bienes no comerciables desde el principio de la adopción de un programa de estabilización. En tanto que los saldos monetarios reales siguen aumentando hacia su equilibrio estacionario más alto a largo plazo, los precios relativos de los bienes no comerciables exhibirán una trayectoria de ajuste cíclica, bajando luego hasta que se logre el mismo nivel estacionario inicial. De ese modo el proceso de ajuste afecta al sector real de la economía de un modo particular, aunque transitoriamente.

¿Podríamos encontrar una trayectoria de ajuste libre de costos de reasignación provisorios? Liviatan ha propuesto un impuesto de igualación sobre los flujos de capital que eliminaría el incentivo para importaciones de capital en la transición 18/. Esta recomendación ayuda a suavizar los ciclos, pero no los hace desaparecer 19/. Aún necesitamos hacer ajustes en el mercado monetario hacia su mayor nivel deseado a largo plazo en los saldos monetarios reales. Dornbusch (1979) presentó un procedimiento alternativo para quien cree en expectativas racionales, que es un aumento único para siempre en los saldos monetarios reales, acompañando la reducción en su tasa de crecimiento. La combinación de ambas llevaría a la economía al punto Q' en el gráfico 2 instantáneamente. La tasa nominal de interés bajaría instantáneamente a su nuevo nivel menor de lar

go plazo, en tanto implícitamente se supone, la intervención bajará la tasa de devaluación exactamente en la misma tasa. Por ende, el diferencial de interés permanecerá constante, de modo que no inducirá la afluencia de capital. No obstante, con el modelo actual, la recomendación de Dornbusch debilitará la posición de liquidez que mantienen las autoridades monetarias; por ende, el margen podría aumentar, y en consecuencia inducir en su lugar una salida de capital. No se evitará la aproximación cíclica hacia un nuevo equilibrio, aunque podría ser en una dirección opuesta, a partir del punto Q' 20/.

La combinación de política recomendada del modelo actual es:

a) Mantener las restricciones sobre la afluencia de capital durante el período de transición como lo recomienda Liviatan.

b) Para facilitar el procedimiento, permitir que el ajuste recaiga completamente en las reservas, es decir, adoptar la norma de intervención total o el sistema generalizado de tipo de cambio fijo. La depreciación del tipo de cambio se ubicaría instantáneamente en su nueva tasa de equilibrio de largo plazo, v'.

c) Utilizar la política de reorientación del gasto para evitar cualquier efecto real de las modificaciones en el precio relativo. A saber, introducir subsidios variables a la producción e impuestos al consumo de bienes comerciables de modo de compensar el deterioro en su precio relativo (subsidios variables a las exportaciones y aranceles a las importaciones). Las reservas aumentarán ahora exclusivamente como consecuencia de la baja en el gasto inducida por el aumento inicial en la tasa de interés real; puesto que ahora se compensa deliberadamente el efecto precio relativo sobre la balanza comercial. El manejo del nivel del gasto, a través de la política fiscal, debe adaptarse para obtener la tasa de acumulación de reservas deseadas 21/.

Quando la norma de intervención responde exclusivamente al comportamiento del sector externo $(\dot{R}/M) = -\theta \dot{e}$; o un sistema puro de tipo de cambio flexible es adoptado; entonces la trayectoria de ajuste también es cíclica, no obstante en dirección opuesta. El precio relativo de los bienes no comerciables primero bajará, para posteriormente retornar a su nivel inicial. En el sistema de tipo de cambio cuasiflexible, la combinación de política recomendada para evitar modificaciones en el precio relativo es similar a la de los casos cuasifijos discutidos anteriormente, con la excepción de que la reorientación del gasto primero aplicaría impuestos variables a la producción y subsidios al consumo de bienes comerciables para compensar el efecto sobre el precio relativo de la estabilización (impuestos variables a las exportaciones y subsidios a las importaciones). Para el régimen cambiario puro flexible, la recomendación de Dornbusch, junto con una reducción equivalente única y para siempre en la tasa de depreciación lograrían un ajuste neutro.

V. CONCLUSIONES

Un programa de estabilización es un fenómeno monetario puro, y como tal, no tendrá ningún efecto duradero sobre el sector real de la economía en el largo plazo. No obstante, sí afecta el precio relativo de los bienes no comerciables en relación a los bienes comerciables durante el período de ajuste, y así, la economía soporta la carga de los costos de reasignación de recursos. La trayectoria precisa de ajuste en la reasignación de recursos dependerá del sistema de tipo de cambio empleado. El sistema generalizado de tipo de cambio fijo o cualquier sistema de tipo de cambio cuasifijo, promoverá la reasignación de recursos, primero del sector de bienes comerciables a los de no comerciables y posteriormente, revertido a su lugar inicial de empleo. La trayectoria opuesta de ajuste de reasignación se seguirá bajo un sistema de cambio puro flexible o uno cuasiflexible.

Teóricamente, no parece posible evaluar la ventaja comparativa de cada sistema de tipo de cambio, con referencia sólo a sus respectivos costos de ajustes. No obstante, el sistema de tipo de cambio puro flexible parece ofrecer la forma más fácil y eficiente de administrar una combinación de políticas hacia el logro de un ajuste instantáneo sin costos.

APENDICE A:

A.I - Esta parte del apéndice muestra las ecuaciones de forma reducida del modelo y desarrolla las condiciones de estabilidad. Aquí repetimos las ecuaciones 16) y 17) del texto, que corresponden a las ecuaciones de forma reducida para la absorción real y la tasa de depreciación del tipo de cambio en un punto en el tiempo:

$$A-1 \quad y = \pi_1 (m-p) + \pi_2 q + \pi_3 v,$$

$$\dot{e} = \sigma_1 (m-p) + \sigma_2 q + \sigma_3 v,$$

donde los coeficientes son los siguientes:

$$A-2 \quad \pi_1 = \frac{af(1+\theta)}{\Delta} \left[n\alpha - \lambda(1-n\phi) \right],$$

$$\pi_2 = \frac{a(b+c)}{\Delta} \left\{ \left[\alpha(1+\theta) - 1 \right] - \alpha\gamma \left[n - \theta(1-n\phi) \right] \right\},$$

$$\pi_3 = \frac{a(1+\theta)}{\Delta} \left[\alpha n - \lambda(1-n\phi) \right],$$

$$\sigma_1 = -\frac{f}{\Delta} n \left[(1 - a\alpha\gamma g) + ja \right],$$

$$\sigma_2 = \frac{(b+c)}{\Delta} \left[a\alpha\gamma j - (1 - a\alpha\gamma g) \right],$$

$$\sigma_3 = -\frac{(1+\theta)}{\Delta} \left[ja\alpha + \lambda(1 - a\alpha\gamma g)(1-n\phi) \right],$$

donde $\Delta = (1 - \alpha \gamma g) \left[n - \theta (1 - n\phi) \right] - j a \left[\alpha (1 + \theta) - 1 \right] < 0$.

La dinámica se define por la evolución de los precios relativos y saldos reales; omitiendo los términos constantes, utilizando las ecuaciones 3'), 6) y 13), se obtiene:

$$\begin{aligned} \text{A-3} \quad \dot{m} - \dot{p} = & - \left[(1 - \alpha) (1 + \theta) \sigma_1 + \alpha \gamma g \pi_1 \right] (m - p) - \\ & - \{ (1 - \alpha) (1 + \theta) \sigma_2 - \alpha \gamma [(c + b) - g \pi_2] \} q \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{A-4} \quad \dot{q} = \dot{p}_N - \dot{e} = & \left[\gamma g \pi_1 - (1 + \theta) \sigma_1 \right] (m - p) - \\ & - \{ \gamma [(c + b) - g \pi_2] + (1 + \theta) \sigma_2 \} q \end{aligned}$$

La estabilidad de este sistema requiere que todos los coeficientes de ε en la ecuación característica sean positivos:

$$\begin{aligned} \text{A-5} \quad \varepsilon^2 + \varepsilon^1 \{ \gamma g (\alpha \pi_1 - \pi_2) + \gamma (c + b) + (1 + \theta) \left[(1 - \alpha) \sigma_1 + \sigma_2 \right] \} + \\ + \varepsilon^0 (1 + \theta) \left\{ \gamma g (\pi_1 \sigma_2 - \sigma_1 \pi_2) + \sigma_1 \gamma (c + b) \right\} = 0. \end{aligned}$$

Las condiciones suficientes de estabilidad son:

$$\text{A-6} \quad \pi_1, \sigma_1, \sigma_2 > 0; \quad \pi_2 < 0; \quad (c + b) > 0 \quad \text{y} \quad g > 0$$

Las últimas dos requieren que los bienes no comerciales sean normales y que se cumpla la condición de estabilidad en el mercado de bienes.

A.II - Ahora demostraremos el menor grado de restricción que alcanzan las condiciones suficientes de estabilidad del modelo cuando se evitan los movimientos de capital, por lo menos durante el período de transición. Los coeficientes reducidos del sistema resultan:

$$A-7 \quad \pi'_1 = -\frac{af\theta}{\Delta'} > 0,$$

$$\pi'_2 = \frac{a(b+c)}{\Delta'} \{ [\alpha(1+\theta) - 1] + \alpha\gamma\theta \} < 0,$$

$$\sigma'_1 = -\frac{fja}{\Delta'} > 0,$$

$$\sigma'_2 = \frac{(b+c)}{\Delta'} [a\alpha\gamma j - (1 - a\alpha\gamma g)] > 0,$$

$$\Delta' = -\theta(1 - a\alpha\gamma g) - ja [\alpha(1 - \theta) - 1] < 0.$$

Ahora, podemos eludir las condiciones d) y e) del texto. Esto tiene una implicancia muy importante para el parámetro de intervención, que ahora sólo tiene una restricción, a saber, $\theta > \frac{1 - \alpha}{\alpha}$.

Es necesario que sea mayor que la relación entre bienes comerciables y no comerciables en el gasto total. Los efectos impacto ahora serán los siguientes:

$$A-8 \quad \left. \frac{d\dot{e}}{dv} \right|_{t=0} = 1; \quad \left. \frac{d\dot{p}_N}{dv} \right|_{t=0} = \left. \frac{d\dot{m}}{dv} \right|_{t=0} = 1$$

$$\left. \frac{d\dot{p}}{dv} \right|_{t=0} = 1; \quad \left. \frac{d(\dot{m} - \dot{p})}{dv} \right|_{t=0} = 0 \quad \text{y} \quad \left. \frac{d\dot{q}}{dv} \right|_{t=0} = 0$$

De ese modo, la tasa de depreciación, la tasa de crecimiento monetario, y las tasas de inflación se reducirán instantáneamente en la misma magnitud en que la tasa de creación de crédito fue reducida. Tanto los saldos monetarios reales como el precio relativo inicialmente permanecerán constantes. Sin embargo, aún tendremos una trayectoria cíclica hacia el equilibrio, aunque más suave.

A.III - Aquí presentamos el sistema de tipo de cambio fijo generalizado, esto se refiere al caso especial del modelo presentado en el texto, cuando la intervención es completa $\lambda = 1$ o θ se aproxima a infinito. El sistema simultáneo de ecuaciones 14) y 15) será sustituido por:

$$A-9 \quad (1 - a\alpha\gamma) y = a\alpha \frac{\dot{R}}{M} - a\alpha\gamma(c+b)q + af(m-p) + av,$$

$$(1 - n\phi) \frac{\dot{R}}{M} = -jy - (b+c)q - nf(m-p) - nv.$$

En tanto las ecuaciones de forma reducida 16) y 17) resultan en:

$$A-10 \quad y = \pi_1'' (m-p) + \pi_2'' q,$$

$$\frac{\dot{R}}{M} = \sigma_1'' (m-p) + \sigma_2'' q.$$

Los coeficientes reducidos ahora son:

$$A-11 \quad \pi_1'' = \frac{af}{\Delta''} \left[(1 - n\phi) - \alpha n \right] > 0$$

$$\pi_2'' = - \frac{a\alpha(b+c)}{\Delta''} \left[1 + (1 - n\phi)\gamma \right] < 0$$

$$\sigma_1'' = - \frac{f}{\Delta''} \left[j a + n (1 - a \alpha \gamma g) \right] < 0$$

$$\sigma_2'' = \frac{(c+b)}{\Delta''} \left[j a \alpha \gamma - (1 - a \alpha \gamma g) \right] < 0$$

$$\Delta'' = (1 - n\phi) (1 - a \alpha \gamma g) + a \alpha j > 0$$

La ecuación característica resulta:

$$\varepsilon^2 + \varepsilon^1 \{ -(1 - \alpha) \sigma_1'' + \alpha \gamma g \pi_1'' + \gamma \left[(c+b) - g \pi_2'' \right] - \sigma_2'' \} +$$

$$\varepsilon^0 \{ - \sigma_1'' \gamma \left[(c+b) - g \pi_2'' \right] - \gamma g \pi_1'' \sigma_2'' \} = 0$$

Las condiciones suficientes de estabilidad son $\pi_1'' > 0$; π_2'' , σ_1'' , $\sigma_2'' < 0$, que son las mismas que las presentadas en el texto. Puesto que supusimos una movilidad incompleta de capital y aquí también que $\theta = \infty$, las condiciones b) y d) del texto no aparecen explícitamente. La condición e) ahora es reemplazada por su límite, $1 > \left[\alpha n / (1 - n\phi) \right]$. Los efectos impacto ahora son:

$$A-12 \quad \left. \frac{d\dot{m}}{dv} \right|_{t=0} = \left. \frac{d\dot{p}_N}{dv} \right|_{t=0} = 1 - \frac{n}{1 - n\phi} \geq 0,$$

$$\left. \frac{d\dot{e}}{dv} \right|_{t=0} = 1, \quad \left. \frac{d\dot{p}}{dv} \right|_{t=0} = 1 - \frac{\alpha n}{1 - n\phi} > 0,$$

$$\left. \frac{d(\dot{m} - \dot{p})}{dv} \right|_{t=0} = - \frac{n(1-\alpha)}{1-n\phi} < 0,$$

$$\left. \frac{d(\dot{p}_N - \dot{e})}{dv} \right|_{t=0} = - \frac{n}{1-n\phi} < 0.$$

Los únicos resultados diferentes de los presentados en el texto, se refieren a la posibilidad de no sobre reacción tanto en la tasa de depreciación como en la tasa global de inflación. Una consecuencia directa de la norma de intervención extrema.

A.IV - El sistema de tipo de cambio puro flexible puede obtenerse haciéndose el parámetro de intervención $\theta = 0$, es el caso de no intervención. Ahora los coeficientes de forma reducida son:

$$A-13 \quad \pi_1^* = \frac{a f n \alpha}{\Delta^*} > 0$$

$$\pi_2^* = - \frac{a(b+c)}{\Delta^*} \left[(1-\alpha) + \alpha \gamma n \right] < 0$$

$$\sigma_1^* = - \frac{f}{\Delta^*} \left[j a + n(1 - a \alpha \gamma g) \right] < 0$$

$$\sigma_2^* = \frac{(b+c)}{\Delta^*} \left[a \alpha \gamma j - (1 - a \alpha \gamma g) \right] < 0$$

$$\Delta^* = (1 - a \alpha \gamma g) n + j a (1 - \alpha) > 0$$

Los efectos impacto ahora son:

$$A-14 \quad \left. \frac{d\dot{m}}{dv} \right|_{t=0} = \left. \frac{d\dot{p}_N}{dv} \right|_{t=0} = 1, \quad \left. \frac{d\dot{e}}{dv} \right|_{t=0} = 0$$

$$\left. \frac{d\dot{p}}{dv} \right|_{t=0} = \alpha, \quad \left. \frac{d(\dot{m} - \dot{p})}{dv} \right|_{t=0} = (1 - \alpha) > 0, \quad \left. \frac{d\dot{q}}{dv} \right|_{t=0} = 1$$

En el gráfico A.IV.1 se representa la posible trayectoria de ajuste. Nuevamente una tasa reducida de creación de crédito en el largo plazo no afectará el precio relativo, pero inducirá a mantener un mayor stock de saldos monetarios reales. No obstante, inicialmente tanto el precio relativo como los saldos monetarios reales disminuirán. Una trayectoria opuesta a la obtenida en el texto.

APENDICE B:

Criterios Alternativos de Intervención

Ahora presentaremos varios criterios o normas de intervención alternativos, diferentes del presentado en el texto.

B.I - Depreciación del tipo de cambio proporcionalmente en relación con el exceso de acumulación de reservas sobre la tendencia.

Nuestra norma de intervención se fija como sustituto de la ecuación 7) en el texto, es decir:

$$B-1 \quad \dot{e} = -\frac{1}{\theta} \left(\frac{\dot{R}}{M} - \bar{\frac{R}{M}} \right),$$

que dice que cuando la tasa de acumulación de reservas su

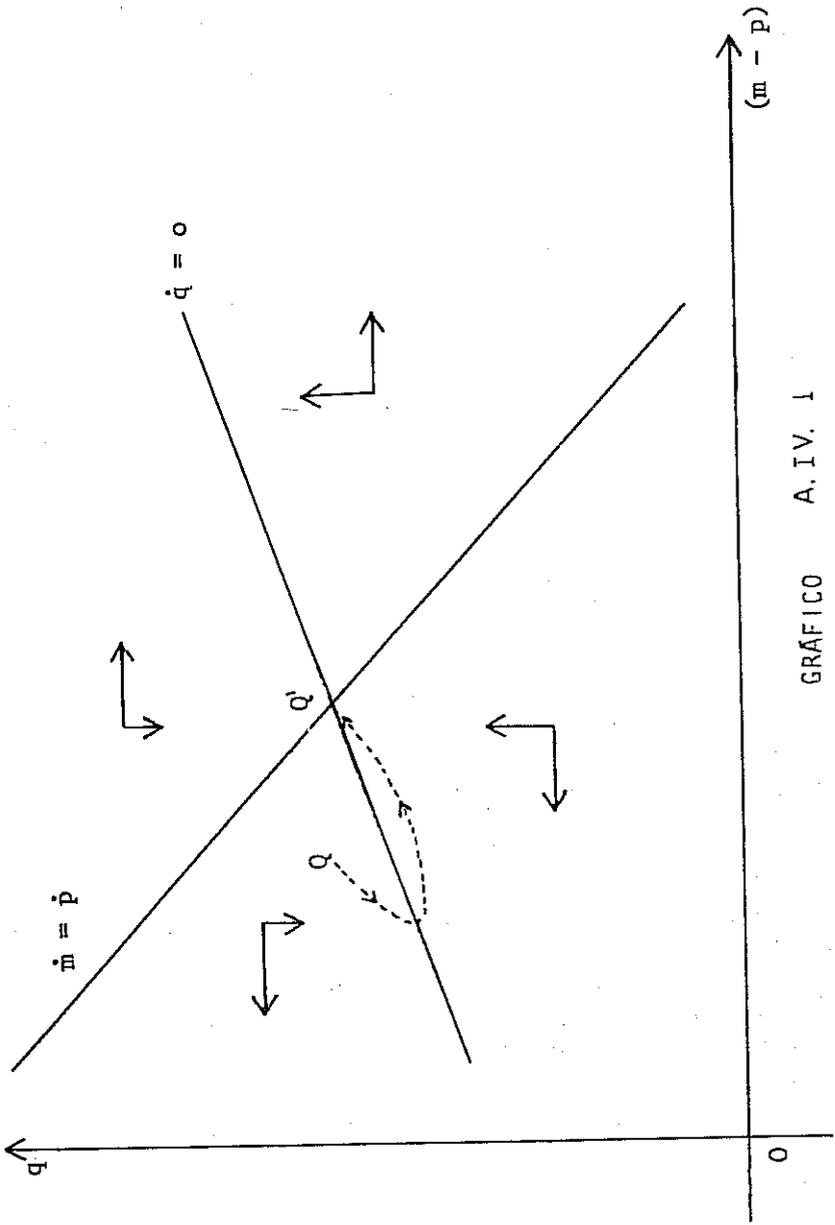


GRÁFICO A. IV. 1

para la tasa meta, la tasa de devaluación se desacelera en la proporción de $1/\theta$ del exceso. Una formulación equivalente es:

$$B-1' \quad \frac{\dot{R}}{M} = \frac{\bar{\dot{R}}}{M} - \theta \dot{e}$$

Ignorando las constantes, la tasa de crecimiento monetario resulta en:

$$B-2 \quad \dot{m} = v - \theta \dot{e}$$

El sistema simultáneo de ecuación 14) y 15) será:

$$B-3 \quad (1 - a \alpha \gamma g) y = -a \left[\alpha(1 + \theta) - 1 \right] \dot{e} - a \alpha \gamma (c + b) q + \\ + a f (m - p) + a \alpha v$$

$$\left[n - \theta(1 - n\phi) \right] \dot{e} = -(b + c) q - j y - n f (m - p)$$

En tanto los coeficientes reducidos π_1 , π_2 , σ_1 y σ_2 permanecen los mismos, sin embargo π_3 y σ_3 varían para:

$$\hat{\pi}_3 = \frac{a \alpha n}{\Delta} < 0$$

$$\hat{\sigma}_3 = - \frac{j a \alpha}{\Delta} > 0$$

Los efectos impacto de una tasa reducida de creación de crédito interna difiere del conjunto obtenido en el modelo del texto:

$$\left. \frac{d\dot{e}}{dv} \right|_{t=0} = 0; \quad \left. \frac{d\dot{p}_N}{dv} \right|_{t=0} = \left. \frac{d\dot{m}}{dv} \right|_{t=0} = 1$$

$$\left. \frac{d\dot{p}}{dv} \right|_{t=0} = \alpha; \quad \left. \frac{d(\dot{m} - \dot{p})}{dv} \right|_{t=0} = (1 - \alpha); \quad \left. \frac{d\dot{q}}{dv} \right|_{t=0} = 1$$

Ahora, la tasa de depreciación inicialmente permanecerá constante. La tasa de crecimiento monetario y la tasa de inflación para bienes no comerciables será reducida en la misma proporción en que lo fue la tasa de creación de crédito. Tanto los saldos monetarios reales como el precio relativo de los bienes no comerciables comenzarán a bajar, como consecuencia de la puesta en marcha de la política de desinflación; un resultado opuesto al obtenido en el texto, aunque es similar al sistema de tipo de cambio flexible puro.

B.II - Aquí se analiza una norma de intervención referida al grado de divergencia entre la tasa de depreciación y la tasa de inflación. Los cambios en el modelo son:

$$B-4 \quad \frac{\dot{R}}{M} = -\theta (\dot{e} - \dot{p}),$$

$$m = v - \theta (\dot{e} - \dot{p}),$$

$$p = \frac{1 - \alpha(1 + \theta)}{1 - \alpha\theta} \dot{e} - \frac{\alpha \gamma(c + b)}{1 - \alpha\theta} q + \frac{\alpha \gamma g}{1 - \alpha\theta} \sqrt{\quad} + \frac{\alpha}{1 - \alpha\theta} v$$

La ecuación de inflación ahora tiene un efecto magnificador. Esto se debe a que una aceleración en la tasa de

inflación genera intervención en el mercado de cambios y así, induce una aceleración en la tasa de crecimiento monetario, que a su vez, alimenta la inflación en la proporción α .

Ahora los coeficientes de forma reducida son:

$$B-5 \quad \bar{\pi}_1 = - \frac{a f (1 - \alpha \theta)}{\bar{\Delta}} \alpha \left[\theta (1 - n \phi) - n \right],$$

$$\begin{aligned} \bar{\pi}_2 = & \frac{(c+b) a}{\bar{\Delta}} \left\{ \alpha \gamma \left[\alpha \theta (1 - n \phi) - n (1 - \alpha \theta) \right] + \right. \\ & \left. + \left[1 - \alpha (1 + \theta) \right] \left[\theta \alpha \gamma (1 - n \phi) - (1 - \alpha \theta) \right] \right\}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \bar{\sigma}_1 = & - \frac{f (1 - \alpha \theta)}{\bar{\Delta}} \left\{ n \left[1 - \alpha (\theta + a \gamma g) \right] + \right. \\ & \left. + a \left[j (1 - \alpha \theta) + \theta \alpha \gamma g (1 - n \phi) \right] \right\}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \bar{\sigma}_2 = & \frac{(c+b)}{\bar{\Delta}} \left\{ \left[\theta \alpha \gamma (1 - n \phi) - (1 - \alpha \theta) \right] \left[1 - \alpha (\theta + a \gamma g) \right] + \right. \\ & \left. + a \gamma \alpha \left[j (1 - \alpha \theta) + \theta \alpha \gamma g (1 - n \phi) \right] \right\}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \bar{\Delta} = & - \left[\theta \alpha (1 - n \phi) - n (1 - \alpha \theta) \right] \left[1 - \alpha (\theta + a \gamma g) \right] + \\ & + a \left[1 - \alpha (1 + \theta) \right] \left[j (1 - \alpha \theta) + \theta \alpha \gamma g (1 - n \phi) \right]. \end{aligned}$$

La ecuación característica ahora resulta:

$$\varepsilon^2 (1 - \alpha\theta) + \varepsilon^1 \left\{ \bar{\sigma}_2 + \gamma \left[(c+b) - g \bar{\pi}_2 \right] + (1 - \alpha) \bar{\sigma}_1 + \right. \\ \left. + (1 - \theta) \alpha \gamma g \bar{\pi}_1 \right\} + \varepsilon^0 \gamma \left\{ \left[(c+b) - g \bar{\pi}_2 \right] \bar{\sigma}_1 + g \bar{\pi}_1 \bar{\sigma}_2 \right\} = 0$$

Las condiciones suficientes de estabilidad requieren:

1) Que las condiciones a), b) y f) del texto también se mantengan aquí.

2) Que $\theta < 1$, esto se requiere para que una aceleración en la tasa de inflación permita disminución en los saldos monetarios reales. Si se cumple esta condición, también será satisfecha $(1 - \alpha\theta) > 0$.

3) Que la condición c) del texto sea ahora más restrictiva, es decir $[1 - \alpha(\theta + a\gamma g)]$ sea positiva. Aquí obtenemos una restricción adicional sobre el valor del parámetro de intervención, a saber,

$$\theta < \frac{1 - a\alpha\gamma g}{\alpha}$$

Esta restricción indica que cuanto mayor sea el sector de bienes no comerciables en la economía tanto más las autoridades tendrán que permitir desviaciones de la tasa de devaluación con respecto a la tasa de inflación. La intervención deberá ser menor.

4) La condición d) del texto también ahora se volverá más restrictiva, puesto que el coeficiente de reacción de capital ha aumentado en magnitud:

$$\theta > \frac{n}{\alpha [1 - n(1 + \phi)]} \quad \text{y} \quad n(1 + \phi) < 1$$

5) Una condición adicional para el parámetro de intervención se obtiene a través del requisito $\bar{\pi}_2$ sea negativo, es decir:

$$\theta < \frac{1}{\alpha [1 + \gamma (1 - n\phi)]}$$

6) Para que $\bar{\sigma}_2$ sea positivo, se requiere aún otra restricción al parámetro de intervención, que no se presentó antes. Su magnitud debe ser tal como para hacer posible la siguiente condición:

$$\begin{aligned} & \left[\theta \alpha \gamma (1 - n\phi) - (1 - \alpha\theta) \right] \left[1 - \alpha(\theta + a \gamma g) \right] > \\ & > a \alpha \gamma \left[j (1 - \alpha\theta) + \theta \alpha \gamma g (1 - n\phi) \right] \end{aligned}$$

En general, entonces, la actual norma de intervención requiere condiciones de estabilidad más restrictivas, especialmente en las muchas y complicadas restricciones que debe llenar el parámetro de intervención. Los efectos impacto de una reducción en la tasa de creación de crédito son:

$$B-6 \quad \left. \frac{d\dot{e}}{dv} \right|_{t=0} = \frac{\theta \alpha (1 - n\phi)}{\theta \alpha (1 - n\phi) - n (1 - \alpha\theta)} > 1,$$

$$\left. \frac{d\dot{m}}{dv} \right|_{t=0} = \left. \frac{d\dot{p}_N}{dv} \right|_{t=0} = \frac{\theta \alpha (1 - n\phi) - n}{\theta \alpha (1 - n\phi) - n (1 - \alpha\theta)} > 0,$$

pero menor que la unidad.

$$\left. \frac{d\dot{p}}{dv} \right|_{t=0} = \frac{\alpha [\theta (1 - n\phi) - n]}{\theta \alpha (1 - n\phi) - n (1 - \alpha\theta)} > 0, \text{ podría ser } = \geq 1,$$

$$\left. \frac{d(\dot{m} - \dot{p})}{dv} \right|_{t=0} = - \frac{n (1 - \alpha)}{\theta \alpha (1 - n\phi) - n (1 - \alpha\theta)} < 0,$$

$$\left. \frac{d\dot{q}}{dv} \right|_{t=0} = - \frac{n}{\theta \alpha (1 - n\phi) - n (1 - \alpha\theta)} < 0.$$

Las diferencias con respecto a la norma de intervención en el texto, son que ahora el efecto impacto bajará sin ambigüedades la tasa de crecimiento monetario.

B.III - Aún una tercera norma de intervención, diferente de la presentada en el texto podría ser:

$$\frac{\dot{R}}{M} = - \theta (\dot{e} - \dot{p}_N)$$

Los efectos de impacto inducidos por una reducción en la tasa de creación de crédito, serán equivalentes al conjunto que figura en el punto inmediatamente precedente bajo B-6, salvo la constante α .

- 1/ Para una relación entre precio relativo, salarios reales y empleo en una economía de dos sectores y tres factores, ver Dornbusch (1974), Jones (1971), y Jones y Corden (1975).
- 2/ Los modelos de expectativas racionales y cambios flexibles han sido muy desarrollados en los últimos años. Las contribuciones salientes en la literatura son: Black (1973), Dornbusch (1976), Mussa (1976, 1979), Kourri (1976), Calvo y Rodríguez (1977), y nuevamente Rodríguez (1979b).
- 3/ Al construir el modelo, por simplicidad ignoramos la ordenada al origen en todas las ecuaciones de comportamiento.
- 4/ Para el funcionamiento del modelo con otras tres posibles normas de intervención, ver Apéndice B.
- 5/ Donde el coeficiente $j = \frac{1}{M} - g$.
- 6/ El coeficiente n ha de interpretarse como la tasa de afluencia de capital, como fracción de la masa monetaria, inducida por una modificación en el diferencial de tasas de interés. Aún con alta movilidad de capital, de ese modo, es probable que sea una fracción.
- 7/ Omitimos las constantes \bar{y} , r^* y \bar{R}/M .
- 8/ Omitimos la constante v .
- 9/ Ignoramos los casos potencialmente inestables, así como también el proceso de ajuste oscilante.
- 10/ Ver punto A.II en el Apéndice A para el análisis de este caso particular.
- 11/ Ver punto A.III en el Apéndice A para mayores detalles sobre este caso. Esta ha sido la norma adoptada oficialmente y anunciada con la reformulación del programa de estabilización de la Argentina en diciembre de 1978. También fue el núcleo del programa de estabilización aprobado por Brasil en diciembre de 1979. El último país ha estado en un régimen de cambio de completa intervención del tipo (29b) mostrado más adelante, desde 1969 hasta 1979, la vuelta a ella en enero de 1981.
- 12/ Ver punto A.IV en el Apéndice A para comprender la dinámica de ajuste bajo el sistema de tipo de cambio puro flexible.
- 13/ Ver punto B.I en el Apéndice B, donde la norma de intervención genera resultados similares al sistema de tipo de cambio puro flexible.
- 14/ Cuando no se cumple la condición suficiente de estabilidad (a), aunque la estabilidad aún podría ser posible; también podríamos obtener una aceleración en la tasa de inflación. Este sería el caso para una elevada proporción de bienes no comerciables y de elevado coeficiente de reacción de capital.
- 15/ Estos resultados serán contrarios para el caso de no intervención -puro flexible- o cuando la intervención se relaciona con el comportamiento del sector externo solamente. Ver punto A.IV y B.I en los apéndices respectivos.
- 16/ Estos resultados iniciales podrían operar en la dirección opuesta. Ver Nota 14 precedente. No obstante, continuaremos suponiendo que se cumplen todas las condiciones suficientes de estabilidad.
- 17/ Ver puntos B.II y B.III en el Apéndice B.
- 18/ Con el modelo actual, el impuesto de igualización debe tomar en cuenta tanto la tasa de depreciación elegida como la reducción del margen. Por supuesto, el gobierno también debe contenerse de promover las afluencias de capital oficial.
- 19/ Ver punto A.II en el Apéndice A.
- 20/ Un impuesto sobre la salida de capital también resolvería el problema, pero ahora en su lugar tendrá que ser permanente.
- 21/ Tanto el programa de estabilización argentino de diciembre de 1978, como el brasileño de diciembre de 1979, han incentivado en su lugar las afluencias de capital. En tanto la política fiscal ha sido expansionista en la Argentina, está siendo restrictiva en Brasil. Esperaríamos, en condiciones constantes, que los precios relativos de los bienes no comerciables aumenten más en Brasil de lo que lo hicieron en Argentina.

Referencias Bibliográficas

- Djäck, S.: International Money Markets and Flexible Exchange Rates, Princeton Studies in International Finance, 1973.
- Calvo, G.: "Stabilization Rules and the Managed Float: A Search for Essentials", Columbia University, 1979.
- Calvo, G. and Rodríguez, C.: "A Model of Exchange Rate Determination Under Currency Substitution and Rational Expectations". Journal of Political Economy, Junio 1977.
- Dornbusch, Rudiger: "Real and Monetary Aspects of the Effects of Exchange Rate Changes". En Ali-ber, R.Z. (ed.), National Monetary Policies and the International Financial System. University of Chicago Press, 1974.
- _____ ; "Expectations and Exchanges Rate Dynamics". Journal of Political Economy, 1976.
- _____ ; "Monetary Stabilization, Intervention and Real Appreciation", mimeo, Rio de Janeiro, Octubre, 1979.
- _____ ; "Inflation Stabilization and Capital Mobility", MIT, 1980.
- Jones, R.W.: "A Three-Factor Model in Theory, Trade, and History". En Bhagwati et al. (eds.), Trade, Balance of Payments, and Growth. Amsterdam: North-Holland, 1971.
- Jones, R.W. and Corden, W.M.: "Devaluation, non-flexible prices, and the trade balance for a small country", The Canadian Journal of Economics, IX, N° 1, Feb. 1976.
- Kourri, P.K.: "The Exchange Rate and the Balance of Payments in the Short run and in the Long run". Scandinavian Journal of Economics, 2, 1976.
- Liviatan, H.: "Neutral Monetary Policy, and the Capital Import Tax". Mimeo. The Hebrew University, 1979.
- Martirena Mantel, A.M.: "The Argentina Experience with the Crawling Peg". En Williamson, J. (ed.), The Crawling Peg: Experience and Prospects, Mac Millan, 1981.
- Mussa, M.: "The Exchange Rate, The Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy Under a Re-gime of Controlled Floating". Scandinavian Journal of Economics, 2, 1976.
- _____ ; "Macroeconomic Interdependence and the Exchange Rate Regime". En Dornbusch R. y Frenkel, J. (eds.), International Economics Policy, Johns Hopkins University Press, 1979.
- Rodríguez, C.A.: "El Plan Argentino de Estabilización del 20 de Diciembre", Documento de Trabajo, N° 5, CEMA, Julio 1979a.
- _____ ; "Algunas Consideraciones Teóricas sobre la Estabilidad de Reglas Alternativas de Política Cambiaria". Documentos de Trabajo, N° 4, Centro de Estudios Macroeconómicos de Argentina, Julio 1979b.

PRECIOS Y AREA SEMBRADA DE SOJA

por Luis N. Lanteri*

1. INTRODUCCION

En el presente trabajo se explican los cambios anuales en el área sembrada de soja en el período 1964/79, como función de las variaciones de precios esperados de soja y del área cultivada en el período inmediato anterior.

El análisis se limita a la superficie sembrada con dicho oleaginoso en la provincia de Santa Fe, por dos razones. En primer lugar, por la necesidad que se tiene de evaluar una zona lo más homogénea posible y, en segundo término, por ser esta provincia la que concentra la mayor parte de la superficie cultivada y de la producción. En el período 1978/79 se cultivaron en Santa Fe 879.000 hectáreas (53,6% del área sembrada en el país) y se obtuvieron 2.180.000 toneladas (58,9% del total nacional).

(*) - Departamento de Actividad Agropecuaria. Gerencia de Investigaciones y Estadísticas Económicas.

2. CARACTERISTICAS DE LA SOJA

2.1. Generalidades

La soja es conocida en la Argentina desde el año 1910. No obstante, recién a partir de 1962 comienza a tener importancia en el área maicera de la región pampeana.

En la provincia de Santa Fe se suele sembrar soja desde mediados de octubre a fines de noviembre, como cultivo de verano, a igual que el maíz, girasol o sorgo granífero (siembra temprana); o bien se siembra desde fines de noviembre a mediados de diciembre, si es precedida por un cultivo o pastura de invierno, como trigo, lino, arveja, cebada o centeno (siembra de segunda).

La planta de soja tiene la particularidad de aportar nitrógeno al suelo, lo que favorece el aumento de los rendimientos de los cereales que le siguen en la rotación.

2.2. Usos

La semilla de soja que no se exporta se utiliza para la extracción de aceite. En el país el aceite de soja se consume generalmente mezclado con el de girasol.

Si el método de extracción es el de solvente 1/ el sub producto que se obtiene es la harina. Dado su elevado contenido de proteínas, la harina de soja se destina principalmente a la elaboración de alimentos balanceados para aves, porcinos, etc.

Además, se acostumbra emplear el rastrojo de soja en la elaboración de fardos, que son destinados a la alimentación del ganado vacuno.

3. CAUSAS DE LA EXPANSION DEL AREA CULTIVADA DE SOJA

Diversos factores gravitaron para que, en las dos últimas décadas, el área sembrada se expandiera notablemente. Entre ellos se pueden mencionar los siguientes:

- a) En la campaña agrícola 1965/66 la Junta Nacional de Granos estableció el precio mínimo de compra y las normas de comercialización de este oleaginoso. Esta medida aseguró que la cosecha de soja pudiera colocarse a un precio cierto y conocido y estimuló el desarrollo de varios insumos (inoculantes, semillas, maquinaria adecuada, etc.), cuya escasez limitaba la expansión del cultivo.
- b) El sistema de producción tradicional de la región pampeana, basado en la rotación: maíz, trigo, girasol, agotó paulatinamente la fertilidad de los suelos y produjo disminución de los rendimientos. Muchos productores grandes y medianos atenuaron esta situación por medio de la rotación con ganado bovino. Los productores chicos, debido a su escasa experiencia en el manejo de ganado, optaron por aumentar el área sembrada de soja 2/.
- c) Amplia demanda de la semilla de soja, especialmente en los mercados externos.
- d) Favorable precio del cultivo, en relación con rubros alternativos.
- e) Condiciones ecológicas de la región en estudio propicias para la soja.

4. APLICACION DEL MODELO DE REZAGOS DISTRIBUIDOS

4.1. Esquema teórico

Quando se realizan estimaciones de oferta de produc-

tos individuales se utiliza generalmente el área sembrada como variable dependiente.

La elasticidad de oferta se asimila a la elasticidad área sembrada-precio, dado que se supone que la elasticidad rendimiento-precio es igual a cero 3/.

El modelo planteado en este trabajo es una versión del modelo de rezagos distribuidos de Marc Nerlove. Es un modelo dinámico de oferta, ya que incluye la variable endógena rezagada.

El modelo de Nerlove se formula mediante dos ecuaciones:

$$A_t^o = a + b P_t^o + U_t \quad (1)$$

$$A_t - A_{t-1} = k (A_t^o - A_{t-1}) \quad (2)$$

$$0 < k \leq 1$$

donde:

A_t^o : área que se desea sembrar en el período t.

P_t^o : precio real esperado en el período t.

A_t : área sembrada en el período t.

A_{t-1} : área sembrada en el período t-1.

U_t : término aleatorio, $U_t \sim N(0, \sqrt{\mu^2})$.

La ecuación (1) es una función de oferta. Establece que el área que se desea sembrar en el período t es función del precio esperado en ese período.

La expresión (2) indica que la diferencia entre el área sembrada en el período t y el área sembrada en el período $t-1$, es igual a una fracción k de la diferencia entre el área que se desea sembrar en el período t (A_t^o) y el área sembrada en el período precedente.

Como A_t^o y P_t^o no son directamente observables, las expresiones (1) y (2) no son estimables estadísticamente.

Por otro lado, la hipótesis de expectativas adaptivas planteada por Phillip Cagan establece que el precio esperado del período es igual a la siguiente expresión:

$$P_t^o = P_{t-1}^o + e (P_t - 1 - P_{t-1}^o) \quad (3)$$

$$0 < e \leq 1$$

Para simplificar, se considerará que el coeficiente de expectativas $e = 1$ 4/. De esta forma:

$$P_t^o = P_{t-1} \quad (4)$$

Reordenando las ecuaciones (1) y (2) y manteniendo la expresión (4) se llega a:

$$A_t = k a + k b P_{t-1} + (1 - k) A_{t-1} + k U_t \quad (5)$$

Como esta es una función directamente observable, puede estimarse estadísticamente.

En la ecuación (5), k representa el coeficiente o elasticidad de ajuste (según que las variables estén expresadas en valores naturales o logaritmos, respectivamente) entre el área que se desea sembrar en el período t y el área efectivamente sembrada. Indica la velocidad con que el productor reacciona a cambios en los precios.

Un valor de k cercano a cero revela que deberán pasar varios períodos hasta alcanzar completamente el nivel deseado. Cuando $k = 1$ el ajuste se produce dentro del período, es decir, el área efectivamente sembrada en el período es igual a la planeada. En este último caso, no existen diferencias entre las elasticidades de corto y largo plazo.

En la función estimada, k se obtiene restando de la unidad el coeficiente de la variable endógena rezagada.

Si las variables están expresadas en logaritmos los coeficientes representan las elasticidades de corto plazo. Las elasticidades de largo plazo se obtienen dividiendo las de corto plazo por la elasticidad de ajuste.

Este modelo considera que la estructura de costos reales de producción de los cultivos analizados se mantiene constante a lo largo del período en estudio, de forma que los productores asignan recursos, en la siembra de un grano u otro, incentivados exclusivamente por las modificaciones de los precios relativos.

4.2. Estimaciones econométricas realizadas

El mejor ajuste (lineal logarítmico) se logró empleando como variable dependiente la participación del área sembrada de soja en el área sembrada total. Esta última incluye el área sembrada de soja y la superficie dedicada a maíz y girasol, que son los posibles sustitutos de la soja.

Como variables explicativas contiene el precio rela-

precio relativo soja/maíz determina un incremento (disminución) del 1,546% en la participación del área sembrada de soja en el total de la superficie cultivada. Como el logaritmo es distributivo respecto del cociente, la variable dependiente se puede expresar como el $\log A_{s_t} - \log T_{a_t}$.

De esta manera, también es cierto que un incremento (disminución) en el precio relativo (soja/maíz)_{t-1} determina un aumento (disminución) en el área sembrada de soja en t.

El coeficiente de la variable precio relativo soja/maíz presenta el signo esperado a priori (positivo) y es significativamente distinto de cero con un nivel de significancia del 5%. Toma el valor 1,546 que representa la elasticidad área sembrada-precio de corto plazo.

El coeficiente de la variable endógena rezagada tiene signo positivo y es significativamente distinto de cero con un nivel de significancia del 5%. Como su valor es alto, la elasticidad de ajuste resulta baja. Esto último indica que existen rigideces que impiden que se alcance, dentro del período, el área deseada. Estas rigideces explican la diferencia entre el cambio observado y el cambio deseado en la superficie sembrada. Probablemente, esto se deba a la necesidad que tienen los productores de soja de utilizar insumos especiales (inoculantes, semillas, cierto tipo de maquinarias, etc.); a una mayor proporción de costos fijos, y a ciertos elementos que hacen a la organización de la explotación sojera.

De esta forma, el 90,6% del efecto total de largo plazo se cumple en 17 años.

El poder explicativo de la función estimada es importante, dado que el coeficiente de determinación múltiple ajustado por los grados de libertad es igual a 0,962.

El análisis del estadístico Durbin Watson permite inferir que la autocorrelación de residuos es indeterminada con niveles de significación del 2,5% (error 5%). Como se

estimó una función dinámica se incluyó además el estadístico H de Durbin, ya que el Durbin Watson podría, en este caso, subestimar la existencia de autocorrelación de residuos. No obstante, conviene aclarar que la validez de este estadístico se ve limitada en tamaños muestrales pequeños (menos de treinta observaciones).

Finalmente, los valores de las elasticidades área sembrada-precio de corto y largo plazo revelan una alta respuesta de los productores de soja al estímulo de los precios. Este resultado permite afirmar que los productores de soja actúan racionalmente 5/.

Por otro lado, trabajando con funciones dinámicas similares a la expuesta, se intentó reemplazar el precio relativo (soja/maíz) $t-1$ por las siguientes variables independientes:

- a. precio relativo (soja/girasol) $t-1$
- b. precio relativo soja/maíz y precio relativo soja/girasol, ambos en $t-1$
- c. precios de soja $t-1$, maíz $t-1$ y girasol $t-1$
- d. precio relativo (soja/ponderado maíz-girasol) $t-1$. La ponderación se hizo por el área sembrada

Pero en ninguno de estos casos se logró un buen ajuste, debido a la falta de significatividad estadística del o de los coeficientes de precios o por ser el coeficiente de la variable endógena desfasada superior a la unidad.

4.3. Incorporación del cambio tecnológico

Si se observa la evolución del área sembrada de soja se nota que prácticamente se triplica en el período 1971/72.

Para investigar la posibilidad de un cambio estructu

ral a partir del período mencionado, se agregó a las expresiones planteadas en 4.2. una variable binaria, que tomó valor cero para los períodos anteriores a 1971 y valor uno desde 1971 en adelante. Si bien esta variable correctiva presentó el signo esperado (positivo) y fue significativa (con un error del 10%) en la mayor parte de las regresiones, no se obtuvieron buenos resultados, ya sea porque el o los coeficientes de precios no fueron significativos estadísticamente, o bien porque la variable dependiente rezagada presentó un valor mayor que uno.

Sin embargo, si se acepta que las condiciones climáticas afectan en forma similar a la soja y a sus posibles sustitutos, es factible captar el desarrollo tecnológico por medio de los rendimientos relativos $\frac{6}{}$. Si además se asimilan los rendimientos relativos esperados en t a los obtenidos en el período inmediato anterior, se puede presumir que un aumento de los rendimientos relativos en el período $t-1$ estimule en el período siguiente el incremento del área cultivada.

Conviene aclarar que la incorporación de tecnología por parte de los productores puede significar que éstos empleen nuevos insumos (semillas, agroquímicos) o bien que adopten nuevos esquemas para manejar sus recursos (prácticas culturales, control de plagas y enfermedades, etc.).

Se incluyeron, entonces, los rendimientos relativos (soja/maíz) $_{t-1}$ y (soja/girasol) $_{t-1}$ en ecuaciones similares a las testeadas en el apartado 4.2., habiéndose logrado los mejores resultados en las expresiones A) y B).

$$\begin{aligned}
 \text{A) } \log \frac{As_t}{TA_t} &= 1,741 \log \frac{Ps_{t-1}}{Pm_{t-1}} + 0,779 \log \frac{Rs_{t-1}}{Rg_{t-1}} + \\
 &\quad (3,005) \quad (2,230) \\
 &+ 0,729 \log \frac{As_{t-1}}{TA_{t-1}} - 2,519 \\
 &\quad (7,741) \quad (-3,002)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{B) } \log \frac{As_t}{TA_t} &= 1,515 \log \frac{Ps_{t-1}}{P_{pm-g_{t-1}}} + 1,037 \log \frac{Rs_{t-1}}{Rg_{t-1}} + \\
 &\quad (2,671) \\
 &+ 0,778 \log \frac{As_{t-1}}{TA_{t-1}} - 1,951 \\
 &\quad (8,573) \quad \quad \quad (-2,596)
 \end{aligned}$$

Elasticidad de ajuste	Elasticidad de área-precio		Estadísticos						
	k	C.P.	L.P.	R ²	\bar{R}^2	D.W.	H	F	ETE
A)	0,271	1,741	6,424	0,977	0,971	1,467	-	167,985	0,373
B)	0,222	1,515	6,824	0,974	0,968	1,650	-	152,483	0,391

Donde:

- As : área sembrada de soja
- TA : área sembrada de soja, maíz y girasol
- Ps : precio de soja
- Pm : precio de maíz
- Ppm-g : precio ponderado de maíz y girasol
- Rs : rendimiento por hectárea de soja
- Rg : rendimiento por hectárea de girasol

Al comparar estos resultados con el obtenido por la regresión presentada en el punto 4.2., se puede establecer lo siguiente:

- . En las regresiones A) y B) el coeficiente de la variable

de precio relativo tiene el signo esperado (positivo) y es significativo con un nivel de significancia del 5%. Otro tanto puede decirse del coeficiente de la variable de rendimiento relativo y del coeficiente de la variable endógena rezagada.

- . Los coeficientes de determinación múltiple ajustados por los grados de libertad prácticamente no se alteran.
- . Los estadísticos D.W. mejoran por la inclusión de otra variable independiente relevante; pero, mientras que en la regresión A) la autocorrelación de residuos sigue siendo indeterminada con niveles de significación del 2,5% (error 5%), en B) la autocorrelación serial desaparece.
- . Tanto en A) como en B) el proceso de ajuste es más rápido, ya que la elasticidad de ajuste se incrementa en ambos casos.
- . Por último, se puede decir que las elasticidades de corto plazo no se modifican sustancialmente y que, en cambio, las de largo plazo se reducen a la mitad.

4.4. Restantes estimaciones

En las restantes estimaciones econométricas realizadas 7/ (especificadas en forma lineal y lineal logarítmica), el coeficiente de la variable dependiente rezagada resultó mayor que uno, lo que representa un inconveniente para la aplicación del modelo de Nerlove.

No obstante, se pueden extraer las siguientes conclusiones:

El coeficiente de la variable Precio real de la soja en $t-1$, en casi todas las regresiones estimadas, resultó significativo (al 90% de confianza) y con el signo esperado a priori (positivo). Otro tanto ocurrió con el coeficiente de la variable endógena rezagada.

- . El coeficiente de la variable Precio real del maíz en $t-1$, en todos los casos tuvo el signo esperado (negativo), aunque no fue estadísticamente significativo.
- . El coeficiente de la variable Precio real del girasol en $t-1$ tuvo en los ajustes realizados signo positivo (contrario a lo esperado) y en ningún caso resultó significativo.
- . También se incluyeron como variables explicativas el área sembrada de maíz en t y el área sembrada de girasol en t , pero los resultados obtenidos no permiten ser concluyentes respecto del signo y significancia de los coeficientes β , excepto para la superficie cultivada de girasol que arrojó siempre signo positivo (inverso al esperado).
- . Por último, se incluyó el área sembrada de trigo en t . Como puede sembrarse soja después de la cosecha de trigo (segunda siembra), se pensó que incrementos (disminuciones) en el área sembrada de trigo en t explicarían aumentos (disminuciones) en el área sembrada de soja en t . En la mayor parte de los casos el coeficiente tuvo el signo esperado (positivo), pero no resultó significativo.

5. CONCLUSION

Se empleó un modelo de rezagos distribuidos para explicar las variaciones de las áreas sembradas de soja, en la provincia de Santa Fe (principal productora de la Argentina), dado que, como se demuestra, es necesario cierto tiempo para que los productores respondan en forma total a los cambios en los precios relativos.

Los resultados confirman, una vez más, la importancia que tienen los precios esperados en la asignación de tierra para la producción agropecuaria.

PRECIO REAL DE:

Período	Soja	Maíz	Girasol	Ponderado maíz-girasol
	Promedio noviembre-octubre			
	(\$ tonelada)			
1963/64	59	32	76	39
1964/65	58	33	57	39
1965/66	49	30	52	35
1966/67	51	32	49	36
1967/68	58	30	48	34
1968/69	60	33	57	37
1969/70	57	33	61	39
1970/71	57	27	66	35
1971/72	69	26	73	36
1972/73	74	29	59	36
1973/74	70	27	58	32
1974/75	47	16	29	18
1975/76	75	20	68	29
1976/77	75	25	81	45
1977/78	55	27	64	41
1978/79	45	20	52	30

FUENTE: Áreas sembradas y precios: Bolsa de cereales.

NOTAS: Para obtener los precios reales se empleó el índice de precios mayoristas no agropecuarios.

El período anual se definió entre el primero de noviembre y el 31 de octubre siguiente.

Para la construcción de los precios relativos se utilizaron dos decimales, y en los casos de la participación del área cultivada de soja en el total del área sembrada (variable endógena) y en el de la variable de rendimientos relativos se emplearon cuatro decimales.

RENDIMIENTOS DE:

Período	Soja	Maíz	Girasol
(Kilogramos por hectárea)			
1963/64	982	2.367	692
1964/65	809	1.956	722
1965/66	1.056	2.782	721
1966/67	1.251	3.153	972
1967/68	1.109	2.689	1.159
1968/69	1.068	2.151	844
1969/70	1.152	2.863	915
1970/71	1.700	2.952	723
1971/72	1.145	1.938	616
1972/73	2.043	3.259	556
1973/74	1.296	3.257	853
1974/75	1.373	2.812	787
1975/76	1.765	1.820	918
1976/77	2.395	4.191	615
1977/78	2.353	4.889	733
1978/79	2.529	4.183	788

AREAS SEMBRADAS EN SANTA FE DE:

<u>Período</u>	<u>Soja</u>	<u>Maíz</u>	<u>Girasol</u>	<u>Trigo</u>
	(Miles de hectáreas)			
1963/64	4,4	823,0	156,0	908,0
1964/65	4,2	824,6	278,0	901,5
1965/66	4,0	820,6	229,4	736,2
1966/67	3,1	819,7	275,9	780,4
1967/68	2,3	828,7	225,0	755,3
1968/69	3,0	957,9	211,8	741,0
1969/70	8,8	1.005,0	250,4	629,0
1970/71	10,5	1.090,0	270,0	586,0
1971/72	37,0	1.175,0	300,0	740,0
1972/73	100,0	991,0	325,0	875,0
1973/74	190,0	872,0	161,0	637,5
1974/75	216,0	828,0	164,0	672,0
1975/76	250,0	860,0	197,0	759,0
1976/77	435,0	470,0	260,0	960,0
1977/78	714,0	470,0	300,0	710,0
1978/79	879,0	519,0	233,0	760,0
1979/80	850,0	460,0	200,0	838,0

- 1/ Es el método más difundido en la Argentina para la elaboración de aceite de soja.
- 2/ Además, para la adquisición de ganado, es necesario un capital de giro que no siempre está a disposición de los productores pequeños.
- 3/ Debe considerarse que los rendimientos están influidos por factores exógenos. No obstante, si no se cumpliera este supuesto se estaría subestimando la elasticidad de oferta.
- 4/ Se hizo esta simplificación porque se dispuso de pocas observaciones.
- 5/ En el largo plazo hay mayor facilidad para reasignar factores productivos.
- 6/ Por otro lado, debe tenerse en cuenta que en la Argentina casi no se emplean fertilizantes inorgánicos en los cultivos de soja, girasol y maíz. En consecuencia, no resulta tan alejado de la realidad pensar que no existe relación (ex-ante) entre el precio relativo de la soja y los rendimientos relativos.
- 7/ En estos ajustes la variable dependiente fue el área sembrada de soja. Además, se trabajó con el 90% de confianza.
- 8/ O sea que en la mitad de las pruebas efectuadas la variable fue significativa y en la otra mitad no.

Referencias Bibliográficas

- 1/ COSCIA, A. Soya. Sus perspectivas económicas en la Argentina. Informe técnico N° 112. INTA Pergamino. 1972.
- 2/ FOX, Karl.: Manual de econometría, Amorrortu Editores, Buenos Aires, 1973.
- 3/ JOHNSTON, J.: Econometric Methods, Mc-Graw-Hill, Tokyo, 1963.
- 4/ NERLOVE, Marc.: The Dynamics of supply. The Johns Hopkins Press, 1958.

ESTIMACION DEL P.B.I. INDUSTRIAL MEDIANTE SERIES RELACIONADAS (*)

Jorge L. Cortigiani*
Ernesto V. Feldman*

1. INTRODUCCION

Como parte integrante del cómputo de los principales agregados macroeconómicos, el Banco Central efectúa, trimestralmente, estimaciones del producto bruto interno generado por el sector industrial. Estas estimaciones están disponibles aproximadamente con 45 días de retraso, es decir, un mes y medio luego de finalizado cada trimestre calendario.

Por otra parte, muchas de las evaluaciones de las condiciones económicas actuales y las predicciones del futuro curso de la economía descansan en parte en la consideración de los niveles y cambios recientes en el P.B.I. industrial. Estos usos del producto no solo requieren estimaciones confiables y actualizadas, sino que también sugieren la necesidad de contar con estimaciones de periodicidad menor que la trimestral.

El propósito de este trabajo es analizar la posibilidad de realizar estimaciones provisionales mensuales del P.B.I. industrial, a partir de un conjunto de indicadores de sectores o productos manufactureros que el Depar

(*) Para la elaboración de este trabajo se utilizaron datos del P.B.I. del sector manufacturero, calculados con precios de 1960. Actualmente se han recalculado con precios de 1970. Una versión preliminar de este trabajo fue presentada en el "Primer Congreso Regional Latinoamericano de la Econometric Society" (Buenos Aires, julio 1980). Los autores agradecen los comentarios recibidos en esa reunión y la colaboración de los integrantes del Cuerpo de Análisis y Coordinación Estadística del BCRA. (*) Cuerpo de Análisis y Coordinación Estadística, Gerencia de Investigaciones y Estadísticas Económicas.

tamento de Actividad Industrial del Banco Central obtiene mensualmente, entre 7 y 10 días luego de finalizado cada mes calendario. La contribución agregada de este conjunto de indicadores al P.B.I. manufacturero, estimado a precios de 1960, es cercana al 20%. La nómina de los mismos se detalla en Anexo.

En la primera parte del trabajo se analiza la estructura estacional de las series. La detección del componente estacional y la subsecuente elaboración de series desestacionalizadas reviste especial interés para el análisis de la coyuntura, tanto para aislar adecuadamente la tendencia de la producción industrial como para interpretar la evolución de la actividad entre trimestres sucesivos.

La relación entre los indicadores y las estimaciones trimestrales del P.B.I. industrial, así como la naturalza de las diferencias entre ambas, se explora en la segunda parte. Estas relaciones se utilizan en la tercera parte para sugerir procedimientos de predicción mensual del P.B.I. industrial trimestral, y para obtener una serie mensual del P.B.I. industrial para la década del 70. Esta información ofrece, en primera instancia, interés para el análisis económico, puesto que abre la posibilidad de realizar investigaciones que vinculen variables reales y monetarias, para las cuales se cuenta con series mensuales. Los resultados empíricos obtenidos pueden, en segunda instancia, convertirse también en elementos de juicio para evaluar el impacto de la adopción de medidas en las áreas fiscal y monetaria.

En la última parte se discuten procedimientos de estimación y predicción alternativos que podrían mejorar la bondad de las estimaciones obtenidas.

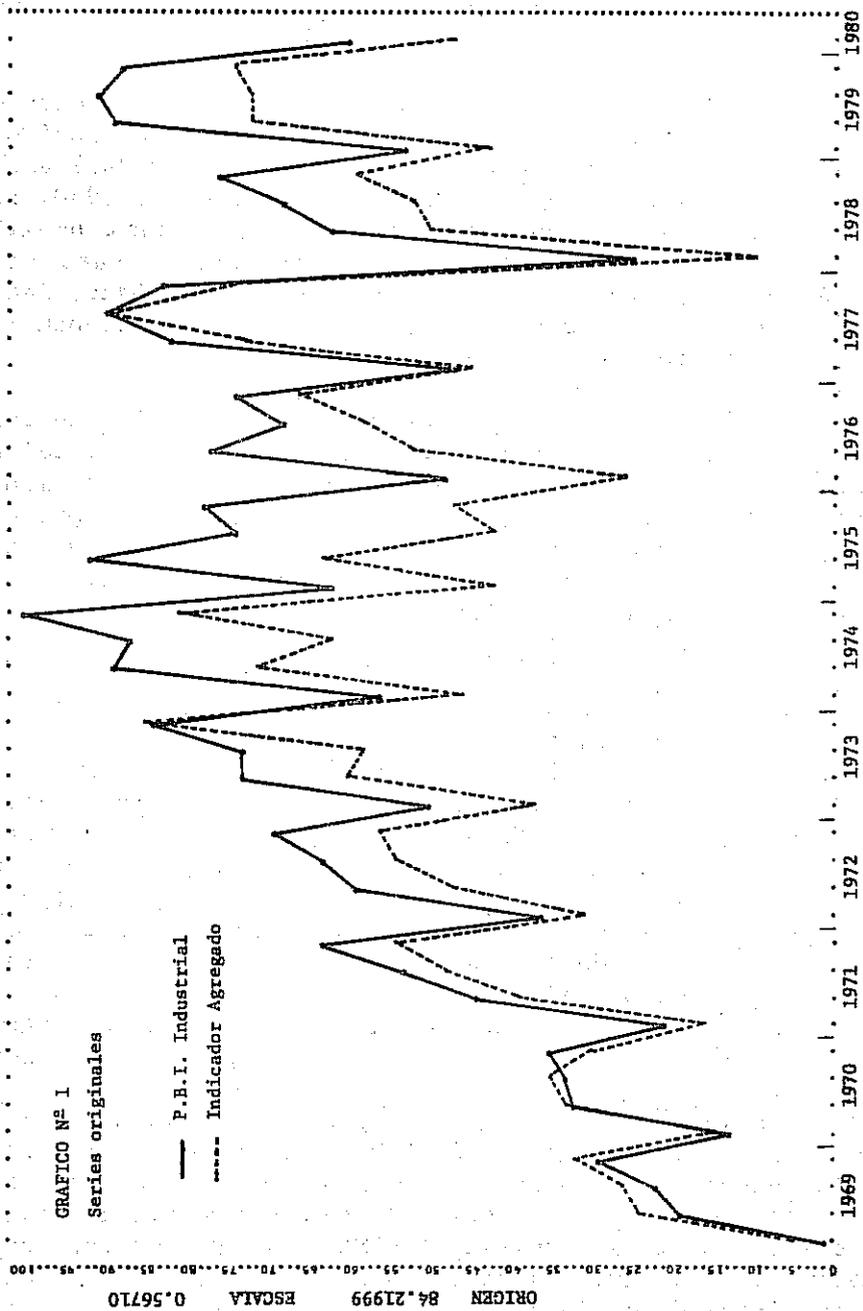
2. AJUSTE ESTACIONAL

La serie del P.B.I. manufacturero total se presenta como índices trimestrales con base año 1970 = 100,0 en el Cuadro N^o 1. En el caso de los indicadores, se construye

ron índices mensuales para cada uno de los productos o sectores, también con base 1970 = 100,0, y se elaboró un índice agregado en el que cada indicador individual está ponderado por los sueldos y salarios pagados en 1960. En el Cuadro N° 2 se presenta el indicador agregado mensual. Se trata entonces de índices de volumen físico que, siguiendo la metodología actual empleada en el Banco Central para el cómputo de las Cuentas Nacionales, tienen como ponderadores los precios de 1960.

En el Gráfico N° 1 se muestran las series índice del P.B.I. industrial e indicador agregado trimestral, calculado como promedio aritmético simple del agregado mensual. Se observa en este gráfico que ambas series poseen componentes estacionales importantes, aparentemente estocásticos e inestables, es decir, factores estacionales que pueden cambiar en ambas direcciones y a tasas variables de un año al siguiente.

Los métodos usuales de estimación de componentes estacionales que varían en amplitud y fase se basan en procedimientos de suavizamiento lineal, particularmente el Método II del Bureau of the Census de los Estados Unidos, variante X-11. Los filtros implícitos en este tipo de procedimientos son simétricos para los valores intermedios de las series y asimétricos para los valores iniciales y finales de la misma, introduciendo errores sistemáticos en la estimación de los factores estacionales y de la tendencia para estos valores; dichos errores se corrigen gradualmente a medida que se agregan observaciones. Dagum (1975 y 1978) propuso una modificación al X-11 para reducir estos errores en la estimación de los valores recientes y en la predicción de los factores estacionales. Esta técnica, denominada X-11 ARIMA, consiste simplemente en extender la serie original con uno o dos años de predicciones obtenidas a partir de un modelo autoregresivo-promedios móviles integrado (ARIMA), y posteriormente utilizar el X-11 para desestacionalizar la serie así extendida, lográndose, de esta manera, estimaciones más confiables para los últimos datos.



2.1. X-11 ARIMA del P.B.I. industrial

Las etapas usuales de identificación, estimación y diagnóstico aplicado a la serie P.B.I.I., en adelante de nominada Y_t , $t = 1, 2, \dots, 45$ conducen al siguiente modelo:

$$(1 - B^4) (1 - B) Y_t = (1 - 0.62 B^4) a_t,$$

$$\hat{\sigma}_a = 5.045,$$

donde $B^k Y_t = Y_{t-k}$. El intervalo de confianza para el parámetro de promedios móviles es (0,36; 0,87). No hay autocorrelación en los residuos, de acuerdo con sus errores estándares, y $Q(12) = 5,8$, mientras que los valores críticos de χ^2 con 11 grados de libertad, 10% y 5% de nivel de significación, son 17,3 y 19,7, respectivamente.

Utilizando este modelo se generaron dos años de predicciones para Y_t . La serie resultante, de 53 observaciones, fue ajustada por el X-11, modelo multiplicativo.

El test de estacionalidad es significativo: $F = 244,5$; los cocientes de los totales anuales entre la serie original y la ajustada por estacionalidad son todos iguales a uno, y la contribución relativa de los componentes al cambio porcentual en la serie original es la siguiente:

Irregular	Ciclo-Tendencia	Estacionalidad	Total
2,69	4,88	92,43	100,0

Además, el correlograma del componente irregular no puede distinguirse del correspondiente a un ruido blanco.

Un análisis adicional de la bondad del ajuste estacional puede obtenerse mediante el estudio espectral de la serie. Aunque este tipo de análisis requiere en general muestras con mayor cantidad de observaciones que las disponibles para obtener estimaciones eficientes, puede utilizarse para detectar posibles efectos indeseables en el ajuste estacional. El Gráfico N^o 2 muestra la densidad espectral de la serie original y de la serie ajustada por estacionalidad mediante X-11-ARIMA. Se observa la "forma espectral típica" de muchas series económicas, con picos en las frecuencias estacionales. Si bien hay alguna pérdida de nivel en la serie, los picos estacionales no son reemplazados por depresiones en las frecuencias correspondientes.

No obstante, aunque la coherencia entre la serie original y la ajustada por estacionalidad muestra valores muy próximos a uno en las frecuencias bajas, oscila alrededor de 0,5 para las frecuencias medias y altas, indicando que los componentes correspondientes a estas frecuencias son afectados por el mecanismo de ajuste estacional.

Por otra parte, el X-11, en su versión estandar produce dos modificaciones por puntos extremos: el valor del segundo trimestre de 1975, 136,27, se modifica por 132,32, y el valor del primer trimestre de 1978, 97,99, se modifica por 104,93. En lo que sigue se adoptan estas dos modificaciones.

Desde el punto de vista de coyuntura económica la exclusión de ambos puntos extremos parece justificada. En el segundo trimestre de 1975 el nivel de actividad económica en general y el del sector industrial en particular están distorsionadas por el impacto de la política de precios administrados y de expansión incontrolada de la oferta monetaria; en ese contexto de expectativas fuertemente inflacionarias se produjo una aceleración y anticipación de las decisiones de consumo.

La anormal caída del P.B.I.I. en el primer trimestre

de 1978 refleja el ajuste que se produjo en el mercado de bienes ante la fuerte restricción monetaria que operó en los últimos meses de 1977 y que indujo, hasta enero de 1978, un alza sin precedentes de las tasas nominales de interés.

La descomposición del P.B.I.I. se muestra en el Gráfico N° 3 (serie original, factores estacionales y tendencia).

GRAFICO N° 2
DENSIDAD ESPECTRAL P.B.I. INDUSTRIAL

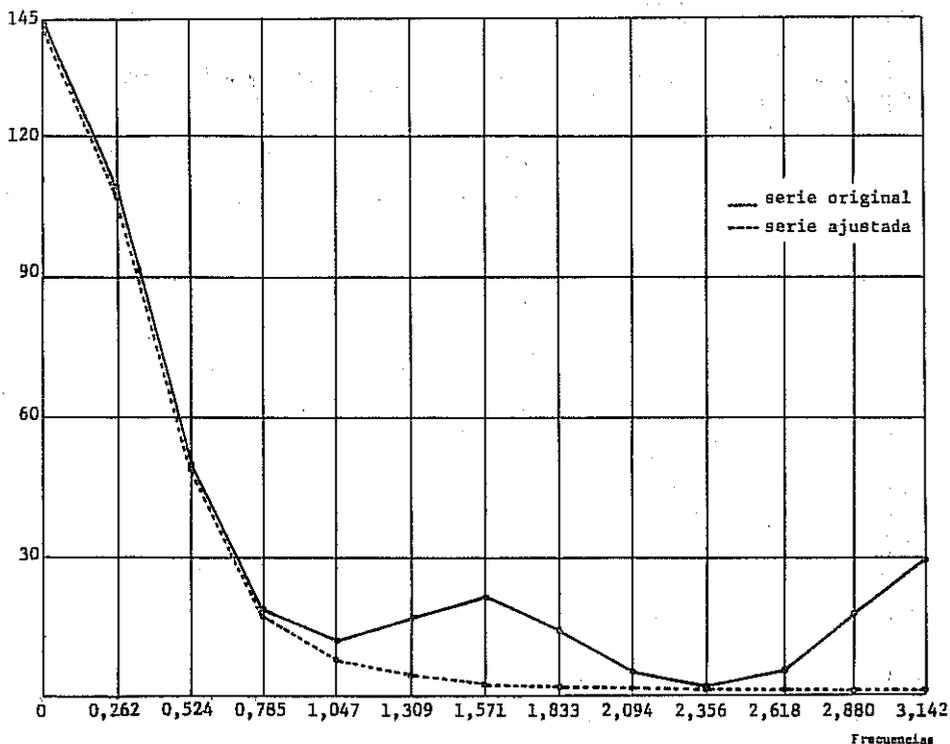
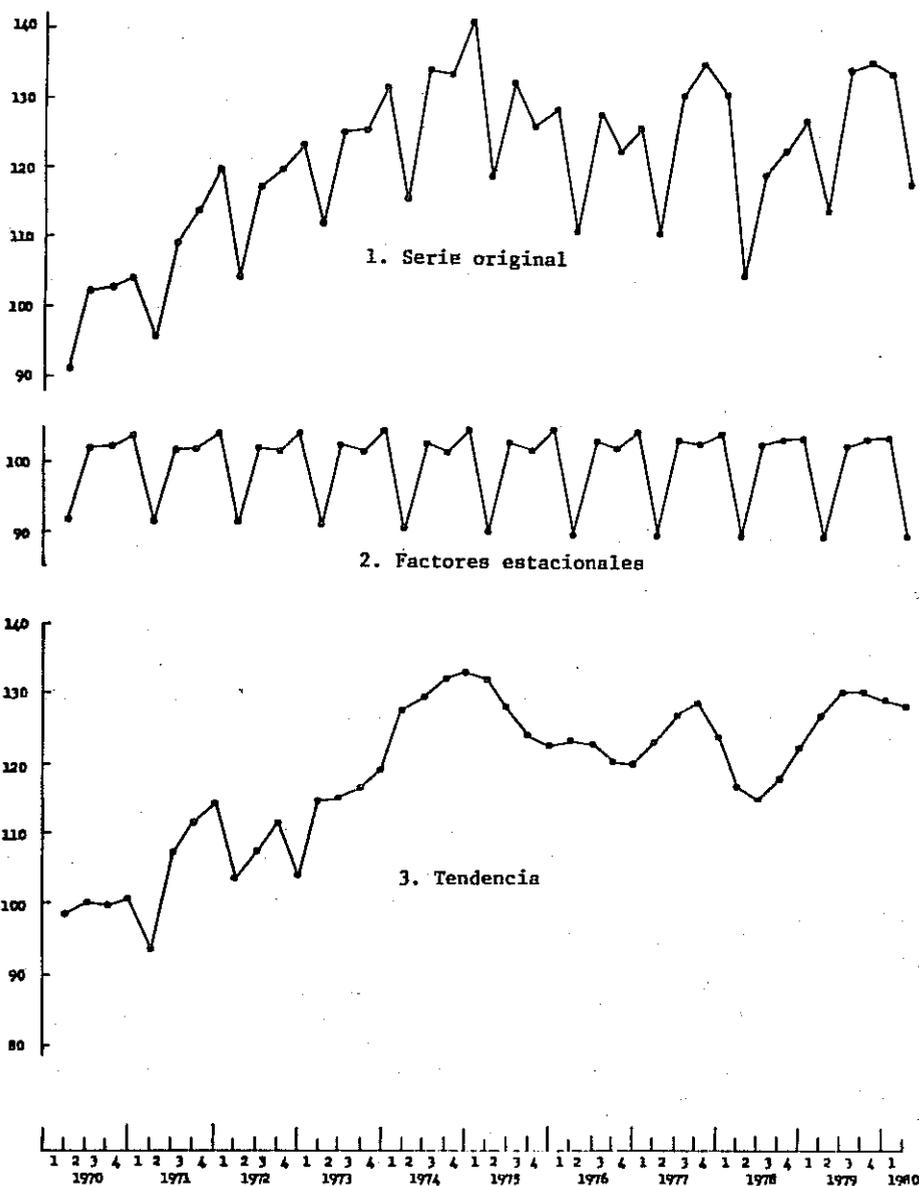


GRAFICO N° 3
DESCOMPOSICION P.B.I. INDUSTRIAL



La estabilización de la tendencia del P.B.I. Industrial a los niveles que había alcanzado a mediados de la década de los años 70 es una de las características sobresalientes de la descomposición. La estructura estacional de la actividad manufacturera es altamente significativa, observándose cambios en los últimos años, especialmente en los factores estacionales correspondientes al segundo y tercer trimestre. Esta marcada estacionalidad del producto manufacturero en la Argentina requiere, quizás, una consideración más detallada.

2.2. X-11-ARIMA del Indicador agregado

Un análisis similar al efectuado para el P.B.I.I. conduce al siguiente modelo para el indicador agregado trimestral, X_t , $t = 1, 2, \dots, 45$,

$$(1 - B^4) (1 - B) X_t = (1 - 0,83 B^4) b_t,$$

$$\hat{\sigma}_b = 6,85,$$

con un intervalo de confianza del 95% de (0,62; 1,04), y $Q(12) = 6,22$.

Utilizando este modelo, se generaron dos años de predicciones para X_t . La serie extendida, de 53 datos, fue ajustada por el X-11, modelo multiplicativo. El resultado de este ajuste es también similar al obtenido para Y_t . En este caso, $F = 109,6$, los cocientes anuales entre la serie ajustada y la original son todos iguales a uno, y la contribución relativa de los componentes es la siguiente:

Irregular	Ciclo-Tendencia	Estacionalidad	Total
8,14	6,93	84,93	100,0

El análisis espectral del indicador agregado no difiere del correspondiente al P.B.I.I., aunque los picos estacionales son reemplazados por depresiones leves y los componentes correspondientes a las frecuencias altas muestran una mayor alteración de la coherencia.

Las modificaciones por puntos extremos que se adoptan son las siguientes:

Cuarto trimestre: 1973: 132,13 se reemplaza por 125,58;

Primer trimestre: 1978: 89,44 se reemplaza por 99,25;

Segundo trimestre: 1978: 112,30 se reemplaza por 108,25.

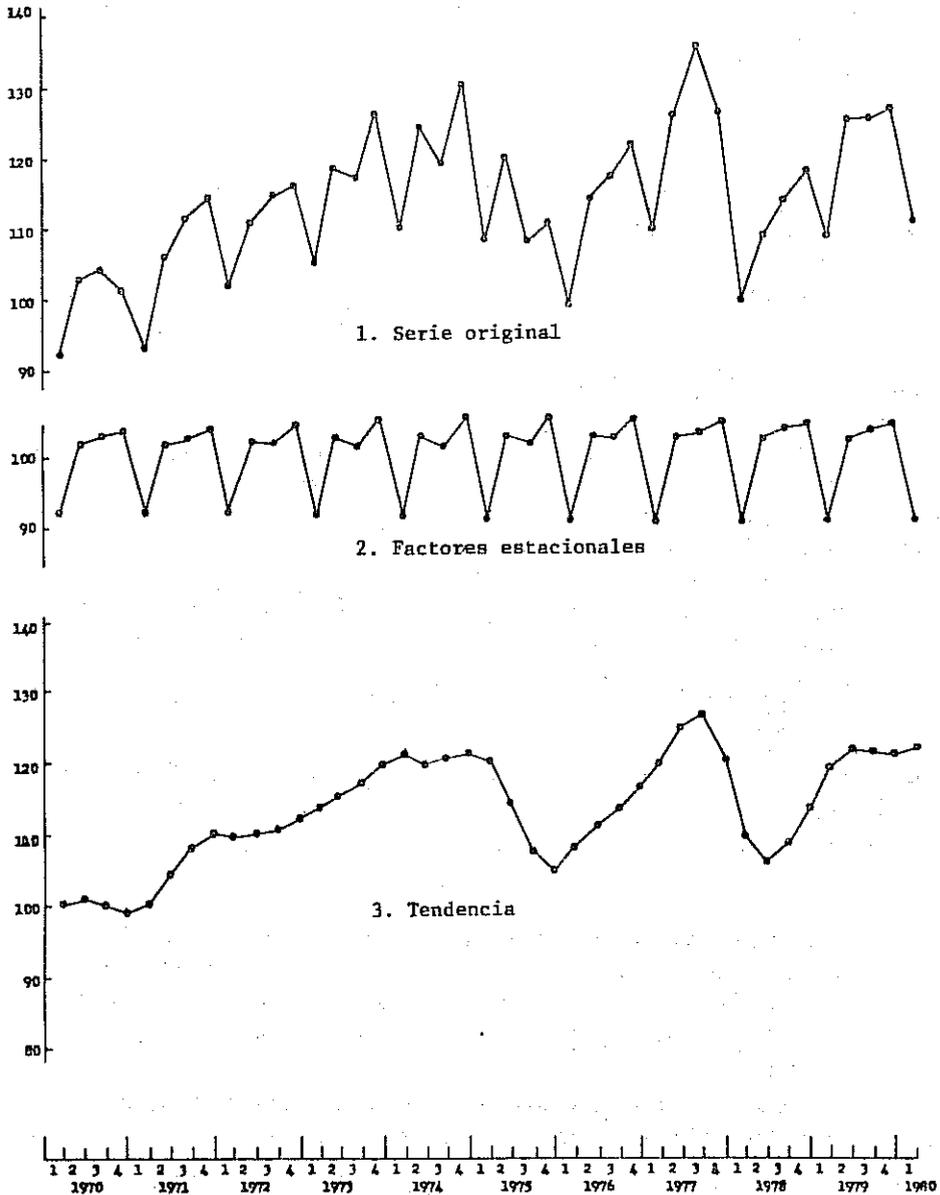
La descomposición del indicador agregado se muestra en el Gráfico N° 4 (serie original, factores estacionales y tendencia).

Es evidente la similitud entre esta descomposición y la del P.B.I.I., aunque se observan algunas diferencias, especialmente en los valores iniciales y finales de la tendencia.

3. RELACION ENTRE P.B.I. INDUSTRIAL E INDICADOR AGREGADO

En esta sección se estudia la relación entre el P.B.I.I. y el indicador agregado trimestral, con el propósito de obtener estimaciones provisionales de esa periodicidad. En la primera parte se explora la relación implícita en los modelos ARIMA obtenidos en la sección anterior, y en la segunda se obtiene una aproximación mediante mínimos cuadrados.

GRAFICO N° 4
DESCOMPOSICION INDICADOR AGREGADO



3.1. Análisis Bivariado de Series de Tiempo

Son conocidos los inconvenientes que produce la descomposición de una serie en estacionalidad, tendencia y componente irregular, o simplemente el ajuste por estacionalidad por los métodos convencionales, incluido el X-11 en sus diferentes versiones.

En general, no hay una única forma de efectuar la descomposición, y el mismo método de ajuste se aplica a todas las series, independientemente de sus propiedades estadísticas. A veces no toda la estacionalidad se elimina, a veces se extraen también otros componentes, por ejemplo, residuales o de tendencia. Por otra parte, las predicciones pueden ser ineficientes debido precisamente a la descomposición en partes estacionales y no estacionales.

En contraste, los modelos ARIMA no solo describen todos los componentes bajo un único modelo global, que admite estacionalidad y tendencia estocásticas, sino que también el análisis bivariado de los residuos de los modelos (prewhitening) permite una formulación parsimoniosa de las relaciones dinámicas entre las series, y una mejor identificación y estimación de la estructura del error.

Los residuos de los modelos univariados para Y_t y X_t presentados en la sección anterior permiten medir la reducción en la varianza residual que se obtiene al introducir X_t en el modelo para Y_t , y obtener una primera aproximación a la estructura del error para el modelo bivariable.

El correlograma cruzado entre estos residuos tiene un valor grande y positivo para $k = 0$, y valores pequeños para otros k , de modo que la interrelación entre a_t y b_t es sólo contemporánea, sin adelantos ni rezagos.

Combinando con los modelos univariados se obtiene la siguiente función de transferencia inicial:

$$Z_t = \frac{(0,64 - 0,40 B^4)}{(1 - 0,83 B^4)} W_t + (1 - 0,62 B^4) c_t,$$

donde $Z_t = (1 - B^4) (1 - B) Y_t$, $W_t = (1 - B^4) (1 - B) X_t$,
y c_t es un término de error.

Después de algunas iteraciones de ajuste y diagnóstico, eliminando términos de poca importancia, el modelo converge a la siguiente función de transferencia final:

$$Z_t = \frac{\begin{matrix} (0,064) \\ 0,63 \\ (0,096) \end{matrix}}{1 - 0,25 B^4} W_t + \begin{matrix} (1 - 0,63 B^4) \\ (0,14) \end{matrix} c_t,$$

$$\hat{\sigma}_c = 2.27$$

donde los números entre paréntesis son los errores estándares de los coeficientes. Los tests de diagnóstico, autocorrelación de los residuos y correlación cruzada entre los residuos de la función de transferencia y los residuos del modelo univariado para X_t (c_t y b_t), no son significativos

$$(n \sum_{k=1}^{20} r_c^2 = 13,3 \text{ y } n \sum_{k=0}^{20} r_{cb}^2 = 12,6, \text{ mientras que}$$

los valores de X^2 con 19 grados de libertad, 10% y 5% de nivel de significación, son 27,2 y 30,1, respectivamente).

Además, la matriz de correlaciones entre las estimaciones de los parámetros de la función de transferencia es casi ortogonal, como se puede apreciar en la siguiente tabla, indicando la bondad del diseño.

CORRECCION ENTRE LOS PARAMETROS DE LA
FUNCION DE TRANSFERENCIA

	Numerador	Denominador	Promedio móvil
Numerador	1,00		
Denominador	- 0,08	1,00	
Promedio móvil	0,05	0,01	1,00

Si se compara la varianza de los residuos de la función de transferencia con la varianza de los residuos del modelo univariado para Y_t , se observa una reducción en la varianza residual del 80%, lo que muestra la capacidad del indicador agregado trimestral para anticipar el P.B.I. manufacturero trimestral, más allá de la capacidad predictiva de la historia del P.B.I.

3.2. Una aproximación

Teniendo en cuenta el número de observaciones con el que se estimó la función de transferencia en 3.1., ésta debe ser actualizada y reestimada trimestralmente. La falta de autocorrelación en los residuos y otros tests de diagnóstico no significativos, indican simplemente que, dada la longitud disponible de las series, no se detectan aspectos inadecuados en el modelo. Con mayor longitud de las series, estos aspectos podrían tornarse evidentes.

Por lo tanto, desde un punto de vista puramente operativo, parece relevante considerar aproximaciones a la función de transferencia que faciliten la actualización trimestral.

El correlograma cruzado entre los residuos univaria

dos y la forma particular de la función de transferencia, permiten deducir dos posibles procedimientos de aproximación lineal: entre las series estacionarias (Z_t y W_t), y entre las series originales (Y_t y X_t). En este informe sólo se considera esta última posibilidad.

La regresión lineal simple entre las series originales modificadas por puntos extremos, de acuerdo al procedimiento del X-11 mencionado en la sección anterior, es la siguiente:

$$\hat{Y}_t = -16,25 + 1,20 X_t$$

(7,61) (0,068)

El error típico de estimación es 4,856, el coeficiente de correlación al cuadrado 0,88, y el Durbin-Watson es $d = 0,51$, de modo que los números entre paréntesis no son estimadores apropiados de los errores estándares. Se observan varios residuos extremos y hay inestabilidad en los coeficientes.

El correlograma y el correlograma parcial de los residuos de esta regresión, muestra una estructura de correlación que podría identificarse como un esquema autoregresivo de primer orden. Para estimarlo, se utilizó el procedimiento en dos etapas propuesto por Durbin (1960) 1/, obteniéndose, en la primera etapa, $\hat{\rho} = 0,79$. Con este valor de $\hat{\rho}$ se transformaron los datos: $(1 - \hat{\rho}^2)^{1/2}$ para el primer valor y $(1 - \hat{\rho}^B)$ para los demás. La regresión final es la siguiente:

$$\hat{Y}_t = -0,46 + 1,057 X_t$$

(5,22) (0,045)

con un error típico de estimación para los datos transformados de 2,93 y $d = 2,08$.

En este caso conviene considerar un test de correlación entre los errores de los trimestres correspondientes a años sucesivos, ya que los datos no han sido ajustados por estacionalidad y si hubiera efectos estacionales no captados por la variable independiente, como sugiere la estructura del error en la función de transferencia, podrían presentarse problemas de autocorrelación de cuarto orden. Con este propósito se calculó el estadístico d_4 , (Wallis, 1972), resultando, para los datos transformados, $d_4 = 1,5$. Al comparar este valor con los valores críticos tabulados por Wallis en la referencia ya citada se observa que no es significativo al 5% (valor crítico = 1,34). No obstante, el mayor valor en el correlograma de los residuos es $r_4 = 0,27$, pero con el número de observaciones disponibles no es posible distinguir, con los errores estándares, este correlograma del correspondiente a un proceso puramente aleatorio, de modo que se adopta, como aproximación, la ecuación con errores autoregresivos de primer orden.

El coeficiente del indicador agregado no es significativamente distinto de 1. Para los fines propuestos, especialmente para la obtención de estimaciones mensuales del P.B.I.I., es importante analizar la estabilidad de este coeficiente.

Si se ajustan regresiones sucesivas de longitud creciente, por ejemplo, de la observación 1 a la observación 15, de la 1 a la 16, etc., hasta la regresión completa, es decir, de la observación 1 hasta la 45, el coeficiente de X_t cambia entre 0,97 y 1,07, mostrando una significativa estabilidad. Si se utilizan los residuos recursivos derivados de estas regresiones sucesivas, el test basado en la suma de dichos residuos no rechaza la hipótesis de la estabilidad en los coeficientes, al menos al 10% de significación.

También se calcularon regresiones móviles de longitud 15, 20, 25, 30, 35 y 40 observaciones. Por ejemplo, para longitud 15, la primera regresión incluye las obser

vaciones 1 a 15, la segunda 2 a 16, etc., y la última 31 a 45. Tampoco aquí se observan cambios sustanciales en el coeficiente, al mismo tiempo que la varianza de los residuos para cada regresión da una idea aproximada de la estabilidad de la varianza. En este caso, no hay razones para dudar del supuesto de varianza constante.

Al mismo tiempo, estas regresiones permiten estudiar el comportamiento de los errores de predicción para regresiones con diferente número de datos, observándose que aquéllos tienden a disminuir a medida que se agregan observaciones.

Estos resultados permiten concluir, tentativamente, que las diferencias entre el P.B.I. manufacturero y el indicador agregado se comportan, aproximadamente, como un proceso autoregresivo de primer orden.

4. PREDICCIÓN Y MENSUALIZACIÓN

Tanto la función de transferencia como la aproximación por mínimos cuadrados pueden brindar estimaciones provisionales del P.B.I.I. trimestral, cada vez que se disponga del indicador agregado de esa periodicidad. Al mismo tiempo si se desean estimaciones del P.B.I.I. ajustado por estacionalidad, pueden obtenerse aplicando a estas estimaciones provisionales los factores estacionales del X-11, calculados mediante el procedimiento descrito en la Sección 2.

En la primera parte de esta sección se discute el problema de predecir mes a mes el P.B.I.I. trimestral en base al indicador mensual. En la segunda, se estima el producto manufacturero mensual para la década del 70.

4.1. Predicciones mensuales del P.B.I. Trimestral

Un enfoque consiste en predecir primero el indicador

trimestral, y combinar estos resultados con los obtenidos mediante los métodos de estimación de la sección anterior.

Con este propósito se identificó y estimó el siguiente modelo para el indicador agregado mensual, $x_{t,s}$, $s = 1, 2, 3$ para cada t ,

$$(1 - B^{12}) (1 - B) x_{t,s} = (1 - 0,23 B - 0,62 B^{12}) b_{t,s},$$

$$(0,076) \quad (0,074)$$

$$\hat{\sigma}_{b_s} = 4,85$$

con $Q(20) = 16,7$, mientras que el valor crítico de χ^2 con 18 grados de libertad y 10% de nivel de significación es 25,99. Por otra parte, la correlación entre las estimaciones de los parámetros de promedios móviles es sólo de - 0,11.

Este modelo permite generar predicciones del indicador mensual, y para calcular las del indicador trimestral, X_t , simplemente se promedian las predicciones mensuales correspondientes.

Para ilustrar este procedimiento y obtener una idea aproximada del comportamiento de las predicciones, se calcularon las correspondientes al P.B.I.I., segundo trimestre de 1980, cuyo valor observado es de 125,41. En la tabla siguiente se muestran los errores de predicción.

ERRORES DE PREDICCIÓN SEGUNDO TRIMESTRE DE 1980

		Errores de predicción en base a datos de:		
		Abril	Mayo	Junio
Indicador mensual	Mayo	- 3,35(2,75%)	-	-
	Junio	- 8,52(7,43%)	1,48(1,29%)	-
Indicador Trimestral		- 3,96(3,34%)	- 1,98(1,67%)	-
PBI Ind. Trimestral	Función Transferencia	- 3,46(2,76%)	- 2,23(1,78%)	- 1,03(0,82%)
	Aproximación	- 3,69(2,94%)	- 1,59(1,27%)	0,47(0,37%)
Entre paréntesis, porcentaje de error con respecto al valor observado.				

En la primera columna de la tabla aparecen los errores de predicción que se cometen cuando solo se dispone del dato de abril, es decir, los errores en la predicción de los indicadores de mayo y junio, el error en la predicción del indicador trimestral, y los errores en la predicción del P.B.I.I., según se utilice la función de transferencia o la aproximación por mínimos cuadrados. Similarmente, en la segunda columna aparecen los errores que se cometen cuando se dispone de los datos de abril y mayo, y por último, en la tercera columna, los errores en la predicción del P.B.I.I. una vez que se observa el indicador agregado trimestral.

Se observa una cierta tendencia a sobreestimar el índice, pero debe tenerse en cuenta las características particulares del segundo trimestre. En efecto, no resulta evidente que fuese posible anticipar una caída del índice del 6,9%, con respecto a igual trimestre de 1979, si se tiene en cuenta que este último creció un 13% comparado con el segundo trimestre de 1978, y que el primer trimestre de 1980 creció un 3% con respecto a igual período de 1979.

De cualquier manera es necesario contar con una mayor cantidad de observaciones para juzgar la performance de los procedimientos propuestos y evaluar la posibilidad de mejorar las predicciones mediante la combinación óptima de los mismos.

4.2. Estimación del Producto Manufacturero Mensual

Sea $y_{t,s}$, $t = 1, 2, \dots, T$, $s = 1, 2, 3$ para cada t , la serie que representa el P.B.I.I. mensual del que solo se dispone de los datos trimestrales Y_t , es decir,

$$Y_t = \frac{1}{3} \sum_{s=1}^3 y_{t,s}, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (1)$$

Similarmente, el indicador agregado mensual $x_{t,s}$, promedia trimestralmente X_t . Si se denomina y al vector compuesto de los 3 T elementos de la serie $y_{t,s}$, Y al vector compuesto de los T elementos de la serie trimestral, C a la matriz que transforma los datos mensuales en trimestrales, es decir, $Y = C y$, y x a la matriz de orden $3 T \times 2$ con filas $(1, x_{t,s})$, de rango 2, entonces se supone que

$$y = x \beta + u, \quad (2)$$

$$Y = C x \beta + C u = X \beta + U, \quad (3)$$

donde β es un vector de parámetros desconocidos, u es un vector aleatorio con media cero y matriz de varianzas V , definida positiva, U es un vector aleatorio con media ce ro, y matriz de varianzas y covarianzas $W = CVC'$.

Se desea estimar el P.B.I.I. mensual, a partir de sus valores trimestrales y de los valores mensuales del indi cador agregado, es decir, se desea estimar y en el modelo lineal (2) a partir de la observación del modelo lineal (3) y de x . De (3) se puede estimar β insesgadamente, y una primera solución al problema de estimar y es

$$\hat{y} = x \hat{\beta}. \quad (4)$$

Este estimador no satisface la relación de agregación,

$$Y - C \hat{y} = Y - X \hat{\beta} = \hat{U} \neq 0.$$

Por otra parte, el estimador (4) estima $E(y)$ en lu gar de estimar y . Es claro que para evaluar a los estima dores de y y debería utilizarse

$$\text{Var} (\hat{y} - y) = E ((\hat{y} - y) (\hat{y} - y)') . \quad (5)$$

Estas consideraciones llevan naturalmente a la búsqueda de un estimador de y , \hat{y} , que satisfaga $C \hat{y} = Y$, y que constituya una mejora, en términos de eficiencia, con respecto a \hat{y} .

Una clase sencilla de estimadores que puede satisfacer estos requerimientos es la siguiente:

$$\left\{ \hat{y} : \hat{y} = \hat{y} + A^{-1} C' (C A^{-1} C')^{-1} (Y - C \hat{y}) \right\}, \quad (6)$$

donde A es una matriz simétrica, definida positiva, de orden $3 T$, a especificar. Esta clase corresponde a la minimización de la forma cuadrática $(\hat{y} - \hat{y})' A (\hat{y} - \hat{y})$, sujeta a la restricción $C \hat{y} = Y$, de modo que los estimadores \hat{y} son iguales al estimador inicial, \hat{y} , más una combinación lineal de las discrepancias entre los valores observados y los estimados en los datos trimestrales.

La traza de la matriz $\text{Var} (\hat{y} - y)$ es un mínimo $2/$ si $A = V^{-1}$, y el estimador resultante,

$$\hat{y}^* = \hat{y} + V C' W^{-1} \hat{U}, \quad (7)$$

es el mejor lineal insesgado.

Se observa que la segunda parte de (7) es una estimación de u , obtenida a partir de \hat{U} , y que sustituye a los residuos del modelo mensual, $\hat{u} = y - x\hat{\beta}$.

El estimador (7) requiere el conocimiento de V , la matriz de varianzas y covarianzas del vector aleatorio u . En la práctica V es desconocida y no puede ser estimada directamente, ya que los residuos del modelo lineal (2) no son observables.

Es posible utilizar un procedimiento indirecto 3/ para estimar V , basado en el concepto de series autoagregadas, que relaciona la estructura del error de U con la posible estructura de u . No obstante, no disponemos de la cantidad de observaciones necesarias para identificar y estimar eficientemente esta relación, de modo que se prefiere otras elecciones para la matriz A que faciliten el cálculo de las estimaciones preliminares de y .

Entre otras elecciones posibles para A 4/, preferimos una que trata de evitar saltos artificiales y discontinuidades en la distribución del error, es decir,

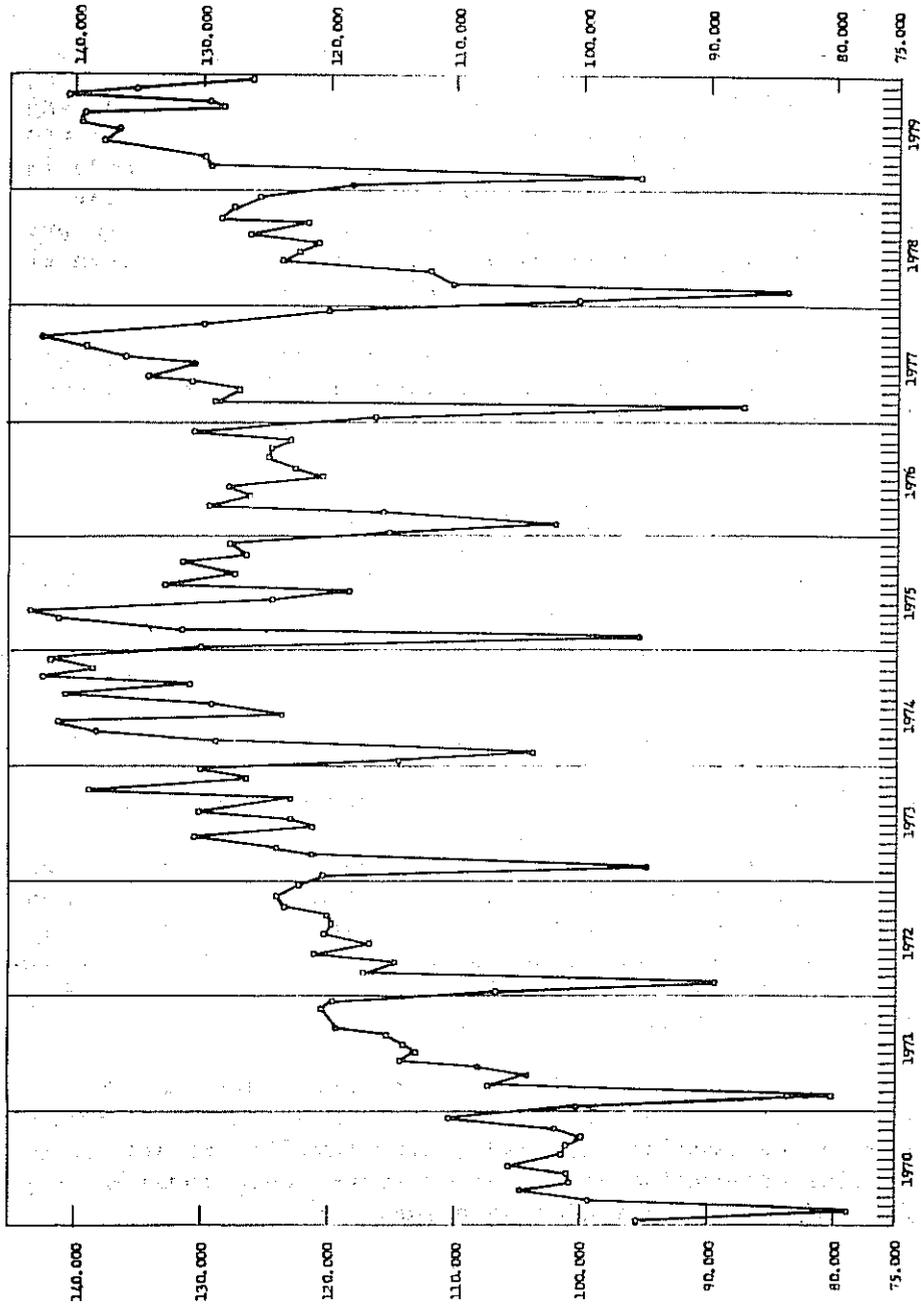
$$A = \Delta' \Delta, \Delta = \begin{bmatrix} -1 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \dots & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -1 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (8)$$

Para calcular (6) con esta elección de A es necesario la inversión de dos matrices, de órdenes $3 T \times 3 T$ y $T \times T$, pero se dispone de expresiones explícitas 5/.

El método descrito fue aplicado a los datos del Cuadro N^o 2, con los coeficientes de la ecuación adoptada en 3.2., obteniéndose estimaciones del Producto Bruto Interno Industrial Mensual, desde enero de 1970 a diciembre de 1979, inclusive. Estas estimaciones se muestran en el Gráfico N^o 5 y en el Cuadro N^o 3.

Es necesario recalcar el carácter preliminar de estas cifras, no solo por la naturaleza aproximativa del método de estimación utilizado, sino también por las diferencias observadas en las estructuras estacionales del P.B.I.I. y del indicador agregado.

GRAFICO Nº 5
P.B.I. INDUSTRIAL MENSUAL
Enero 1970-Diciembre 1979



5. CONCLUSIONES

La conclusión principal de este trabajo es que el indicador agregado puede utilizarse como estimación provisional del producto manufacturero. Es también indudable que se pueden obtener mejores estimaciones que las aquí desarrolladas. Por ejemplo, el uso de métodos robustos resulta casi indispensable si se considera el período en el que se analizan los datos, caracterizados por cambios bruscos y frecuentes en la evolución del P.B.I.I., con numerosas observaciones extremas.

Por último, un supuesto básico presente en todo el análisis realizado es que las ponderaciones utilizadas para construir el indicador agregado son óptimas. Sin embargo, es claro que éste no es necesariamente el caso, ya que como se señaló en la introducción, estas ponderaciones se deducen de los sueldos y salarios pagados en 1960.

Las ponderaciones podrían ser deducidas directamente mediante un procedimiento de selección de variables independientes, ya que no estamos seguros de que sea necesario incluir a todos los sectores en la ecuación que representa a los datos.

Un criterio apropiado para la selección de variables, especialmente cuando estas variables pueden estar muy correlacionadas, es el denominado C_p de Mallows 6/, que mide el error cuadrático total. De acuerdo con este criterio, aumentar términos en la ecuación puede reducir los sesgos, pero quizás a expensas de aumentar la varianza total de predicción.

En este sentido, se han obtenido algunos resultados preliminares, que no se incluyen en este informe, y que indicarían que el mínimo C_p se obtiene con solo siete u ocho sectores, y que las ponderaciones resultantes son diferentes a las utilizadas en la construcción del indicador agregado.

Este parece ser un enfoque promisorio para mejorar las estimaciones y predicciones del P.B.I.I.

ANEXO**NOMINA DE LOS PRODUCTOS QUE INTEGRAN EL**
INDICADOR AGREGADO

1. Producción de acero bruto.
2. Producción de ácido sulfúrico total.
3. Producción de automóviles.
4. Producción de cemento portland total.
5. Producción de cerveza.
6. Producción de hierro primario.
7. Producción de laminados en caliente.
8. Procesamiento de petróleo.
9. Producción de polietileno.
10. Producción de tractores total.
11. Producción de vehículos comerciales.
12. Venta de ganado ovino para faena en Avellaneda.
13. Venta de ganado porcino para faena en Liniers.
14. Venta de ganado vacuno para faena, total país.

C U A D R O N^o 1P.B.I. INDUSTRIAS MANUFACTURERAS

Indice Base 1970:100

Año	T r i m e s t r e s			
	I	II	III	IV
1969	84.22	94.95	96.68	100.40
1970	91.13	102.13	102.68	104.05
1971	95.86	109.13	113.95	119.68
1972	104.37	117.39	119.86	123.15
1973	112.06	125.16	125.39	131.79
1974	115.61	134.34	133.52	140.93
1975	118.92	136.27	126.09	128.40
1976	110.90	127.64	122.48	125.84
1977	110.75	130.63	135.18	130.78
1978	97.99	119.25	122.78	127.01
1979	114.24	134.68	135.62	133.85
1980	117.80			

P.B.I. INDUSTRIAL

Año	M E S E S											
	Enero	Febrero	Marzo	Abril	Mayo	Junio	Julio	Agosto	Setiembre	Octubre	Noviembre	Diciembre
1970	95.36	78.79	99.24	104.71	100.76	100.92	105.55	101.42	101.06	99.86	101.94	110.35
1971	100.26	80.09	107.23	104.36	108.78	114.25	112.76	113.91	115.19	119.23	120.40	119.41
1972	106.65	89.33	117.13	114.77	120.91	116.49	120.08	119.63	119.88	123.34	123.92	122.18
1973	120.39	94.69	121.11	123.93	130.47	121.07	122.74	130.66	122.76	138.73	126.30	130.10
1974	114.26	103.71	128.86	138.23	141.25	123.54	129.10	140.66	130.80	142.35	138.61	141.83
1975	129.96	95.43	131.37	141.17	143.37	124.26	118.25	132.87	127.14	131.35	126.34	127.50
1976	115.19	101.99	115.52	129.33	126.04	127.55	120.45	122.46	124.53	124.37	122.77	130.38
1977	116.17	87.18	128.90	126.97	130.66	124.26	130.50	135.93	139.12	142.56	129.79	119.99
1978	100.07	83.82	110.08	111.82	123.61	122.33	120.76	126.08	121.50	128.33	127.37	125.33
1979	118.01	95.35	129.36	129.85	137.67	136.52	139.50	139.16	128.20	140.41	135.23	125.91

- 1/ Un estudio de Griliches y Rao (1969) evalúa la performance de este procedimiento para muestras chicas.
- 2/ Chow y Lin (1971).
- 3/ Una descripción del mismo puede verse en Cortigiani (1980).
- 4/ Ver, por ejemplo, Fernández (1978) y Chow y Lin (1971).
- 5/ Ver Blanco de Dieguez y Cortigiani (1978).
- 6/ Una descripción de este criterio se puede encontrar en Daniel y Wood (1971).

Referencias Bibliográficas

- BLANCO DE DIEGUEZ, M. y CORTIGIANI, J.L. (1978). Distribución Lineal de Series Económicas, Ensayos Económicos, N° 6, 5-22.
- CHOW, G.C., and LIN, A. (1971). Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series, Review of Economics and Statistics, L III, 372-375.
- CORTIGIANI, J.L. (1980). Estimación del P.B.I. mediante Series Relacionadas. Una propuesta metodológica. Gerencia de Investigaciones y Estadísticas Económicas, BCRA, N° 5.
- DAGUM, E.B. (1975). Seasonal Factor Forecasts from ARIMA Models, Proceedings of the International Institute of Statistics, Contributed Papers. Warsaw, 40th Session, 206-219.
- DAGUM, E.B. (1978). Estimation of Changing Seasonal Variations in Economic Time Series, Survey Sampling and Measurement, (N.K. Namhoojiri, ed.) PP. 217-228, Academic Press, Inc.
- DANIEL, C. and WOOD, F.C. (1971). Fitting Equations to Data, John Wiley & Sons, Inc.
- DURBIN, J. (1960). Estimation of Parameters in Time-Series Regression Models, Journal of the Royal Statistical Society, Series B. Vol. 22. 139-153.
- FERNANDEZ, R.B. (1978). Alternative Approaches to the Estimation of Short-Term Economic Indicators. International Monetary Fund, D.M./39.
- GRILICHES, Z. and RAO, P. (1969). Small Sample Properties of Several Two Stage Regression Methods in the Context of Autocorrelated Errors, Journal of the Royal Statistical Society, vol. 64, 253-272.
- WALLIS, K.F. (1972). Testing for fourth order autocorrelation in quarterly regression equations, Econometrica, Vol. 40, 617-636.

TITULOS INCORPORADOS A LA BIBLIOTECA

Bancos

MAYER, Helmut - Credit and liquidity creation in the international banking sector. Basle, Bank for International Settlements, 1979. 65 p. (Bancos 06783)

REVELL, Jack R..S. - Costs and margins in banking; an international survey. Paris, Organization for Economic Cooperation and Development, 1980. 316 p. (Bancos 4136)

Cambios internacionales

RIPLEY, Duncan M. - Managed exchange-rate flexibility: the recent experience. Proceedings of a conference held at Melvin Village, New Hampshire, October 1978, by Duncan M. Ripley, Robert E. Baldwin, Norman S. Fieleke, Robert M. Stern, Richard M. Levich and others. Boston, Federal Reserve Bank, 1978. 192 p. (Bancos 4147)

Censos

ARGENTINA. CENSO NACIONAL DE POBLACION Y VIVIENDA - Censo Nacional de Población y Vivienda, 1980. Resultados Provisionales. Buenos Aires, Instituto Nacional de Estadística y Censos, 1980. 34 p. (Economía 09104)

Comercio

FUNDACION DE INVESTIGACIONES ECONOMICAS LATINOAMERICANAS. BUENOS AIRES - Apertura de la economía: el impacto de las modificaciones arancelarias. Argentina, 1979-1984. Buenos Aires, Fundación de Investigaciones Económicas Latinoamericanas, 1980. 203 p. (Economía 16162)

NOGUES, Julio J. - Instrumentos de política cambiaria y protección efectiva: una exposición sobre efectos económicos y algunas referencias al caso argentino. Buenos Aires, Banco Central, 1981. 39 p. (Economía 09107)

Crédito

BAEZ, Juan Carlos - Análisis empírico del mercado y tasa de interés de los préstamos entre entidades financieras. Buenos Aires, Banco Central, Centro de Estudios Monetarios y Bancarios, 1981. 26 p. (Bancos 06782)

Cuentas nacionales

ARGENTINA. BANCO CENTRAL. DEPARTAMENTO DE ACTIVIDAD INDUSTRIAL - Metodología para el cálculo trimestral del producto bruto manufacturero a precios constantes, por el Departamento de Actividad Industrial y el Cuerpo de Análisis y Coordinación Estadística. Buenos Aires, Banco Central, 1981, 29 p. (Economía 09108)

ARGENTINA. BANCO CENTRAL. DEPARTAMENTO DE CUENTAS NACIONALES - Estimaciones trimestrales y anuales de la oferta y demanda global a precios de 1970: metodología, fuentes de información y resultados, por el Departamento de Cuentas Nacionales, de Actividad Industrial y de Actividad Agropecuaria. Buenos Aires, Banco Central, 1980. 171 p. (Economía 16149)

BALZANO, Estela D. S. de - Estudio para la elección de un nuevo año base de las cuentas nacionales, por Estela D.S. de Balzano, Luis M. Bollini y Alicia M. Petecci. Buenos Aires, Banco Central, 1980. 111 p. (Economía 16148)

SELOWSKY, Marcelo - Balancing trickle down and basic needs strategies: income countries with special reference to Latin America. Washington, World Bank, 1979. 116 p. (Economía 16151)

Demografía

EASTERLIN, Richard A. (ed.) - Population and economic change in developing countries. A conference report. Chicago, The University of Chicago Press, 1980. 589 p. (Economía 16147)

Derecho

CARRERA, Daniel P. - Defraudación por infidelidad o abuso. Buenos Aires, Editorial Astrea, 1973. 128 p. (Derecho 2261)

ROWAT, Donald C. - El ombudsman; el defensor del ciudadano, por Donald C. Rowat. Prólogo de Daniel Escalante. México, Fondo de Cultura Económica, 1973. 462 p. (Derecho 2263)

SENTIS MELENDO, Santiago - La prueba. Los grandes temas del derecho probatorio. Buenos Aires, Ediciones Jurídicas Europa-América, 1979. 620 p. (Derecho 2262)

Desarrollo económico

ORGANIZACION DE COOPERACION Y DESARROLLO ECONOMICOS - The role of industrial incentives in regional development. Paris, Organization for Economic Co-operation and Development, 1979. 92 p. (Economía 09101)

Deuda externa

ABBOTT, George C. - International indebtedness and the developing countries. London, Croom Helm Ltd, 1979. 312 p. (Finanzas 1536)

Economía agropecuaria

BAUMEISTER, Eduardo - Estructura agraria, ocupacional y cambio tecnológico en la región cerealera maicera. La figura del contratista de máquina. Buenos Aires, Centro de Estudios e Investigaciones Laborales, 1980. 62 p. (Economía 09106)

Educación

ARGENTINA. UNIVERSIDAD DE BUENOS AIRES. DIRECCION DE ORIENTACION VOCACIONAL. Guía del estudiante, 1981. 18 ed. Buenos Aires, Editorial Universitaria de Buenos Aires, 1980. (Miscelanea 3004)

Energía

FALLEN-BAILEY, D. G. - Energy options and policy issues in developing countries, by D. G. Fallen-Bailey and T.A. Byer. Washington, World Bank, 1979. 114 p. (Economía 16150)

MUNASINGHE, Mohan - Electric power pricing policy. Washington, World Bank, 1979. 60 p. (Economía 09109)

Estadística

KENDRICK, John (ed.) - New developments in productivity measurement and analysis by John W. Kendrick and Beatrice N. Vaccara (ed.). Chicago, The University of Chicago Press, 1980. 726 p. (Estadística 693)

USHER, Dan (ed.) - The measurement of capital. Chicago, The University of Chicago Press, 1980. 566 p. (Estadística 692)

Impuestos

BREAK, George F. - Financing government in a Federal System. Washington, The Brookings Institution, 1980. 287 p. (Finanzas 1535)

ORGANIZACION DE COOPERACION Y DESARROLLO ECONOMICOS - The taxation of net wealth, capital transfers and capital gains of individuals. Paris, Organization for Economic Co-operation and Development, 1979. 195 p. (Finanzas 1534)

Industria

ORGANIZACION DE COOPERACION Y DESARROLLO ECONOMICOS - The impact of the newly industrialising countries on production and trade in manufactures. Paris, Organization for Economic Co-operation and Development, 1979. 96 p. (Economía 09103)

Inflación

CACHANOSKY, Juan Carlos - Reflexiones sobre la inflación. Buenos Aires, Fundación Bolsa de Comercio, 1980. 67 p. (Bancos 06780)

PERKINS, James Oliver Newton - The macroeconomic mix to stop stagflation. London, The Macmillan Press Ltd. 1979, 203 p. (Bancos 4145)

Moneda

AUSTRALIA. Reserve Bank of Australia - Papers in monetary economics 1975. Sidney, Reserve Bank of Australia, 1975. 2 v. (Bancos 4144)

GIRTON, Lance - Theory and implications of currency substitution, by Lance Girton and Don Roper. Washington, Federal Reserve System, 1976. 29 p. (Bancos 06784)

GUEVARA, Ubaldo M. - Papel moneda de la República Argentina, 1890/1980. Caja de Conversión y el Banco Central de la República Argentina. Buenos Aires, Editorial Héctor C. Janson, 1980. 266 p. (Bancos 4143)

McCLAM, Warren D. - United States monetary aggregates, income velocity and the Euro-dollar market. Basle, Bank for International Settlements, 1980. 43 p. (Bancos 06781)

Política económica

BRIGNONE, Carlos S. - Los destructores de la economía. Buenos Aires, Ediciones Depalma, 1980. 168 p. (Derecho 2260)

FISCHER, S. (ed.) - Rational expectations and economic policy. A conference report by National Bureau of Economic Research. Chicago, The University of Chicago Press, 1980. 301 p. (Economía 16146)

SUNKEL, Osvaldo - Transnacionalización y dependencia, por Osvaldo Sunkel, Edmundo Fuenzalida, Fernando H. Cardoso, Carlos Fortín, Dudley Seers y otros. Madrid, Instituto de Cooperación Iberoamericana, Ediciones Cultura Hispánica, 1980. 425 p. (Economía 16145)

Política monetaria

WILLIAMSON, John - The failure of world monetary reform, 1971-74. New York, New York University Press, 1977. 234 p. (Bancos 4146)

BOHM-BAWERK, Eugen von - La teoría de la explotación. Madrid, Unión Editorial, 1976. 253 p. (Economía 16164)

Trabajo

SQUIRE, Lyn - Labor force, employment and labor markets in the course of economic development. Washington, World Bank, 1979. 160 p. (Economía 16152)

Vivienda

ARGENTINA. INSTITUTO NACIONAL DE ESTADISTICA Y CENSOS - Metodología del índice del costo de la construcción en la Capital Federal. Base 1980. Buenos Aires, Instituto Nacional de Estadística y Censos, 1980. 65 p. (Economía 09105)

**“LA CREACION DEL BANCO CENTRAL Y LA
EXPERIENCIA MONETARIA ARGENTINA
ENTRE LOS AÑOS 1935 - 1943.”**

Buenos Aires, Banco Central de la
República Argentina, 1972. 2 v.

La obra ofrece un panorama integral de los antecedentes de la creación del Banco Central, así como de los primeros diez años de su existencia. Reproduce las partes esenciales de las Memorias de la Institución en el período 1935-1944 y el análisis que realizó el doctor Raúl Prebisch de la política monetaria en ese último año.

Para adquirir el ejemplar dirigirse a:

Banco Central de la República Argentina
Departamento de Secretaría General
Reconquista 266
1003 Capital Federal - Argentina

Precio de venta \$ 36.000.-

DESARROLLO ECONOMICO

REVISTA DE CIENCIAS SOCIALES

Volumen 20

Enero-Marzo 1981

Nº 80

Artículos

PILAR VERGARA: Apertura externa y desarrollo industrial en Chile: 1973-78.

ADRIANA MARSHALL Y DORA ORLANSKY: Las condiciones de expulsión en la determinación del proceso emigratorio desde países limítrofes hacia la Argentina.

ENRIQUE TANDETER: Trabajo forzado y trabajo libre en el Potosí colonial tardío.

Comunicaciones

ANA MARIA FACCILOLO: Crecimiento industrial, expansión metropolitana y calidad de vida. El asentamiento obrero en la Región Metropolitana de Buenos Aires desde principios de siglo.

Notas y Comentarios

DILMUS D. JAMES, JAMES H. STREET Y ALLEN D. JEDLICKA: Problemática de la investigación y desarrollo en países del Tercer Mundo.

In memoriam: Oscar Braun (1939-1981).

Documentos

OSCAR BRAUN Y LEONARD JOY: Un modelo de estancamiento económico. Estudio de caso sobre la economía argentina.

Índice Cronológico y Temático de "DESARROLLO ECONOMICO -Revista de Ciencias Sociales-", número 1 a 80 (1960)-1980).

Reseñas Bibliográficas - Informaciones

DESARROLLO ECONOMICO -Revista de Ciencias Sociales- es una publicación trimestral editada por el Instituto de Desarrollo Económico y Social (IDES).

Suscripción anual: R. Argentina: \$ 180.000; Países limítrofes: u\$s 36; Resto de América: u\$s 40; Europa, Asia, África y Oceanía: u\$s 44. Ejemplar simple: u\$s 12 (recargos por envíos vía aérea).

Pedidos, correspondencia, etc.: a

INSTITUTO DE DESARROLLO ECONOMICO Y SOCIAL
Güemes 3950 - 1425 Buenos Aires, Argentina

INTEGRACION LATINOAMERICANA

REVISTA MENSUAL DEL INTAL

Año 6, Nro. 58

Junio 1981

EDITORIAL

Las políticas proteccionistas de la Comunidad Económica Europea (II).

ESTUDIOS ECONOMICOS

EL IMPACTO DE LA POLITICA COMERCIAL DE LA CEE PARA MANUFACTURAS SOBRE LAS EXPORTACIONES LATINOAMERICANAS CON ESPECIAL REFERENCIA AL MERCADO ALEMAN OCCIDENTAL, por Roif J. Langhammer.

LA COMUNIDAD ECONOMICA EUROPEA: IMPLICACIONES DE LA EXPERIENCIA DESDE 1957 HASTA 1979, por Weir Brown.

DERECHO DE LA INTEGRACION

- Estudios -

MARCO JURIDICO REGIONAL DEL SECTOR AGROPECUARIO, por Raymundo Barros Charlin.

INFORMACION LEGAL

CHILE: REFORMAS AL REGIMEN DE SEGURIDAD SOCIAL.

MODIFICACIONES EN EL SISTEMA TRIBUTARIO DE MEXICO.

noticias - resúmenes

información latinoamericana - información internacional - documentación y estadísticas - actividades del INTAL - bibliografía

suplemento BIEL (Boletín sobre inversiones y empresas latinoamericanas)

EL TRIMESTRE ECONOMICO

COMITE EDITORIAL HONORARIO: Emilio Alanís Patiño, Emigdio Martínez Adame, Raúl Ortiz Mena, Felipe Pazos, Raúl Prebisch y Raúl Salinas Lozano.

COMITE EDITORIAL: MEXICO: Gerardo Bueno, Edmundo Flores, José A. de Oteyza, Leopoldo Solís M., Carlos Tello, Manuel Uribe Castañeda y Fernando Fajnzylber W. BRASIL: Celso Furtado y Francisco Oliveira. COLOMBIA: Constantino V. Vaitsos. CHILE: Jacques Chonchol, Alejandro Foxley y Osvaldo Sunkel.

DIRECTOR: Oscar Soberón M.

Vol. XLVIII (3)

México, julio - setiembre de 1981

Núm. 191

SUMARIO

Artículos

- Celso Furtado : El orden económico internacional y el Brasil.
- Emilio Klein : Diferenciación social: Tendencias del empleo y los ingresos agrícolas.
- Cristóbal Kay : La política agraria del gobierno militar de Chile.
- Markos Manalakis : Estrategias generales de empleo e ingreso.
- Edgardo Valencia : Planificación de situaciones: ¿Un nuevos paradigma?
- José Molero, Javier Braña y Mikel Buesa: La estructura productiva de la economía española y la integración a la Comunidad Económica Europea.
- Carlos Obregón Díaz : El pensamiento de Veblen.

DOCUMENTOS - NOTAS BIBLIOGRAFICAS

REVISTA DE REVISTAS - PUBLICACIONES RECIBIDAS

Fondo de Cultura Económica - Av. de la Universidad

975 Apartado Postal 44975

REVISTA DE LA INTEGRACION Y EL DESARROLLO
DE CENTROAMERICA

Editada bajo el patrocinio del Banco Centroamericano de Integración Económica.

- * Trabajos de investigación económica.
- * Información socioeconómica de la región y de las labores de los organismos regionales.
- * Documentos e instrumentos que forman parte del acervo institucional y teórico del movimiento integracionista.
- * Foro de discusión de los problemas que ha confrontado el proyecto centroamericano de integración económica y desarrollo económico equilibrado.

Artículos del Número 28

- Una investigación sobre la estructura urbano-espacial de Honduras. Silvia Charpentier Brenes.
- Economías de escala y efectos de aglomeración regional en el Mercado Común Centroamericano. Stephen F. Seninger.
- La inestabilidad de la demanda de dinero. Luis René Cáceres y Héctor A. Peñate F.
- Tecnócratas: Agentes para el mantenimiento de la "nueva dependencia" en Centroamérica. José M. Aybar y Raúl Moncarz.
- Consideraciones sobre la promoción y financiamiento de empresas regionales. Héctor A. Peñate y Jorge J. Kawas.
- Financiamiento de la Federación Centroamericana, 1821/1838. Robert S. Smith.

Suscripción gratuita, dirigirse a:

Revista de la Integración y el Desarrollo de Centroamérica - B.C.I.E.
Apartado Postal 772, Tegucigalpa, D.C.
Honduras, C.A.

ECONOMICA

LA PLATA

REPUBLICA ARGENTINA

AÑO XXVI

Enero - abril 1980

Nº 1

SUMARIO

Artículos

- DE PABLO, Juan Carlos : Neutralidad del dinero en modelos de crecimiento con dinero.
- PIFFANO, Horacio L.P. : Presión tributaria sectorial e incidencia.
- PIEKARZ, Julio A. : Desequilibrio monetario e ingresos fiscales.
- SZYCHOWSKI, Mario L. y
PERAZZO, Alfredo C. : Una teoría del costo económico de la política de sustitución de importaciones.

Comunicaciones

- PORTO, Alberto : Una nota sobre la tercera "Ley" de la demanda derivada.

AÑO XXVI

Mayo - diciembre 1980

Nros. 2 - 3

Artículos

- FERNANDEZ LOPEZ, Manuel: La Pampa y el análisis espacial: Algunos predecesores de Von Thunen.
- HERNANDEZ, Ruby Daniel: Un modelo econométrico del sector externo de la República Argentina.
- MONTUSCHI, Luisa : Crecimiento, empleo y las estrategias del sector externo: Argentina 1953-1970.
- NÚÑEZ MIÑANA, Horacio y
PORTO, Alberto : Capacidad y esfuerzo tributarios relativos: El caso de los Municipios de la Provincia de Buenos Aires.

Comunicaciones

- CRISTINI, N. Marcela y
CHISARI, Omar : Nota sobre envidia, equilibrio y optimalidad.

Dirección y Redacción: Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata. Calle 48 Nº 555, La Plata, República Argentina.

Impreso en el
BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA
Reconquista 266 - Buenos Aires
República Argentina



BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA ARGENTINA