

C.E.M.A.

Virrey del Pino 3210
Belgrano R
1426 Buenos Aires

Te. 552-3291/9311.

INFLACION Y BALANZA DE PAGOS EN LA ECONOMIA
ARGENTINA 1966-1979: UN ENFOQUE MONETARIO

Alberto Herrou-Aragón
Julio 1981

Nº 26

INFLACION Y BALANZA DE PAGOS EN LA ECONOMIA
ARGENTINA 1966-1979: UN ENFOQUE MONETARIO

por

Alberto Herrou-Aragón*
C.E.M.A.

SINTESIS

En este trabajo se presenta un modelo de inflación y balance de pagos que se basa en el enfoque monetario de la balanza de pagos. El modelo, sin embargo, se aparta de las conclusiones de largo plazo de tal enfoque y se centra en el corto plazo en el que la inflación doméstica puede ser diferente de la internacional.

El modelo se estima por mínimos cuadrados ordinarios y por métodos robustos para la economía argentina durante el período 1-1966/3-1979. Los resultados indican que la inflación y la balanza de pagos pueden ser explicadas satisfactoriamente por los desequilibrios monetarios y por la inflación internacional. La magnitud relativa del efecto impacto de los desequilibrios monetarios sobre la inflación interna indica que el peso del ajuste recae principalmente sobre el sector doméstico de la economía y que la balanza de pagos es relativamente inelástica en eliminarlos. Esto sugiere que la economía argentina se comportó como una economía relativamente cerrada.

* Agradezco las sugerencias recibidas de mis colegas de C.E.M.A. y la colaboración de Carola Pessino y Silvina Vatnick.

I. Introducción.

La economía argentina ha estado sujeta en las últimas décadas a reiteradas crisis en la balanza de pagos, entendiéndose por tales aquellas situaciones en las que el stock de reservas de moneda extranjera del sistema bancario no ha sido suficiente para financiar el déficit en la balanza de pagos. En general, tales episodios han sido acompañados por una tasa creciente de inflación. Así, por ejemplo, la crisis de 1971-1972 se caracterizó por una disminución persistente de reservas de moneda extranjera al punto tal que dichas reservas se convirtieron en negativas en el primer trimestre de 1972. Simultáneamente, la tasa de inflación se elevó desde una tasa anual de 36% en el segundo trimestre de 1971 a 70 y 80% en el primer y segundo trimestre de 1972, respectivamente. Otro tanto sucedió durante la crisis de 1975 en que simultáneamente al déficit en la balanza de pagos, la inflación llegó a una tasa anual de 300% hacia fines de ese año. En ambos episodios el tipo de cambio sufrió fuertes devaluaciones.

El propósito de este trabajo es elaborar y estimar econométricamente un modelo dinámico, en el cual tanto la balanza de pagos como la tasa de inflación son los mecanismos a través de los cuales se eliminan los desequilibrios monetarios. El modelo se estima para Argentina y cubre el período I-1966/II-1979, ya que a partir de esa fecha se encuentran disponibles datos sobre producción industrial.

El modelo se estima por mínimos cuadrados ordinarios y por méto-

dos robustos ya que el primer método pierde sus propiedades óptimas en presencia de errores groseros en las observaciones. Los resultados muestran una relación significativa entre desequilibrios monetarios y la tasa de inflación, y entre la tasa de inflación internacional, la devaluación del tipo de cambio y la tasa de inflación doméstica. Se encuentra, también, una relación significativa entre desequilibrios monetarios y saldo de la balanza de pagos. Las estimaciones indican, además, que el efecto impacto de la política monetaria (o, más apropiadamente, política crediticia) es relativamente mayor sobre la tasa de inflación que sobre la balanza de pagos, evidenciando de esta manera un carácter relativamente cerrado de la economía argentina en que la inflación se encuentra estrechamente relacionada con los excesos de oferta-flujo de dinero.

II. El Modelo Teórico.

El enfoque monetario de la balanza de pagos, en su versión simple, postula que, en una economía abierta, pequeña y con tipo de cambio fijo, el stock nominal de dinero es una variable endógena que se encuentra determinada por las decisiones de los individuos en cuanto a sus tenencias de dinero ya que fijando el tipo de cambio se fija el nivel de precios domésticos. A. Swoboda (1977) ha demostrado que, en presencia de bienes no comerciados internacionalmente y/o con imperfecciones en los movimientos internacionales de capitales, la autoridad monetaria tiene un relativo control sobre la cantidad de dinero aunque en el largo plazo ésta se convierte en endógena. De esta manera, un exceso de oferta de dinero afecta tanto a la ba-

lanza de pagos como a los precios relativos de los bienes no transados y la inflación doméstica puede diferir de la internacional en el corto plazo.

En el Apéndice se desarrolla en forma detallada un modelo en que se determina la magnitud relativa de un desequilibrio monetario sobre la balanza de pagos y la inflación doméstica. Modelos similares han sido desarrollados por M. Parkin (1974), M. Blejer (1979) y A. Herrou-Aragón (1980).

La esencia del modelo es que los precios relativos de los bienes no comerciados en términos de los bienes transados internacionalmente se ven afectados por los excesos de oferta de dinero y, de este modo, la tasa de inflación doméstica puede diferir de la inflación internacional. Por lo tanto, podemos expresar los precios relativos como función de los desequilibrios monetarios.

$$1) \frac{P_n}{P_T} = J(\lambda - \hat{m}^d - \Pi^E) \quad J' > 0$$

donde λ tasa de creación de crédito doméstico como proporción del stock nominal de dinero.

\hat{m}^d tasa deseada de cambio en saldos monetarios reales,

Π^E tasa de inflación esperada,

$\frac{P_n}{P_T}$ precio relativo de bienes domésticos en términos de bienes internacionales.

A partir de la relación funcional anterior, se demuestra en el Apéndice que la tasa de inflación doméstica es una función de la tasa de inflación internacional y de los desequilibrios monetarios domésticos¹:

$$2) \pi_t = a\pi_{T,t} + (1-a)(\lambda - \hat{m}^d)_t$$

En esta ecuación se observa que hay dos componentes principales de la inflación doméstica: el primero captura el impacto de la inflación internacional (π_T), y el segundo capta los efectos de la política crediticia y de los cambios en las variables reales que determinan la demanda por dinero.

Se demuestra igualmente en el Apéndice que el saldo de la balanza de pagos es función de los desequilibrios monetarios.

$$3) \left(\frac{\dot{R}}{M}\right)_t = a(\pi_T + \hat{m}^d - \lambda)_t$$

donde $\frac{\dot{R}}{M}$ es la tasa de variación en reservas de moneda extranjera como proporción del stock nominal de dinero.

Si el exceso de oferta-flujo de dinero se resuelve mediante cambios en la cartera de activos y existe libre movilidad internacional del capital, el ajuste no requiere de cambios en precios relativos. De este modo, es plausible que el efecto impacto de un desequilibrio monetario dependa tanto del tamaño relativo del sector de bienes domésticos como del control a las transferencias internacionales de capital así como también de las elasticidades de sustitución en producción y consumo entre bienes domésticos y transados.

De las ecuaciones (2) y (3) surge que; partiendo de una situación en la que el saldo de la balanza de pagos sea cero y la infla-

1. El supuesto implícito en el modelo es que los precios de los bienes domésticos no se ajustan instantáneamente frente a una variación en el exceso de oferta-flujo de dinero.

ción doméstica sea igual a la inflación internacional, un incremento en la tasa de expansión en el stock de crédito doméstico producirá una demanda excedente por bienes domésticos a los precios relativos iniciales y un déficit en la balanza de pagos. A través del primer efecto, la tasa de inflación en los precios de los bienes domésticos tenderá a ser superior a la inflación internacional hasta que los precios relativos eliminen el exceso de demanda por bienes domésticos y la inflación doméstica tenderá a ser igual a la inflación internacional. En esta última situación, la inflación doméstica es independiente del exceso de oferta-flujo de dinero y, por lo tanto, el coeficiente (1-a) es positivo sólo en el corto plazo y tiende a cero en el largo plazo.

Por otra parte, un incremento en la tasa de inflación internacional afecta directamente la tasa de inflación doméstica a través de un incremento en la tasa de variación de los precios de los bienes comerciados internacionalmente y, vía los efectos de sustitución en producción y consumo, de cambios en la tasa de variación de los precios de los bienes domésticos. Si la política crediticia permanece constante al igual que las variables que determinan la tasa deseada de cambio en los saldos monetarios reales, el incremento en la inflación internacional producirá un incremento en la demanda-flujo por dinero en concepto de una mayor demanda por reposición de los saldos monetarios existentes debido a la mayor inflación, lo que, a su vez, producirá un superávit en la balanza de pagos.

III. La Evidencia Empírica.

Para construir la variable Desequilibrios Monetarios, es necesario contar con una estimación de la tasa deseada de cambio en los saldos monetarios reales. Para especificar el modelo de demanda por dinero se supuso: 1) que la demanda-stock por dinero es función del ingreso permanente y de la tasa de inflación esperada; 2) que el ajuste del stock real de dinero no es instantáneo sino que los stocks se ajustan parcialmente siguiendo la trayectoria modelada por R. Mundell (1971); 3) el ingreso permanente se aproximó por el valor de la tendencia del ingreso; 4) que la inflación esperada está generada por un proceso autorregresivo.

De este modo, el modelo estructural es el siguiente:

$$4) \ln\left(\frac{M}{P}\right)_t^d = a' + b \ln y_t^E + c \pi_t^E,$$

$$5) \ln\left(\frac{M}{P}\right)_t - \ln\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1} = \phi [\ln\left(\frac{M}{P}\right)_t^d - \ln\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1}],$$

$$6) \ln y_t^E = d + e_t,$$

$$7) \pi_t^E = f + \sum_{i=1}^n g_i \pi_{t-i}$$

La forma reducida del modelo es:

$$8) \ln\left(\frac{M}{P}\right)_t = a'' + b' \ln y_t^E + c' \pi_t^E + d' \ln\left(\frac{M}{P}\right)_{t-1},$$

donde $a'' = a' \phi$

$b' = b \phi$

$c' = c \phi$

$d' = 1 - \phi$.

La cantidad de dinero se definió, alternativamente, como circu-

lante en manos del público y depósitos a la vista en bancos comerciales (M_1) y como circulante en manos del público, depósitos a la vista y depósitos a plazo fijo y de ahorro (M_2). Ambas variables están centradas a mitad de trimestre por un promedio simple de las cifras a comienzos y a fin del período a los efectos de homogeneizar temporalmente los datos monetarios con el resto de las series. Se definió como ingreso al índice trimestral de producción industrial. Los datos disponibles sobre esta última variable parten de I-1966, por lo que las estimaciones cubren el período I-1966 hasta III-1979. La inflación fué definida como las primeras diferencias del logaritmo del índice de precios mayoristas, que se usó también como deflactor de la cantidad de dinero. Las series no fueron desestacionalizadas y se obtuvieron del International Financial Statistics.

Los resultados de las estimaciones mediante el método de Cochrane-Orcutt para remover la autocorrelación de los residuos se muestran en el Cuadro N° 1. En la estimación de ambas ecuaciones se incluyeron dos variables dummies (D_0 y D_1), la primera para capturar los posibles efectos de los controles de precios durante 1973-1975, y la segunda para captar la posible influencia de la liberalización de las tasas de interés a partir de Junio de 1977.

Claramente, la definición más amplia de dinero es la que suministra el mejor ajuste y por ello fué seleccionada para estimar la variable desequilibrio monetario².

2. Cuando se corrige la autocorrelación de residuos por la técnica de Cochrane-Orcutt en presencia de variables dependientes rezagadas como explicativas, resulta una subestimación de las varianzas de los estimadores de los coeficientes. Para corregir el sesgo, Cooper

Cuadro N° 1.

Demanda por Dinero. Estimaciones por el Método de Cochrane-Orcutt.

DEFINICION DE DINERO	C	$\ln y_t^E$	π_t^E	$M_1 \ln(\frac{1}{P})_{t-1}$	D ₀	D ₁	R ² /E.S.R	h/ ρ	F(5.47)
$M_1 \ln \frac{1}{P}$	-.0041 (-.0077)	.0628 (.5613)	-1.2677 (-11.2498)	.5961 (10.2043)	.1700 (4.4864)	.0757 (1.5596)	.8673 .0602	.5552 .3602	68.9927
$M_2 \ln \frac{1}{P}$	-.6007 (-2.6461)	.2171 (4.1857)	-.9350 (024.2996)	.7262 (30.3829)	.1019 (6.2771)	.1410 .0269	.9748 .0269	-.1640 .3690	403.6310

Nota: $\ln y_t^E = 4.0761 + .0119 t$, $R^2 = .7456$, E.S.R. = .1116, D-W = .8900
(133.6413)(12.6173).

$$\pi_t^E = .0091 + [.8030L - .2783L^2 + .0808L^3 + .1499L^4 - .052L^5] \pi_t + .0267D_2 - (5.4406) (-1.4811) (.4241) (.8089) (-.3533) (.8671)$$

$$- .0289D_3 + .0042D_4 + .0021D_5, R^2 = .3975, E.S.R. = .0301, h = n.e.$$

$$(.9280) (.1438) (.0687)$$

Las D_i's son variables dummies para captar los efectos de observaciones anómalas correspondientes al III y IV trimestres de 1975 y I y II de 1976. L es el operador de rezagos. Los números entre paréntesis son los estadísticos t. Los R² se calcularon para las variables transformadas. h es el estadístico de Durbin. ρ es el coeficiente de autocorrelación.

El coeficiente de ajuste de stocks monetarios promedio se estimó en (.2738) lo que implica un rezago promedio de aproximadamente ocho meses. El coeficiente de semielasticidad tasa de inflación una vez que se completa el ajuste se calculó en (3.4150) en tanto que el coeficiente de elasticidad-ingreso es de (.7931).

III.a) Tasa de Inflación.

En esta Sección se estima la ecuación (2) del punto anterior. Como puede observarse de la mencionada ecuación los coeficientes de las variables independientes suman la unidad, por lo que la ecuación se estimó con y sin restricciones a los efectos de someter a prueba la significancia de las restricciones que impone el modelo.

El modelo fue estimado por el método de mínimos cuadrados ordinarios y por métodos de regresión robusta. Es sabido que el método de mínimos cuadrados ordinarios es óptimo si los errores de distintos períodos son independientes con distribución normal con esperanza cero y una misma varianza para todos los períodos. En las series económicas es frecuente observar violaciones al supuesto de normalidad por lo que los estimadores mínimocuadráticos son muy sensibles a observaciones anormales. Los métodos robustos tratan de estimar los parámetros del modelo de modo que sean eficientes frente a errores cu-

2. (1972) sugirió la siguiente fórmula:

$$\sigma_{kk}^{**} = \frac{\sigma_{kk}}{1 - c}, \text{ donde } c = \frac{(1 - \rho^2)n}{(1 - \alpha\rho)^2}, \sigma_{kk} \text{ es la va-}$$

rianza del estimador del coeficiente de la variable dependiente rezagada (α), n es el número de observaciones y ρ es el coeficiente de autocorrelación de residuos. En ambos casos, las varianzas corregidas no difieren sustancialmente de las estimadas.

ya distribución no sea normal. Además de ello, en series económicas las variables independientes pueden estar sujetas a errores groseros e, incluso, pueden existir períodos atípicos donde el modelo no se cumple. En tales casos, pocas observaciones atípicas pueden estar afectando la estimación de los coeficientes de regresión.

En este trabajo se emplean dos métodos robustos de regresión:

a) Método 1: mediante el cual se obtienen estimadores que son eficientes no sólo en presencia de errores normalmente distribuidos sino en una vecindad de la distribución normal, b) Método 2: por el cual se trata de obtener estimadores que sean estables frente a observaciones atípicas de las variables independientes. En el primer método se ponderan los errores estimados con pesos que llegan a cero en el caso de observaciones sospechosas, mientras que en el segundo método se penalizan aquellas observaciones con variables independientes grandes³.

La tasa de inflación se definió, alternativamente como el cambio porcentual en precios mayoristas y al consumidor. La inflación internacional fue definida como variaciones porcentuales en el índice de precios mayoristas agropecuarios e importados ponderados de acuerdo a las estimaciones de C. Rodríguez y L. Sjaastad (1979). Esta definición puede implicar que se está usando un componente de la tasa de inflación para explicar esta última. Por ello, se definió también como tasa de inflación internacional el cambio porcentual de los precios de productos mundiales más la devaluación del tipo de

3. Sobre los métodos de regresión robusta puede consultarse V. Yohai (1979).

cambio. Los desequilibrios monetarios fueron estimados como la diferencia entre los cambios en el stock de crédito doméstico como proporción de M_2 y los cambios en el stock real de dinero deseado estimado anteriormente.

Todos los datos provienen del International Financial Statistics.

Los resultados que corresponden a las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios se muestran en los Cuadros N° 2 y N° 5.

Bajo la definición de inflación internacional en base a los precios de productos mundiales, el efecto impacto de un desequilibrio monetario sobre la tasa de inflación doméstica es de (.72) y (.56) de acuerdo a si se trata de precios mayoristas o al consumidor respectivamente, en tanto que el impacto de la inflación internacional es (.16) y (.24), respectivamente⁴. En todos los casos los coeficientes son significativos.

Los estadísticos $F(1,47)$ calculados para los tests de hipótesis sobre las restricciones del modelo dan valores de (12.77) y (27.05) para ambas definiciones de inflación doméstica por lo que rechaza la hipótesis de que se cumplan las restricciones. Tal resultado puede deberse a la definición de inflación en precios de los bienes transados que se utilizó ya que la misma no incluye cambios en la política comercial que, obviamente, afectan el tipo de cambio efectivo y no al tipo de cambio nominal que se empleó en las estimaciones.

Las estimaciones por métodos robustos se muestran en los Cuadros

4. Se incluyeron variables dummies para captar el posible efecto de la estacionalidad y los resultados no cambiaron en forma apreciable.

N° 3, N° 4, N° 6 y N° 7⁵.

Los resultados indican que los estimadores mínimo-cuadráticos son bastante robustos a pesar de la existencia de observaciones atípicas, especialmente las que corresponden al tercer y cuarto trimestre de 1975.

Además, el Método 1 de regresión robusta parece relativamente más eficiente que el Método 2 en razón de una menor estimación de la dispersión.

Cuando se utiliza la definición alternativa de inflación internacional, los resultados cambian sustancialmente, aunque el desequilibrio monetario es significativo. Ello puede deberse a que se usó un componente de la variable dependiente como variable explicativa.

El estadístico $F(1,47)$ para la inflación doméstica en precios mayoristas es de (2.70) por lo que no se puede rechazar la hipótesis de que se cumplen las restricciones del modelo. En cambio, cuando se usa la inflación en precios al consumidor se rechaza tal hipótesis. Nuevamente los métodos robustos permiten ganar una mayor eficiencia, aunque no alteran la significancia de los coeficientes de las variables explicativas y los estimadores mínimo-cuadráticos de los coeficientes de la regresión no experimentan cambios significativos bajo estos métodos.

5. Cuando se estimaron las regresiones por mínimos cuadrados ordinarios no se pudo rechazar la presencia de autocorrelación residual por lo que se reestimaron por el método de Cochrane-Orcutt. Con métodos de regresión robusta no se dispuso de un estadístico robusto para probar la existencia de autocorrelación ni de un método para eliminar la autocorrelación por lo que la eficiencia de los estimadores no es comparable entre uno y otro método de regresión. Las ponderaciones de los residuos en las estimaciones robustas se muestran en el Apéndice B.

Cuadro N° 2.

Tasa de Inflación. Estimación por el método de Cochrane-Orcutt.

VARIABLE DEPENDIENTE	C	π_T	$(\lambda - \hat{m}^d)$	$R^2/E.S.R.$	D-W	F(2,48)
Precios Mayoristas	.0194 (1.8274)	.1646 (3.0603)	.7166 (12.5704)	.8855/.0444	2.0460	190.5660
Precios al Consumidor.	.0344 (2.4459)	.2393 (3.9948)	.5652 (8.6302)	.7995/.0596	2.2691	98.6770

Nota: π_T = Inflación en precios de productos mundiales más devaluación del tipo de cambio.

Estadísticos t entre paréntesis.

Fuente: International Financial Statistics.

Cuadro N° 3.

Tasa de Inflación. Estimación por Métodos Robustos. Método 1.

VARIABLE DEPENDIENTE	C	π_T	$(\lambda - \hat{m}^d)$	ESTIMACION DE LA DISPERSION
Precios Mayoristas	.0153 (1.5754)	.1401 (2.3348)	.7527 (12.2898)	.0421
Precios al Consumidor.	.0256 (2.2859)	.1912 (2.7523)	.6340 (8.9462)	.0533

Nota: Ver Cuadro N° 2.

Fuente: Idem.

Cuadro N° 4.Tasa de Inflación. Estimación por Métodos Robustos. Método 2.

VARIABLE DEPENDIENTE	C	π_T	$(\lambda - \hat{m}^d)$	ESTIMACION DE LA DISPERSION
Precios Mayoristas	.0144 (2.1788)	.1511 (5.0662)	.7730 (30.4745)	.0421
Precios al Consumidor.	.0237 (2.4653)	.1654 (1.7404)	.7008 (5.5752)	.0535

Nota: Ver Cuadro N° 2.

Cuadro N° 5.Tasa de Inflación. Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

VARIABLE DEPENDIENTE	C	π_T	$(\lambda - \hat{m}^d)$	$R^2/E.S.R.$	D-W	F(2,48)
Precios Mayoristas	.0070 (1.1374)	.7588 (8.0884)	.1923 (2.2680)	.9577/.0313	1.6276	566.525
Precios al Consumidor.	.0252 (2.4284)	.5180 (3.2921)	.3297 (2.3189)	.8678/.0525	1.7487	165.143

Nota: π_T = Inflación Internacional a la Rodríguez-Sjaastad.

Cuadro N° 6.

Tasa de Inflación. Estimación por Métodos Robustos. Método 1.

VARIABLE DEPENDIENTE	C	Π_T	$\lambda_{-m}^{\hat{d}}$	ESTIMACION DE LA DISPERSION
Precios Mayoristas.	.0055 (.8438)	.7594 (7.6995)	.2189 (2.4562)	.0284
Precios al Consumidor.	.0184 (1.6734)	.5490 (3.2934)	.3545 (2.3530)	.0526

Nota: Ver Cuadro N° 5.

Cuadro N° 7.

Tasa de Inflación. Estimación por Métodos Robustos. Método 2.

VARIABLE DEPENDIENTE	C	Π_T	$\lambda_{-m}^{\hat{d}}$	ESTIMACION DE LA DISPERSION
Precios Mayoristas.	.0034 (.9785)	.7878 (9.4760)	.2107 (2.5427)	.0275
Precios al Consumidor.	.0171 (1.9609)	.5773 (3.3528)	.3344 (1.7590)	.0526

Nota: Ver Cuadro N° 5.

III.b) Balanza de Pagos.

Se estimó la ecuación (3) de la Sección II por mínimos cuadrados ordinarios y por los dos métodos de regresión robusta a que se hizo referencia en el punto anterior.

El saldo de balanza de pagos se definió como el cambio en el stock de reservas netas de moneda extranjera del sistema bancario consolidado, como proporción del stock nominal de dinero (M_2). La inflación internacional se definió de la misma forma que en las estimación de la ecuación de inflación.

Los resultados de las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios se muestran en los Cuadros N° 8 y N° 9. La ecuación fue reestimada por la técnica de Cochrane-Orcutt para eliminar la autocorrelación de residuos y los coeficientes variaron totalmente evidenciando un problema de robustez en los estimadores.

La ecuación se estimó en primeras diferencias por métodos robustos de regresión⁶ y los resultados se muestran en los Cuadros N° 10 y N° 11. Como puede verse, el Método 1 da resultados relativamente más eficientes que el Método 2, y de ellos surge que el desequilibrio monetario tiene un efecto impacto significativo sobre la balanza de pagos, aunque el peso del ajuste recae principalmente sobre el sector de bienes domésticos de la economía.

IV. Conclusiones.

6. El coeficiente de autocorrelación de residuos se estimó en (.91).

Cuadro N° 8.

Balanza de Pagos. Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios.

DEFINICION DE IN- FLACION INTERNAC.	C	$\hat{m}^d + \Pi_T \frac{\dot{C}}{M}$	R ² /E.S.R.	D-W	F(1,49)
Rodríguez-Sjaastad	.0208 (3.9773)	.2675 (2.6810)	.1101/.0373	.4413	7.188
Precios Productos Mundiales + Devalua- ción Tipo de Cambio	.0249 (3.7574)	.02486 (.5608)	-.0139/.0398	.2163	.315

Cuadro N° 9.

Balanza de Pagos. Estimación por el Método de Cochrane-Orcutt.

DEFINICION DE IN- FLACION INTERNAC.	C	$\hat{m}^d + \Pi_T \frac{\dot{C}}{M}$	R ² /E.S.R.	D-W/ρ	F(1,48)
Rodríguez-Sjaastad	.0344 (1.2539)	.0477 (1.3349)	.0156/.0180	1.4759/.9100	1.7782
Precios Productos Mundiales + Devalua- ción Tipo de Cambio	.0368 (1.2555)	.0141 (.8645)	-.0052/.0182	1.3688/.9139	.7486

En este trabajo se especificó y estimó un modelo en el que los excesos de oferta-flujo de dinero afectan tanto el nivel de precios como la balanza de pagos en una economía con tipo de cambio fijo y pequeña.

Los resultados de las estimaciones para la economía argentina durante I-1966 III-1979 sugieren que los desequilibrios monetarios afectan principalmente la tasa de inflación doméstica, aún cuando esta no es un fenómeno exclusivamente doméstico ya que la inflación internacional y la tasa de devaluación del tipo de cambio también influyen en su generación. Aunque se encontró que los desequilibrios monetarios afectan la balanza de pagos, tal efecto es de magnitud pequeña y sugiere que la economía argentina se comportó como si fuera relativamente cerrada. Los estimadores mínimocuadráticos demostraron ser bastante robustos en presencia de observaciones atípicas en la ecuación de inflación. Por el contrario, en la ecuación de balanza de pagos los estimadores fueron muy inestables cuando se corrigió la autocorrelación residual existente en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios y la estimación por métodos de regresión robusta en primeras diferencias de las variables permitió ganar eficiencia y encontrar una relación significativa entre desequilibrios monetarios y balanza de pagos.

APENDICE A

El modelo supone que el gasto y producción de bienes domésticos y transados internacionalmente como proporción del gasto y el ingreso son funciones sólo de los precios relativos, es decir:

$$1) \frac{Y_N^e}{Y^e} = f(p) \quad f' \geq 0,$$

donde Y_N^e = gasto nominal en bienes domésticos,

Y^e = gasto nominal en bienes,

$p \equiv \frac{P_N}{P_T}$ = precio relativo de los bienes domésticos en términos de bienes transados.

$$2) \frac{Y_N^S}{Y^S} = g(p) \quad g' > 0,$$

donde Y_N^S = valor agregado nominal de la producción de bienes domésticos,

Y^S = valor agregado nominal total.

Se supone, además, que el ingreso real de la economía es el que corresponde al pleno empleo y ello se obtiene a través de la flexibilidad de precios y salarios en el sector de bienes domésticos.

En el mercado monetario se postula que existe equilibrio de stock en sentido ex-post,

$$3) \frac{M}{P} = \frac{M^d}{P},$$

donde, $M^d = PA y^\alpha e^{-\beta\pi^E}$, es la demanda-stock por dinero nominal,

y = ingreso real,

π^E = inflación esperada,

P = nivel de precios.

Para que exista este equilibrio es necesario que los flujos monetarios también estén en equilibrio.

$$4) \frac{\dot{M}}{P} = \frac{\dot{M}^d}{P},$$

donde $\frac{\dot{M}^d}{P} = (\hat{m}^d + \pi^E) \frac{M}{P}$, es la demanda-flujo por dinero,

\hat{m}^d = tasa deseada de cambio en saldos monetarios reales.

En una economía abierta, pequeña y con tipo de cambio fijo (o fijado por la autoridad monetaria) un desequilibrio monetario surge, en sentido ex-ante, cuando la demanda-flujo por dinero es diferente al flujo de crédito doméstico creado por el sistema bancario, es decir:

$$5) \text{ EOFM} = (\lambda - \hat{m}^d - \pi^E) \frac{M}{P},$$

donde λ = variación en el stock de crédito nominal como proporción del stock nominal de dinero.

EOFM = exceso de oferta-flujo de dinero.

Alternativamente, podemos expresar el exceso de oferta-flujo de dinero como proporción del stock nominal de dinero.

$$5') \text{ eofm} = \lambda - \hat{m}^d - \pi^E.$$

Un exceso de oferta-flujo de dinero va a tender a resolverse mediante (al menos en parte) variaciones en el gasto agregado y, por lo tanto, se postula:

$$6) \frac{Y^e}{Y^S} = h(\text{eofm})$$

$$h(0)=1$$

$$h' > 0$$

Dividiendo la ecuación (2) por la (1) y dado que existe pleno empleo y de acuerdo a ello,

$$7) Y_N^S = Y_N^e,$$

se puede obtener una expresión que relacione los precios relativos con la propensión media (y marginal) a gastar.

$$8) \frac{g(p)}{f(p)} = \frac{Y^e}{Y^S}$$

Como el lado derecho de la ecuación (8) es función de los desequilibrios monetarios podemos reescribir esta expresión del siguiente modo:

$$9) g(p) = f(p)h(\text{eofm}).$$

De este modo, los precios relativos entre bienes domésticos y transados internacionalmente son función del exceso de oferta-flujo de dinero.

A partir de la ecuación (9) podemos postular una relación funcional que especifique el proceso de ajuste de los precios de los bienes domésticos frente a desequilibrios monetarios. Tal especificación se realiza de manera ad-hoc e indica que cualquiera sea la tasa de inflación internacional, la tasa de inflación en los precios de los bienes domésticos es una función monótona creciente de los excesos de oferta-flujo de dinero.

$$10) \Pi_{NT} = \Pi_T + \gamma(\text{eofm})$$

Introduciendo en la ecuación (10) un índice de precios que sea un promedio geométrico de precios de bienes domésticos y transados internacionalmente,

$$11) P = P_{NT}^{\alpha} P_T^{(1-\alpha)}$$

se obtiene la siguiente expresión,

$$12) \Pi_t = \Pi_{T,t} + \alpha\gamma(\lambda - \hat{m}^d - \Pi^E)_t$$

Ahora necesitamos especificar el proceso de generación de expectativas de inflación que, por simplicidad, postulamos es el siguiente,

$$13) \Pi_t^E = \Pi_t + \mu_t$$

donde μ_t es una variable aleatoria con las siguientes propiedades,

$$E(\mu_t) = 0, \quad \text{Cov}(\mu_t, \mu_{t-1}) = 0^6$$

Sustituyendo (13) en (12) se obtiene,

$$14) \Pi_t = \frac{1}{1+\alpha\gamma} \Pi_{T,t} + \frac{\alpha\gamma}{1+\alpha\gamma} (\lambda - \hat{m}^d - \mu)_t$$

Veamos ahora la relación entre balanza de pagos y desequilibrio monetario.

Por definición, la cantidad nominal de dinero es aproximadamen-

6. Que la $\text{Cov}(\mu_t, \mu_{t-1})$ sea cero implica que los individuos no se equivocan sistemáticamente en el pronóstico de la inflación.

te igual al stock de activos domésticos más el stock de moneda extranjera del sistema bancario consolidado:

$$15) M \equiv R+C$$

donde R = reservas netas de moneda extranjera,

C = stock de crédito doméstico.

Diferenciando totalmente (15) y dado que suponemos equilibrio de flujos en el mercado monetario:

$$16) \frac{\dot{R}}{M} = \hat{m}^d + \Pi - \lambda,$$

donde $\dot{X} = \frac{dX}{dt}$, siendo X cualquier variable.

Reemplazando la ecuación (14) en la (16) se obtiene una relación entre balanza de pagos y desequilibrios monetarios,

$$17) \left(\frac{\dot{R}}{M}\right)_t = \frac{1}{1+\alpha\gamma}(\Pi_T + \hat{m}^d - \lambda)_t - \frac{\alpha\gamma}{1+\alpha\gamma}\mu_t$$

REFERENCIAS:

- Blejer, Mario: "Dinero, Precios y Balanza de Pagos: La Experiencia de México 1950-1973, C.E.M.L.A., México 1977.
- Cooper, J. Phillip: "Asymtotic Covariance Matrix of Procedures for Linear Regression in the Presence of First-order Autoregressive Disturbances," *Econometrica*, Vol.40, N°2, March 1972.
- García, V.: "Ajuste del Balance de Pagos, Política Crediticia y Control de Endeudamiento Externo," Cuadernos de CEPAL, Junio 1979.
- Herrou-Aragón, Alberto: "Inflación y Balanza de Pagos: La Experiencia de algunos Países Latinoamericanos," Cuadernos de Economía, N° 50.
- Mundell, R.: "Teoría Monetaria," Amorrortu Editores, Buenos Aires, 1971.
- Parkin, M.: "Inflation, the Balance of Payments, Domestic Credit Expansion and Exchange Rates Adjustments," en Aliber, R., National Monetary Policies and the International Financial System, Chicago, 1974.
- Rodríguez, Carlos y Sjaastad, Larry: "El Atraso Cambiario en Argentina: ¿Mito o Realidad?," Documentos de Trabajo N° 2, CEMA, Junio 1979.
- Sjaastad, Larry: "Money Expenditure and the Balance of Payments in a Small Open Economy," mimeo (1978).
- Swoboda, A.: "Monetary Policy under Fixed Exchange Rates: Effectiveness, the Speed of Adjustment and Proper Use," en Frenkel, J. y H. Johnson, The Monetary Approach to the Balance of Payments, University of Toronto Press, 1977.
- Yohai, V.: "Regresión Robusta," Documento de Trabajo N° 9, CEMA, Diciembre 1979.

Cuadro B1.

Tasa de Inflación en Precios al por Mayor. Ponderaciones de los Residuos.

Estimación por el Método I de Regresión Robusta.

AÑO TRIM.	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
I	.9725	.8390	.9412	.9868	.9872	.9610	.9964	.9147	.9998	.9697	.9863	.6364	.9720
II	.9977	.9679	.9859	.9981	.9709	.9923	.9966	.9994	.9944	.9761	.6838	.8172	.7599
III	.9285	.9782	.9706	.9975	.9900	.9829	.9733	.9920	.9775	.7297	.5746	.5210	.8474
IV	.9760	.9309	.9863	.9735	.8685	.7222	.9311	.9410	.6223	.9698	.9203	.6929	

APENDICE B.

NOTA: Inflación Internacional = Inflación en Precios Productos Mundiales más Devaluación del tipo de cambio.

Cuadro B2.

Tasa de Inflación en Precios al por Mayor. Ponderaciones de los Residuos.

Estimación por el Método 2 de Regresión Robusta.

AÑO TRIM.	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
I	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.4605	1.0000
II	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.5006	1.0000	1.0000
III	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.2484	.2441	.4666	1.0000	1.0000
IV	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.1814	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000

NOTA: Ver Cuadro B1.