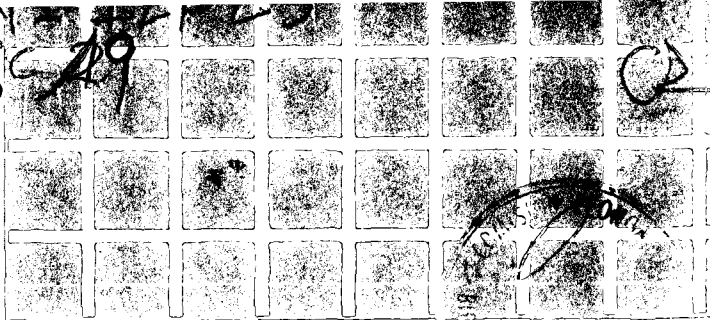


Instituto Latinoamericano
de Planificación
Económica
y Social



-25

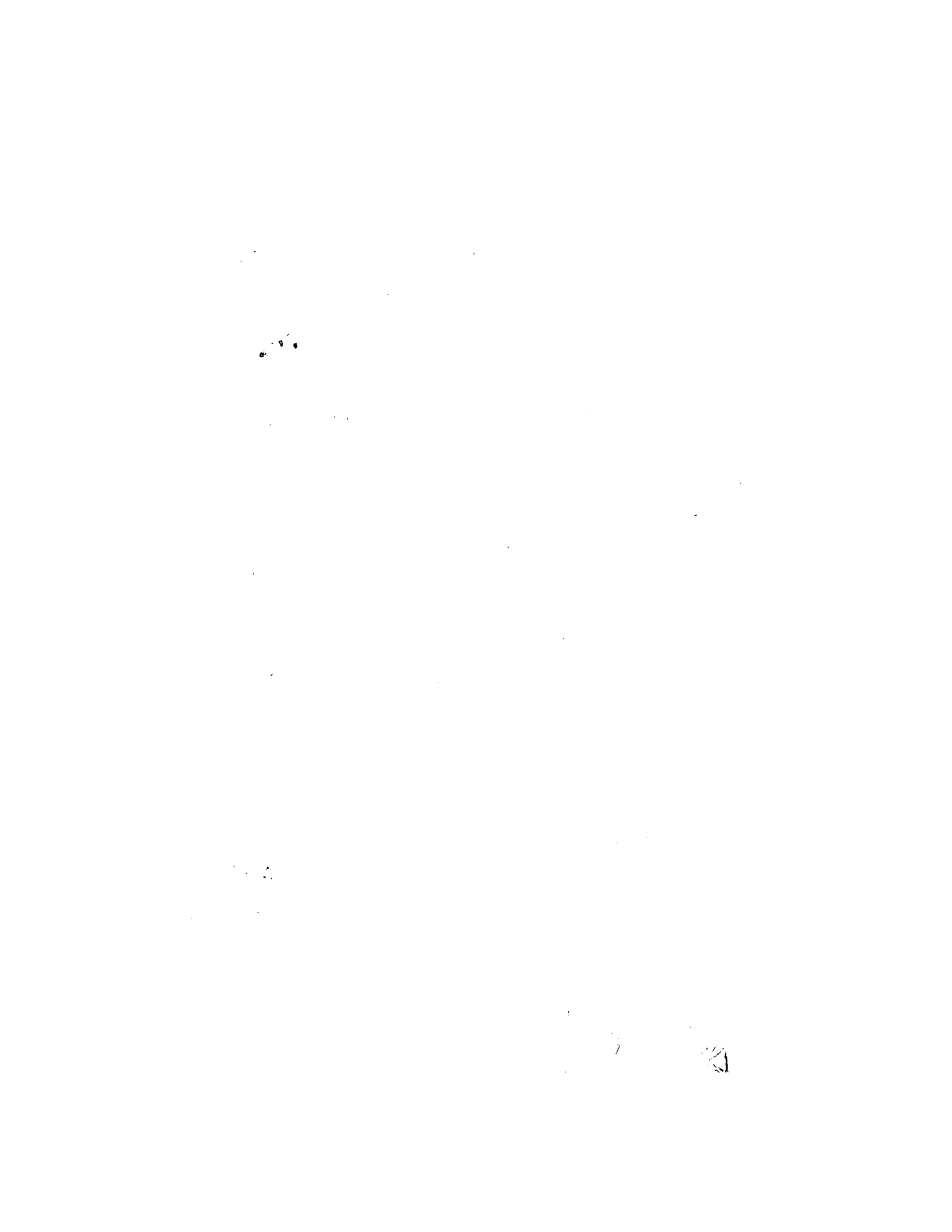
Planificación de Corto Plazo: La Dinámica de los Precios, El Empleo y el Producto

CEPAL-ILPES



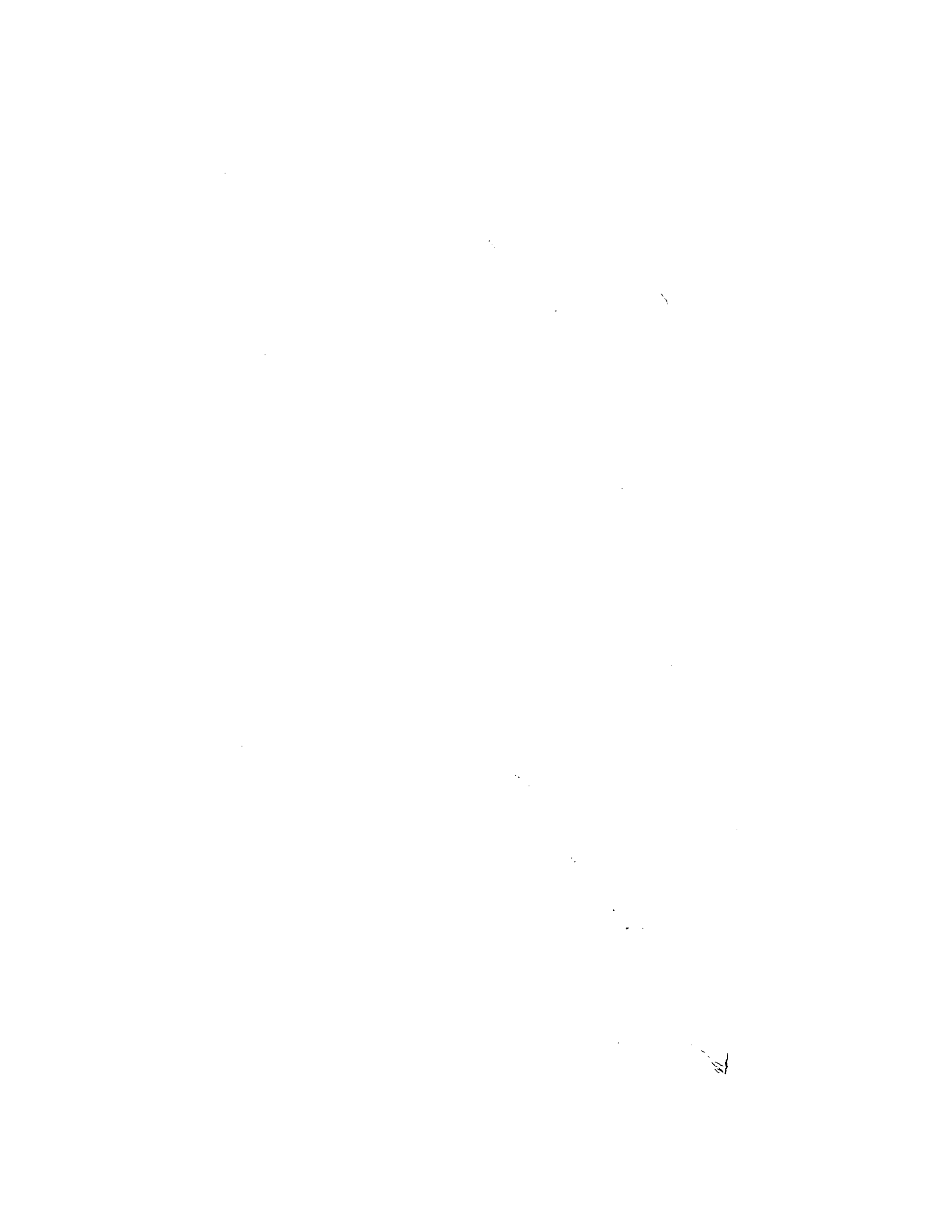
ACIONES UNIDAS

Cuadernos del
ILPES





BO AUG '5



CUADERNOS
DEL  ILPES

Nº 25

PLANIFICACION DE CORTO PLAZO:
LA DINAMICA DE LOS PRECIOS,
EL EMPLEO Y EL PRODUCTO

Los trabajos que se presentan en este volumen fueron preparados para la Conferencia sobre "Planificación y política macroeconómica en el corto plazo en América Latina", organizada conjuntamente por el Instituto Latinoamericano de Planificación Económica y Social (ILPES), el Ministerio de Planificación y Política Económica de Panamá, y el National Bureau of Economic Research (NBER), la cual se realizó en Isla Contadora, Panamá del 31 de octubre al 2 de noviembre de 1975.

Las opiniones expresadas en estos trabajos son de la exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las del Instituto Latinoamericano de Planificación Económica y Social.

SANTIAGO DE CHILE, 1977

Composición, impresión y encuadernación
realizados por los servicios gráficos
CEPAL / ILPES
77-9-2375

INDICE

LAS INTERRELACIONES DE CORTO PLAZO ENTRE LA INFLACION, LA PRODUCCION, Y EL EMPLEO EN AMERICA LATINA	1
Introducción	3
1. Interpretaciones preliminares de la Curva de Phillips	4
2. El sindicalismo y la Curva de Phillips	6
3. El papel de las expectativas en la relación Phillips	7
4. Resumen y conclusiones	20
Bibliografía	22
LA DINAMICA DE LA PRODUCCION Y LOS PRECIOS EN EL CORTO PLAZO	29
Introducción	31
1. El modelo macroeconómico	31
2. Hacia la comprobación empírica del modelo	41
3. Resultados empíricos	45
4. La dinámica de corto plazo de la producción y de los precios	54
5. Conclusiones	64
Apendice A DERIVACION DE LAS FUNCIONES DE TRANSFERENCIA PARA PRECIOS	68
Bibliografía	69
EL DINERO Y LA PRODUCCION EN MEXICO, COLOMBIA Y BRASIL	71
Introducción	73
I. MEXICO	75
1. Comportamientos del aumento del dinero	75
2. Comportamiento de la producción	79
II. COLOMBIA	85
1. Comportamiento del aumento del dinero	85
2. Comportamiento de la producción	87
III. BRASIL	90
IV. CONCLUSIONES	93
Bibliografía	94

LA CURVA DE PHILLIPS Y EL CONFLICTO ENTRE EL PLENO EMPLEO Y LA ESTABILIDAD DE PRECIOS EN LA ECONOMIA ARGENTINA (1964-1974)	97
I. VERSION SIMPLE DE LA CURVA DE PHILLIPS	100
II. LA CURVA DE PHILLIPS CON EXPECTATIVAS INFLA- CIONARIAS	105
1. El modelo de expectativas estáticas	105
2. El modelo extrapolativo	108
3. El modelo adaptativo	109
III. LA CURVA DE PHILLIPS Y LA POLITICA DE INGRESOS	114
IV. LA CURVA DE PHILLIPS Y LA PRESION SINDICAL	120
V. CONCLUSIONES SOBRE LA APLICABILIDAD DE LA CURVA DE PHILLIPS A LA ECONOMIA ARGENTINA	122
Bibliografía	127

**LAS INTERRELACIONES DE CORTO PLAZO
ENTRE LA INFLACION, LA PRODUCCION,
Y EL EMPLEO EN AMERICA LATINA**

Roque B. Fernández
*James A. Hanson**

*Los autores realizaron esta introducción cuando fueron miembros del Programa de Investigaciones del ILPES. Sin embargo las opiniones son de su responsabilidad, y no necesariamente coinciden con las del Instituto.



INTRODUCCION

El interés por estudiar la relación existente entre la inflación y el desempleo, o entre la inflación y la producción nacional, se reavivó al final del decenio de 1950. En América Latina, diversas corrientes de opinión —entre ellas el pensamiento estructuralista— argumentaron que un crecimiento rápido y sostenido se favorecía con tasas de inflación moderadas.¹ En estos análisis se consideró que en los procesos inflacionarios no sólo eran importantes los aspectos económicos, sino que, además, se prestó considerable atención a los factores sociopolíticos.

La discusión de estos problemas adquirió una nueva dimensión en los países desarrollados con el trabajo econométrico de Phillips. Utilizando datos del siglo XIX para el Reino Unido, Phillips obtuvo una relación entre la inflación salarial y el desempleo, que parecía mantenerse todavía en los años cincuenta del presente siglo. La aparente estabilidad de esa relación indujo a numerosos investigadores a estimar relaciones similares en otros países desarrollados.² Sin embargo, si bien es cierto que Phillips causó cierta euforia en el mundo académico con su relación inflación salarial-desempleo, más de 30 años antes, Irving Fisher, había descubierto una relación similar al estudiar los datos de los Estados Unidos para el período de la depresión mundial, en un trabajo que por muchos años pasó inadvertido.

La idea de una relación estable entre la inflación y el empleo fue acogida con entusiasmo por un número considerable de economistas, a pesar del dilema que ella implicaba, ya que pensaron en la posibilidad de una política económica más científica. Las estimaciones de la curva de Phillips suscitaban una polémica al plantear que una tasa de inflación baja sólo podría lograrse a costa de un aumento en el desempleo. Similarmente, podrían obtenerse tasas de desempleo bajas pagando con el costo social que implica una mayor tasa de inflación. De esta manera, las autoridades económicas de un país podrían elegir, a lo largo de la curva de Phillips, las cantidades de inflación y desempleo más apropiadas a las preferencias de la comunidad. Expresado en lenguaje más

¹Véanse, por ejemplo, Ahumada, Petri, Pinto y Prebisch. En un estudio empírico reciente de Wachter se señala que cierta evidencia obtenida en Chile corroboraría la hipótesis estructural y se destaca también la posibilidad de que el dinero es "pasivo", o que siguió la tendencia de los precios. Para un trabajo empírico que no confirma esta hipótesis, véase V. Corbo.

²Véanse, Bowen, Samuelson y Solow, Bodkin, y Perry para los Estados Unidos; Kaliski y Reuber para Canadá; Watanabe para el Japón; Koshal y Gallaway para la República Federal de Alemania; y Modigliani y Tarantelli, para Italia.

técnico, era posible obtener una combinación óptima de inflación y desempleo desde el punto de vista social. Para ello bastaría simplemente evaluar el costo social de la inflación —por ejemplo considerar a la inflación como un impuesto sobre las tenencias de dinero y medir su costo social en la misma forma que para un impuesto común— y el costo social del desempleo, para lo cual Okun, entre otros, sugirió utilizar la producción real potencial de los trabajadores desocupados.

Dos aspectos principales surgen de la discusión sobre la curva de Phillips. El primero de ellos consiste en la existencia misma del fenómeno observado por Phillips y la racionalización teórica que da lugar a la relación inflación-empleo; el segundo aspecto, supone la existencia de la curva de Phillips y su estabilidad en el largo plazo y se pasa a discutir sobre la forma en que las autoridades económicas pueden hacer uso de ella. Esto último da lugar al examen de otros asuntos relacionados con la fijación de la tasa de inflación, por ejemplo, política monetaria, políticas de ingreso, reformas institucionales, política cambiaria, y otras.

Aunque Phillips y muchos de sus seguidores estudiaron la relación entre la inflación salarial y el desempleo, otros economistas concentraron su atención en la relación entre la inflación de los precios y la producción o el crecimiento real. Dadas las relaciones existentes entre los salarios y los precios y entre el desempleo, la fuerza de trabajo, el empleo y la producción, la combinación de variables elegida para investigación no parece ser una cuestión de fundamental importancia. Así, Behrman, Behrman y García-Mujica, Brodersohn, Calvo y Carrizosa investigaron la relación entre la inflación y el desempleo, mientras que Barro y Fernández, siguiendo el enfoque de Lucas, estimaron la relación entre las fluctuaciones de los precios y la producción. En este trabajo reservamos el término “curva de Phillips” para designar la relación entre la inflación salarial y el desempleo, y utilizaremos el término “relación de Phillips” para todas las demás especificaciones del fenómeno.

1. Interpretaciones preliminares de la Curva de Phillips

El trabajo de Phillips es predominantemente empírico; sin embargo, tiene una interpretación teórica. Según esta interpretación, que fue considerablemente ampliada por Lipsey, la inflación salarial es el resultado de la reacción que experimenta un precio (el salario) ante los cambios que se producen en la diferencia entre la demanda de trabajo (empleo total más puestos vacantes) y la oferta de trabajo (empleo total más desempleo). En general, el desempleo coexiste con los puestos vacantes, porque no hay perfecta movilidad entre los diversos submercados laborales y porque los que buscan trabajo por primera vez no disponen de la información adecuada para ubicar rápidamente las vacan-

tes. Este desempleo friccional es, ciertamente, más alto en los países de América Latina que en los países desarrollados, debido a que en los primeros, además de las causas antes señaladas, los índices de analfabetismo son altos y por lo tanto la difusión de la información es peor, y la tasa de incorporación a la fuerza laboral es mayor.

Aunque las vacantes, y de esta manera exceso de demanda de mano de obra, generalmente no pueden registrarse, se ha argumentado que el exceso de demanda eleva los salarios en los mercados en que antes había demanda excedente o puestos vacantes, y reduce el desempleo en los mercados en que éste predomina. Esto último también tiene el efecto de reducir el número de mercados en que existe desempleo. De esta manera Hansen, Barro y Grossman, y Grossman desarrollan una relación inversa entre inflación (salarial) y desempleo.

Una explicación de la curva de Phillips según esta misma línea de razonamiento parece implicar que una relación empírica establece —o sea, que el mismo nivel de desempleo o de demanda global respecto de la oferta, en general se diera conjuntamente con niveles similares de inflación de salarios o de precios— podría ocurrir únicamente si el patrón de demanda de productos de los diversos sectores de la economía fuera similar en fases comparables en un gran número de ciclos económicos.³ En realidad, la explicación que Lipsey dio a los resultados obtenidos por Phillips se basó, explícitamente, en agregar los cambios que ocurrirían en los salarios de los diversos submercados si los aumentos de la demanda global se concentraran en las industrias que no tienen capacidad ociosa, y las reducciones se distribuyeran en forma general.

Una pregunta interesante que surge del análisis de Lipsey es si la separación entre el aumento del empleo (producción) y la inflación que implica un alza en la demanda global —por ejemplo, un aumento del gasto público financiado con emisión monetaria— puede alterarse concentrando ese aumento de la demanda en ciertos sectores. Aunque algunos trabajos iniciales, como los de Schultz y de Archibald, sugirieron que esto podría lograrse, otros trabajos más recientes no han podido dar una base empírica a la idea de que las variaciones en la distribución de la demanda o el desempleo constituyen un factor empíricamente importante para la determinación de la inflación salarial media de un país.⁴

³ Desai considera que en su análisis estadístico, en particular al usar promedios de inflación salarial que corresponden al mismo nivel de desempleo, Phillips trató de verificar la hipótesis de que existe una relación estable de largo plazo. Señaló, también, que los resultados de Phillips para el siglo XIX no explican, en forma adecuada, los hechos ocurridos entre las guerras mundiales, ni el período que siguió a 1957.

⁴ Aunque no se investiga este tema, diversos estudios como, por ejemplo, los de Morley y Williamson y Tokman no encontraron relaciones importantes entre el patrón de demanda y la distribución del ingreso ni entre aquél y el empleo.

2. El sindicalismo y la Curva de Phillips

El sindicalismo es otro factor que se pensaba que influiría sobre la relación agregada salario-desempleo. Quizá el primer estudio sistemático sobre el tema se debe a Hines, quien planteó la hipótesis que las demandas salariales se relacionan positivamente con la intensidad de las peticiones sindicales. Si la afiliación sindical se relaciona estrechamente con las demandas de los convenios salariales, luego, la intensidad de las reclamaciones sindicales puede representarse por la variación del porcentaje de la fuerza laboral que está sindicada. Algunos estudios empíricos realizados para los Estados Unidos por Ashenfelter y para el Reino Unido por Hines indican que esta variable desempeña un papel importante en la determinación de la tasa de cambio salarial.

Para el Reino Unido también se estudió otra variable para medir la intensidad de las peticiones sindicales: el volumen de huelgas y se encontró que tenía un efecto positivo sobre la tasa de cambio salarial. En su estudio para la Argentina Brodersohn sostiene que, dadas las características institucionales de este país, las variaciones en el número de paros y huelgas —y no su número absoluto—, al causar dificultades progresivas al gobierno y a las empresas, provocan aumentos salariales sustantivos. Respalda esta hipótesis cierta evidencia empírica que muestra que los cambios en el volumen de paros desempeñan un papel significativo para explicar la tasa de inflación salarial, mientras que no ocurre lo mismo cuando la variable que se usa es simplemente el volumen de paros.

Aunque estos resultados no dejan dudas sobre la correlación positiva entre la tasa de variación de los salarios y la actividad de los sindicatos, quedan aún muchas preguntas por contestar. En primer lugar, en una economía sin una sindicación total del sector laboral, se suele preguntar hasta qué punto los aumentos de salarios del sector sindicado se obtienen a costa de los salarios del sector no sindicado. El método de negociación más común consiste en que los sindicatos y las empresas logren un acuerdo sobre los salarios, reservándose las empresas la libertad de elegir la tasa de crecimiento de la fuerza de trabajo (generalmente restringida en lo que a despidos se refiere). Mientras más rápido es el aumento de salarios en el sector sindicado menor es la cantidad de trabajadores que se absorbe en este sector y mayor es el número de trabajadores que se ven forzados a buscar empleo en el sector no sindicado, donde se observarían, como resultado, tasas de crecimiento de los salarios más bajas y mayor desempleo.⁵ Es posible

⁵Un modelo desarrollado por Harris y Todaro ofrece conclusiones similares respecto del efecto que tienen los cambios en el salario mínimo sobre el empleo urbano y el tamaño del sector de subsistencia.

que la correlación positiva encontrada por Brodersohn (significativa al nivel de 10⁰/o) entre los paros y el desempleo como también la falta de correlación (y a veces correlación positiva) entre la inflación salarial y el desempleo estén reflejando este fenómeno.

En segundo lugar, la idea de la negociación de salarios entre empresarios y sindicatos, así como la existencia de una relación entre la afiliación sindical y sus demandas de salarios, hace surgir la pregunta de cuáles son los factores que determinan estas demandas, aparte del crecimiento normal de la productividad laboral y del poder sindical, los cuales aparecerían como una tendencia en la estimación econométrica de la curva de Phillips. Además, en el Reino Unido las variables antes mencionadas como medidas de la actividad sindical —las huelgas y el porcentaje de la fuerza de trabajo en sindicatos— están correlacionadas, también, con la actividad económica. Por esta razón, es posible que tales variables sean nada más que otra medida de la presión de la demanda en el mercado laboral, en vez de la manifestación del poder independiente del sindicato para aumentar salarios.

Uno de los factores que, naturalmente, afectarían las peticiones de los sindicatos en situaciones inflacionarias lo constituyen las expectativas respecto a la inflación. Sin embargo, no parece razonable analizar en forma aislada el papel de las expectativas en tales negociaciones, porque es bastante similar al que desempeñan en un mercado de trabajo competitivo, lo que se discute a continuación.

3. El papel de las expectativas en la relación Phillips

El entusiasmo que provocó el redescubrimiento de la curva de Phillips empezó a decaer cuando se observó que esa relación no describía adecuadamente el comportamiento de los salarios y del desempleo en el Reino Unido durante el período comprendido entre la primera y la segunda guerra mundial ni tampoco en los últimos años del decenio de 1960 y en los comienzos de la década actual. En particular en el período más reciente, tanto la inflación como el desempleo crecieron al mismo tiempo, en vez de mantener la relación inversa que destacó la curva de Phillips. (Véase el gráfico 1 basado en datos de los Estados Unidos.) Sin embargo, el hecho de que en los países desarrollados la creciente inflación no siempre resulta en menor desempleo no sorprendió a los economistas que conocen la experiencia de América Latina. Los datos que se presentan en el gráfico 2 para los distintos países de América Latina muestran una asociación inversa entre inflación y crecimiento, lo que es consistente con la posibilidad de que la inflación no reduzca el desempleo ni aumente el empleo.

Como resultado de los problemas señalados anteriormente, algunos investigadores como Phelps, Friedman, Lucas y Rapping, Mortensen y

Alchian, empezaron a reexaminar las bases microeconómicas del empleo y de la inflación implícitas en la relación usada por Phillips, en particular el comportamiento económico en condiciones inflacionarias. Dos elementos importantes y comunes existen en todos estos estudios. En primer lugar, el interés en la toma de decisiones del individuo o de la empresa sobre la base de información inadecuada o de predicciones, y en segundo lugar, la hipótesis de que los contratos económicos reflejan, en mayor o menor grado, las metas reales en vez de las nominales.

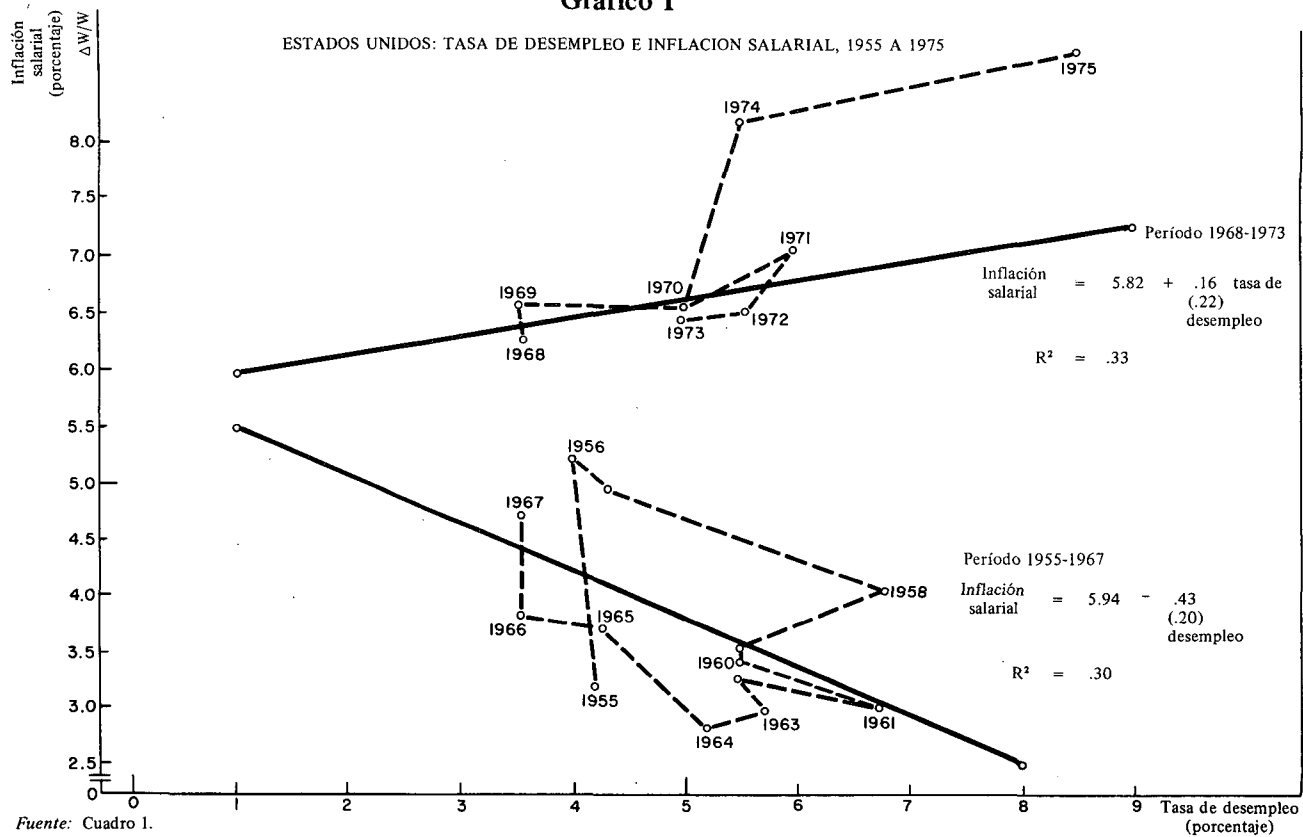
La idea que las decisiones tanto en el plano individual como en el de las empresas para establecer precios (salarios), aceptar ofertas de trabajo, o buscar trabajo en otros lugares, se basan en un conocimiento incompleto de las alternativas no es nada nueva. En verdad, la ausencia de esta idea en el análisis económico neoclásico determinístico, que trata solamente con variables no estocásticas, suele señalarse como deficiencia. Al tratar de corregir esta deficiencia, los estudios recientes de la relación de Phillips tuvieron que recurrir en medida considerable a la matemática estadística, lo cual marginó a muchos lectores no especializados en esta área. A continuación se presentan algunas conclusiones principales a que llegaron esos trabajos.

Gran número de estos estudios trataron la oferta de mano de obra en el plano microeconómico. En particular, se prestó atención al proceso de decisión de los individuos para aceptar un trabajo por un determinado salario, continuar trabajando en su lugar habitual de empleo, o seguir buscando oportunidades en otros lugares, convirtiéndose así en un desempleado. Se supone que estas decisiones se toman sobre la base de un conocimiento deficiente de las alternativas, o de estimaciones realizadas con la información existente de que dispone un individuo en un momento dado. Estas reacciones individuales que determinan la oferta de mano de obra se combinaron con funciones de la demanda en las empresas para determinar el salario. El resultado del análisis es que si, por ejemplo, los salarios observados fueran mayores que los esperados en promedio, se aceptarían los empleos más rápidamente que lo normal, reduciendo el porcentaje de personas que buscan trabajo y, por lo tanto, el desempleo. Por esta razón, el aumento inesperado de la demanda global, al producir un alza de los precios, aumenta la demanda de mano de obra y los salarios, estimulando el empleo y la producción, al menos temporalmente.

En el corto plazo, no sería necesaria un alza grande en los salarios para producir estos efectos. Un cambio pequeño en la tendencia de los salarios aparecería como una oferta especialmente atractiva a los trabajadores, debido a la mala información existente respecto a otras alternativas, y a su poder de compra basado en sus expectativas de precios. Habría entonces, un aumento en el empleo y en la participación de la fuerza de trabajo. Lo mismo ocurriría si en los convenios sindicales se

Gráfico I

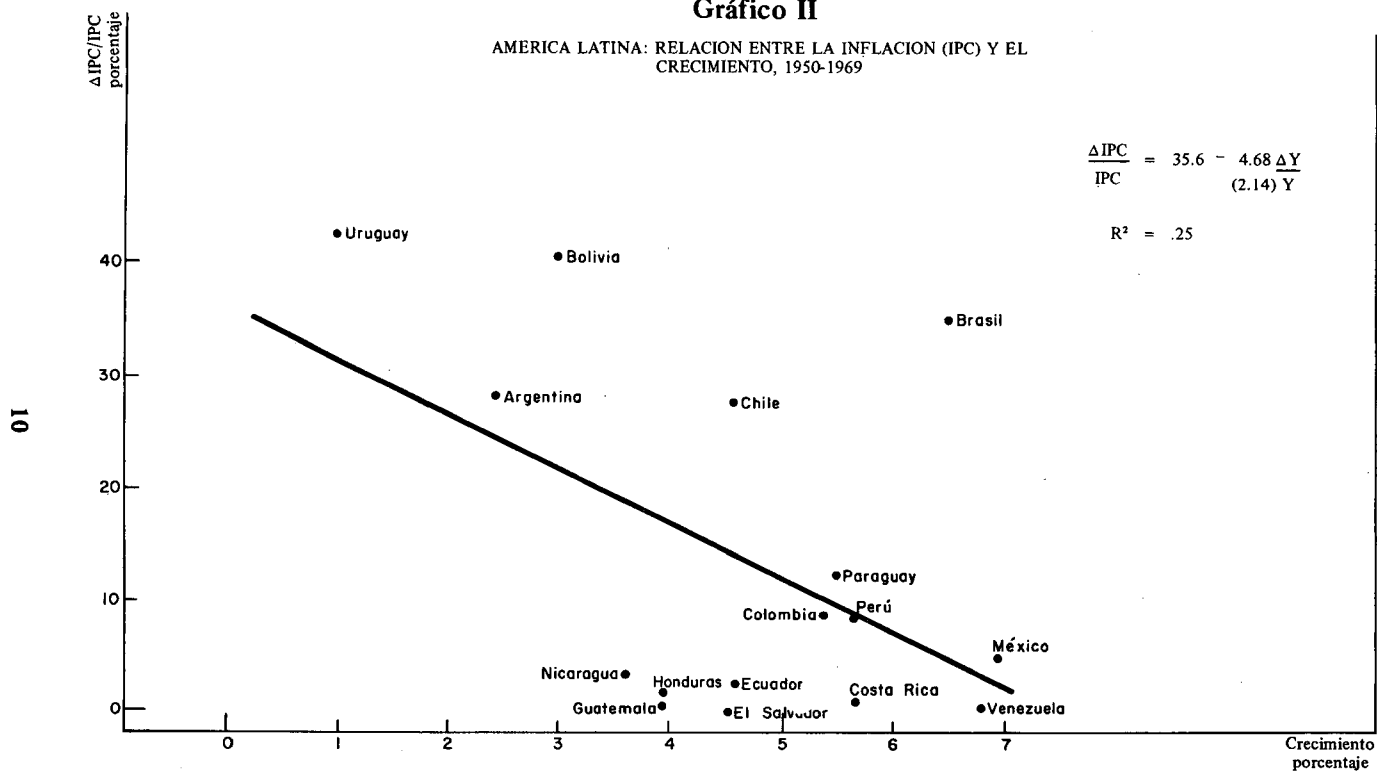
ESTADOS UNIDOS: TASA DE DESEMPELO E INFLACION SALARIAL, 1955 A 1975



Fuente: Cuadro 1.

Gráfico II

AMERICA LATINA: RELACION ENTRE LA INFLACION (IPC) Y EL
CRECIMIENTO, 1950-1969



Fuente: Cuadro 2.

Nota: La cifra entre paréntesis es el error estándar del coeficiente.

subestimaran las variaciones de los precios. En la medida en que el empleo creciera más rápidamente que la oferta, la tasa de desempleo bajaría. En los países en vías de desarrollo, la oferta elástica de trabajadores secundarios y de migrantes rurales que no conocen la evolución de los precios urbanos tiende a acentuar los efectos sobre la participación, el empleo y la producción, pero no a bajar la tasa de desempleo. Todo esto se alcanzaría al costo de una caída en el salario real, a causa de que los precios actualmente son más altos que los que se proyectan con las expectativas.

Una caída imprevista de la demanda global, que produzca una baja inesperada en las ventas o una declinación de los precios, tendería a ocasionar, a su vez, una caída en los salarios. Los trabajadores, antes de aceptar una oferta que parecería muy pobre, basándose en la información deficiente que poseen respecto de los precios y de las oportunidades de trabajo en otros lugares, abandonarían temporalmente el trabajo, produciendo de esta manera desempleo. Si los salarios se fijaran con anticipación mediante convenios sindicales que sobrestimaran el nivel de precios, se reduciría menos el salario real, pero el desempleo crecería más rápidamente y se recurriría al despido de obreros, como señalaron también los modelos que agregan los resultados de los submercados de mano de obra: (Véanse Hansen, Barro y Grossman y Grossman.)⁶

El análisis anterior conduce a una relación inversa entre inflación y desempleo. Fisher, en 1928, desarrolló una idea muy similar a la descrita anteriormente:

“Cuando baja el valor del dólar o, en otros términos, cuando se eleva el nivel de precios, el hombre de negocios comprueba que, en promedio, sus ingresos van aumentando con la misma rapidez con que tiene lugar esta alza general de los precios, pero no sucede así con sus gastos porque, en gran medida, éstos consisten en valores fijados por contrato, como los intereses que devengan los bonos; o los alquileres que pueden fijarse por cinco, diez o noventa y nueve años; o los sueldos que suelen fijarse por contrato o de acuerdo con la costumbre, al menos por algunos meses. Por ésta y otras razones, el aumento de los gastos es más lento que el incremento de las entradas cuando hay inflación y sube el nivel de precios o baja el valor del dólar. De esta manera, el hombre de negocios comprueba que aumentan sus utilidades. En realidad, durante estos períodos de inflación acelerada cuando aumentan las utilidades porque los precios implícitos en sus ingresos aumentan más rápidamente que

⁶Véase Feldstein para un análisis del desempleo transitorio en los Estados Unidos que respalda este punto de vista. Azariadis y Baily presentan teorías que justifican los contratos que estipulan sueldos y salarios no flexibles.

los gastos, decimos que el que obtiene utilidades es un 'especulador'. En estas circunstancias, se estimula el empleo —al menos por un tiempo.”...

“Por otra parte, cuando bajan los precios, los gastos también se quedan a la zaga y reducen las utilidades, exactamente por la misma razón pero aplicada a la inversa. Por lo tanto, en períodos de baja de precios disminuyen las utilidades, aumentan las quiebras, las empresas cierran total o parcialmente sus puertas y la gente queda sin trabajo.”

“En consecuencia, lo que señalan nuestras estadísticas es precisamente lo que habría de esperarse, a saber, que el desempleo se relaciona directamente con el poder adquisitivo del dólar.”⁷

Un análisis similar podría aplicarse para obtener una relación positiva entre inflación y crecimiento, como Fisher también señaló.

El segundo elemento común a los estudios que ponen el énfasis en el papel de las expectativas fue la idea de que los valores reales, y no los nominales, son los determinantes en las transacciones. Phelps y Friedman replantearon esa tesis, en un marco de incertidumbre y de información deficiente, argumentando que las expectativas de valores reales son las que influyen en el comportamiento económico. Por ejemplo, en el análisis anterior, la fuerza laboral y el número de personas que aceptan ofertas de trabajo o no buscan nuevos puestos aumentan debido a que, dadas las expectativas de precios prevalecientes, la oferta de salarios nominales implicaba un salario real más elevado.

Lucas extendió el argumento explícitamente a la oferta global de bienes y servicios, observando que si los precios eran mayores que los esperados, los proveedores expandirían su producción para aprovechar lo que ellos veían como una situación favorable. Phelps había racionalizado la curva de Phillips de manera semejante, al establecer la hipótesis que cada empresa fija el salario que ofrece de acuerdo con lo que espera que sea el salario medio del mercado. Para Phelps, la empresa tiene en cuenta, al fijar el salario, el número de vacantes que desea llenar, la tasa de desempleo medio de la economía y las vacantes en el resto de la economía. Si una empresa tiene exceso de demanda de mano de obra, aumentará el salario que ofrece en más de lo que espera que suba el salario medio. Ahora, si todas las empresas tienden a un exceso de demanda de mano de obra, el salario medio del mercado aumentará por encima del salario medio esperado por los trabajadores. De esta manera, para el total de la economía, el salario observado es la resultante del salario esperado y del exceso de demanda de mano de obra. Sobre la base de estas ideas —particularmente la de Lucas— Barro y Fernández

⁷ Véase Fisher, p. 498.

estimaron la relación entre la producción y la inflación inesperada en diversos países de América Latina.

Como consecuencia de este punto de vista, Phelps, Friedman y algunos autores más recientes han sugerido no sólo que las expectativas de precios son importantes, sino que para cada nivel de expectativas de precios existiría una curva o relación de Phillips diferente.

También los modelos que atribuyen la curva de Phillips a los efectos derivados de la diferencia entre la demanda y la oferta en los submercados laborales (véanse Hansen, Barro y Grossman, y Grossman, por ejemplo) obtienen como resultado la existencia de un sinnúmero de relaciones de Phillips, dado que consideran que las expectativas inflacionarias afectan tanto la demanda como la oferta, en forma simétrica.⁸

Esta idea explica la falta de una relación de Phillips estable en los años cincuenta, sesenta y setenta en los Estados Unidos como se muestra en el cuadro 1. Este cuadro contiene sendas curvas de Phillips para los períodos 1955 a 1967 y 1968 a 1973, las cuales podrían corresponder a los diferentes niveles de expectativas. Para los países desarrollados, un resumen general de la experiencia recogida sobre la inflación, elaborado por Laidler y Parkin sugiere que “los estudios que utilizan datos que abarcan hasta los primeros años del decenio de 1970 y que tienen en cuenta el papel de las expectativas inflacionarias siguen llegando a la conclusión que existe una relación negativa entre la tasa de variación de los salarios y el desempleo”.⁹ Los efectos de la diferencia en las expectativas inflacionarias explicarían también la ausencia de una relación positiva o aun la existencia de una relación negativa entre la inflación y el crecimiento de un país, como se observa para los países de América Latina en el cuadro 2.

La idea que la curva de Phillips, o la relación de Phillips, no es única, sino que también depende de las expectativas de inflación, las cuales no son constantes pero se determinan dentro del sistema económico, es muy importante para la política macroeconómica. Es probable que, en el corto plazo pueda inducirse a los oferentes de bienes o de mano de obra a expandir la cantidad de bienes ofrecidos y el empleo, mediante un nivel de precios mayor que el esperado. Sin embargo, tan pronto como se supiera que los precios, mal interpretados como buenos o especiales, están en vigencia, los proveedores elevarían sus expectativas y requerirían salarios o precios más elevados simplemente para continuar ofreciendo las mismas cantidades. Si los sueldos se fijan

⁸ En éstas, es posible que los salarios sigan creciendo a la misma tasa que la inflación de los precios, aunque exista equilibrio entre la demanda y la oferta de mano de obra. Los trabajadores piden un salario *real* constante o creciente y los empresarios consideran que pueden pagarlo, porque sus precios están aumentando al mismo ritmo.

⁹ Véase Laidler y Parkin, p. 765.

Cuadro 1
**ESTADOS UNIDOS: TASAS DE DESEMPLEO E INFLACION
 SALARIAL, 1955 A 1975**

	<i>Inflación salarial (porcentajes)</i>	<i>Desempleo (porcentajes)</i>
1955	4.4	3.2
1956	4.1	5.2
1957	4.3	4.9
1958	6.8	4.1
1959	5.5	3.6
1960	5.5	3.4
1961	6.7	3.1
1962	5.5	3.3
1963	5.7	2.9
1964	5.2	2.8
1965	4.5	3.7
1966	3.8	4.1
1967	3.8	4.8
1968	3.6	6.3
1969	3.5	6.6
1970	4.9	6.6
1971	5.9	7.1
1972	5.6	6.5
1973	4.9	6.4
1974	5.6	8.2
1975	8.5	8.8

Fuente: Estados Unidos, *Economic Report of the President, 1975* (febrero de 1976).

íntegramente teniendo en cuenta los valores reales esperados, esto a su vez lleva a la conclusión importante que al acercarse la tasa de inflación esperada a la tasa real, se obtiene también el nivel de oferta agregado normal o el desempleo friccional mencionado anteriormente. En el largo plazo no existiría, entonces, relación entre el desempleo y la inflación como se mostró en el gráfico 1 para el período de 1955 a 1975 en los Estados Unidos y en el gráfico 2 para América Latina.¹⁰

¹⁰ Algunos autores como Phelps y Tobin consideran otros aspectos de la reacción ante cambios inesperados de la inflación que pueden mejorar la relación

Cuadro 2
 AMERICA LATINA: RELACION ENTRE LA INFLACION (IPC)
 Y EL CRECIMIENTO, 1950 A 1969

	<i>Inflación, 1950 a 1969 (porcentajes anuales)</i>	<i>Crecimiento real, 1950 a 1969 (porcentajes anuales)</i>
Uruguay	43.0	0.7
Bolivia	41.3	3.0
Brasil	35.1	6.4
Chile	28.2	4.6
Argentina	26.4	2.4
Paraguay	12.5	5.5
Colombia	9.2	5.4
Perú	8.5	5.7
México	5.3	6.9
Nicaragua	3.4	3.7
Ecuador	3.0	4.7
Honduras	2.1	4.0
Costa Rica	1.9	5.7
Guatemala	1.1	3.9
Venezuela	1.1	6.8
El Salvador	0.3	4.6

Fuente: Para los datos básicos sobre el crecimiento del Brasil, véase *Conjuntura Económica*, septiembre de 1971; para los datos básicos sobre el IPC del Brasil y de los demás países, véase Vogel en la bibliografía que aparece al final de este artículo.

entre la inflación y el empleo en el largo plazo, como por ejemplo la capacitación de los trabajadores secundarios de poca calificación en períodos de alta inflación. Esto produciría una expansión adicional de la capacidad de la economía en los períodos siguientes, lo cual reduciría la inflación. Modigliani y Tarantelli ofrecen cierto respaldo a esta idea, usando datos correspondientes a Italia, aunque su evidencia no distingue claramente entre esta hipótesis y la de un cambio de gobierno en 1963 que aumentó los salarios.

De los párrafos anteriores se desprende que para analizar la relación inflación-desempleo es necesario contar con alguna hipótesis sobre la formación de expectativas. Hasta ahora, la hipótesis más popular es la introducida por Cagan, según la cual las expectativas de inflación se ajustan por una fracción constante de la diferencia entre la última tasa de inflación observada y la correspondiente tasa de inflación esperada. De aquí que a esta hipótesis suele denominársele de "expectativas adaptativas" o "aprendiendo del error" (esta última expresión se refiere al hecho de que la hipótesis implica considerar el último error de predicción para formular la próxima medición). No existe ninguna justificación teórica para esta hipótesis, y su popularidad se debe a su simplicidad y a su virtud "explicativa" en los estudios econométricos. Una extensión de esta hipótesis son los denominados procesos ARIMA (nombre dado por Box y Jenkins a los procesos estocásticos que combinan una forma autorregresiva con una forma promedio móvil). En estos casos no sólo se considera el último error de predicción, sino que también se consideran todos los errores previos, incluyendo ponderaciones negativas para algunos valores atrasados estocásticos que sigue la variable que se desea predecir.¹¹

Numerosos estudios empíricos de la curva de Phillips han utilizado hipótesis de expectativas como las que mencionamos anteriormente, para verificar la hipótesis de que el coeficiente de esta variable es 1 en regresiones orientadas a explicar la inflación salarial. De ser así, esto significaría que las variaciones de los salarios nominales reflejarían exactamente la tasa de inflación esperada y, por lo tanto, no habría lugar en el largo plazo para un aumento del empleo ocasionado por la diferencia entre los valores reales y los esperados. Si el coeficiente resulta menor que 1, los datos conformarían la hipótesis de que existe una curva de Phillips de carácter permanente, o sea, que se puede lograr más empleo con una mayor tasa de inflación. Sin embargo, esto se obtendría a costa de una reducción o de un menor crecimiento del salario real. Para los Estados Unidos y el Reino Unido, la evidencia empírica es variada, aunque según Laidler y Parkin, que resumen los estudios, en general se encuentran coeficientes no significativamente distintos de 1.

Para América Latina, la mayoría de los resultados corroboran también la hipótesis de que el coeficiente es igual a 1. Brodersohn observó que en la Argentina, en el período de 1964 a 1974, el coeficiente de expectativas no era diferente de 1 para las distintas hipótesis

¹¹ Para una descripción de los procesos ARIMA y su utilización en distintas hipótesis de expectativas, véase Roque B. Fernández, *Análisis aplicado de series temporales*, Trabajo docente, Instituto de Economía, Universidad de Chile, Universidad Católica de Chile, 1976.

sobre la formación de expectativas. En particular, se probaron modelos empíricamente, suponiendo predicciones perfectas (precio real igual al precio esperado), expectativas adaptativas y expectativas extrapolativas y, en todos los casos, los coeficientes de expectativas no fueron significativamente diferentes de 1. Los estudios de Behrman y García-Mujica para Chile, y de Carrizosa para Colombia, también llegaron a la conclusión de que el coeficiente no es significativamente diferente de 1. Sin embargo, en Colombia, un estudio de Mesa, citado por Carrizosa, encuentra un coeficiente de expectativas significativamente menor que 1.

A pesar de la gran divulgación de estos estudios empíricos sobre el valor del coeficiente, para averiguar si existe o no una relación a largo plazo entre la inflación y el desempleo, la hipótesis de expectativas adaptativas que se usa puede ser una limitación muy seria, lo que sobrestima la posibilidad de dicha relación. En particular, Lucas (1972) ha sugerido que esta prueba es inapropiada para comprobar la existencia de la relación entre el desempleo y la inflación en el largo plazo.

Según Lucas, tanto la hipótesis de expectativas adaptativas, como todo otro tipo de hipótesis que impone un proceso determinado para la formación de expectativas, basándose solamente en la historia de la variable que se va a predecir, da lugar a la posibilidad de que existan períodos, considerablemente largos, en que los errores de predicción son sistemáticos. Ilustraremos esto con un ejemplo. En el caso de las expectativas adaptativas, recuérdese que dijimos que la tasa de inflación esperada se formaba sumando a la última tasa de inflación observada, una proporción constante de la diferencia entre ésta y la tasa de inflación previamente esperada, o sea el error. Supondremos que esta proporción es igual a 0.7, valor obtenido por Brodersohn para la Argentina con datos semestrales. Si la tasa de inflación cambia de 0 a 10^o/o, en el primer semestre las expectativas de inflación serán 7^o/o, en el segundo semestre serán 9^o/o y en el tercer semestre serán muy cerca de 10^o/o. Es decir, los agentes económicos que utilizan expectativas adaptativas, han estado subestimando sistemáticamente (por un lapso de un año y medio) la tasa real de inflación. Pero eso no es todo. Supóngase que al año y medio la tasa de inflación pasa de 10^o/o a 20^o/o. Los individuos necesitarían otro año y medio para que lo que ellos esperan como tasa de inflación se acerque a la tasa real de inflación. Este ejemplo muestra claramente que, si la tasa de inflación se va acelerando gradualmente, las expectativas adaptativas significan que los agentes económicos viven en un permanente engaño.

Ahora bien, ¿qué sucede cuando un empresario predice equivocadamente el curso futuro de los precios? Si el empresario espera que la inflación sea 7^o/o y observa que su producción se vende a un precio que aumenta al 10^o/o, tendrá un incentivo para aumentar su producción ya que espera mayores ganancias. El aumento de producción se logra

aumentando el uso de factores, y entre ellos, la mano de obra. Si este fenómeno es general, se observará una reducción significativa en la tasa de desempleo, como hemos señalado antes.

Como se desprende de lo que hemos discutido en los párrafos anteriores, la teoría de la curva de Phillips con la hipótesis de las expectativas adaptativas (o alguna otra hipótesis *ad-hoc*) lleva implícita la existencia de una relación de largo plazo entre inflación y desempleo, ya que siempre es posible encontrar una política sistemática (por ejemplo, aceleración gradual de la tasa de inflación, en el caso de expectativas adaptativas) que afecte la tasa de desempleo en el largo plazo. Por lo tanto, los estudios empíricos que estiman el coeficiente de expectativas adaptativas y comprueban si éste es igual o menor a 1, son inapropiados para verificar si existe la posibilidad de aumentar el empleo en el largo plazo mediante una política de cambios en la tasa de inflación.¹²

Este problema puede tratarse suponiendo que las expectativas se forman racionalmente, idea desarrollada originalmente por Muth. El supuesto de las expectativas racionales para los precios significa que éstos se predicen teniendo en cuenta toda la información disponible, y suponiendo que el público conoce el efecto de las actividades relevantes del gobierno sobre las variables de la economía. El "suponiendo" de la frase anterior es particularmente importante, ya que, la hipótesis no requiere que todos los agentes de la economía conozcan el mecanismo que determina los precios; en realidad, gran parte del público puede desconocer este aspecto. La hipótesis simplemente requiere que en su conjunto, las predicciones del público en general sean las mismas que las que podrían hacerse teniendo en cuenta el mecanismo de formación de precios y la información disponible. Esto no quiere decir que el público no cometa errores de predicción, sino simplemente que no incurre en errores sistemáticos o sea, no sobrestima ni subestima la tasa real de inflación por períodos muy largos.

Daremos un ejemplo del tipo de razonamiento que respalda la hipótesis de expectativas racionales. Considérese que un individuo observa que el nivel general de precios se relaciona, entre otras cosas,

¹² Lucas desarrolló en 1972 un *test* apropiado para la hipótesis de la tasa natural de desempleo. En su trabajo muestra que, si en realidad existe una relación de largo plazo entre inflación y desempleo, deberá existir una relación (transversal o cruzada) entre la varianza de la tasa de inflación y la varianza del componente cíclico del producto real (o sea, alrededor de su tendencia de largo plazo). Trabajando con datos de 18 países concluye que la evidencia empírica confirma la hipótesis de la tasa natural de desempleo. Sin embargo, el estudio de Hanson no encontró gran diferencia entre la reacción de crecimiento ante cambios inesperados de los precios en países tan diferente en varianza de inflación como el Brasil y Colombia, lo cual tiende a refutar la hipótesis de Lucas.

con el comportamiento de la masa monetaria de la economía, y que el resto del público en general hace sus predicciones sin tener en cuenta este fenómeno. Digamos, por ejemplo, que el público hace sus predicciones basándose en el método de las expectativas adaptativas, y que el gobierno tiene un programa que consiste en aumentar gradualmente la tasa de emisión monetaria por encima del crecimiento del producto. Esto producirá el aumento gradual de la tasa de inflación, discutido anteriormente, y el público en general estaría subestimando sistemáticamente la tasa real de inflación. El individuo que mencionamos anteriormente puede explotar su sabiduría superior especulando con las existencias (o sea comprando a futuro y luego vendiendo; el especulador gana porque los que venden a futuro creen que la tasa de inflación será menor de lo que en realidad resultará). O bien, este individuo podría vender al público ignorante de nuestro ejemplo, sus servicios como buen vaticinador de precios. Precisamente, la acción de este individuo (o de un grupo de individuos) hace que en conjunto las expectativas del público no difieran en promedio de las predicciones que podrían obtenerse conociendo el mecanismo de formación de los precios y haciendo uso de la información disponible, lo que incluye, obviamente la política del gobierno.

Si este análisis es correcto tiene implicaciones importantes para la política económica. Sugiere que cualquier política de demanda agregada predecible, sea porque es regular o porque depende sistemáticamente de la reacción del gobierno a algunos indicadores, no tendrá efectos sobre el empleo o sobre el crecimiento. La razón es que el público la prevé y tiene en cuenta sus efectos sobre los precios y sobre la demanda y, por lo tanto, sobre el empleo o el desempleo. Sólo la política de corto plazo no sistemática o la política económica y social de largo plazo, como la de inversión, educación, o nutrición, que expanda la oferta agregada pese a que ha sido prevista en su totalidad, pueden afectar el empleo y el crecimiento. Sin duda, los cambios en la política económica de corto plazo tendrían efectos, pero solamente hasta que el público se ajuste a la nueva política.

Utilizando la hipótesis de expectativas racionales, Barro estudió la relación entre la inflación y el producto en México, Colombia y Brasil, y Fernández la estudió en la Argentina y el Brasil. Las principales conclusiones de estos estudios se detallan a continuación.

El modelo utilizado por Barro postula que los errores de predicción del nivel general de precios se deben, fundamentalmente, a los cambios de la demanda agregada como consecuencia de cambios imprevistos en el crecimiento de la masa monetaria. Estos cambios imprevistos se obtienen de los errores de predicción de un modelo sencillo que describe la oferta monetaria.

Para México, Barro encuentra efectos importantes entre los cambios imprevistos de la tasa de crecimiento del dinero y del producto real; sin embargo, una relación parecida (y con ligeramente mayor ajuste) se obtiene con la tasa observada de crecimiento del dinero. En este sentido sus resultados no son concluyentes.

Para Colombia, los resultados obtenidos por Barro no concuerdan con la hipótesis de que existe una relación, aun en el corto plazo, entre el dinero (imprevisto o previsto) y la producción, mientras que, para el Brasil, la relación entre el dinero imprevisto y la producción es muy tenue. Sin embargo, estos resultados podrían deberse al uso de una serie de dinero (fin de diciembre) que es muy errática. En otro estudio, usando una metodología semejante, aunque con datos de junio, Hanson encontró que en Colombia y en Brasil un cambio imprevisto de los precios (o del dinero) del orden del 10^o/o produce un aumento del producto interno bruto de alrededor del 1^o/o, valor significativo en el sentido estadístico. De todos modos, el coeficiente del efecto a corto plazo es pequeño en términos absolutos y los resultados sugieren la falta de una relación estable en el largo plazo.

Fernández considera un modelo macroeconómico en el cual la relación de Phillips se utiliza para dividir los cambios en el ingreso nominal en cambios en el nivel de precios y cambios en el ingreso real. La relación de Phillips en este modelo estipula que el componente cíclico de la oferta agregada depende de los errores de predicción de los precios. Estos, a su vez, se predicen teniendo en cuenta las variables y las relaciones macroeconómicas que configuran el modelo —demanda agregada de bienes, oferta y demanda de dinero— y la información disponible. Tanto para la Argentina como para el Brasil la evidencia empírica no es muy concluyente. Aunque se observa una relación entre la inflación y la producción, la magnitud de esta relación no se presenta en forma muy estable. Esto tiene particular importancia para la política macroeconómica dado que, en general, se piensa que la relación de Phillips, corregida para incluir los cambios en las expectativas, es una relación estable en el corto plazo. Estos resultados obtenidos para la Argentina y el Brasil, que sugieren que esta relación es inestable, apoyan así una conclusión similar alcanzada previamente por Lucas que establece que en los países que se caracterizan por tasas altas y erráticas de inflación no se cumple la relación Phillips dado que esas tasas de inflación hacen que exista incertidumbre respecto de los precios relativos.

4. Resumen y conclusiones

La inflación y el desempleo son problemas antiguos en la ciencia económica, y se puede decir que casi todos los economistas alguna vez

han pensado detenidamente en ellos. El alcance de este trabajo se ha limitado a los aspectos que, a juicio de los autores, son los más relevantes de los demás trabajos del presente Cuaderno, y por lo tanto, hemos pasado por alto o presentado en forma sucinta muchos temas que ya se han tratado en numerosas publicaciones económicas.

El trabajo de Phillips (y curiosamente no así el de Fisher que data de 30 años antes) señaló a la atención de un gran número de economistas la posibilidad de que exista una cierta regularidad empírica entre las tasas de inflación y de desempleo. Su gran aceptación puede haberse debido a que la curva de Phillips se manifestó en forma neutral con respecto a las teorías sobre la inflación de todas las épocas y, de esta manera, las distintas interpretaciones de los procesos inflacionarios podrían adecuarse a esta curva. Lipsey, racionaliza el fenómeno de Phillips con un mecanismo ortodoxo de ajuste de los precios, según el cual, éstos responden a un exceso de demanda; Hines, vislumbró como explicación ciertas imperfecciones del mercado de trabajo, fundamentalmente las debidas a la acción de los sindicatos, y Friedman-Phelps concentraron su atención en el efecto de las expectativas sobre las decisiones económicas que se adoptan en los mercados.

Dado que, con distintos matices y con distintas interpretaciones, existe una correlación negativa entre el desempleo y la inflación, cabe preguntarse qué utilidad puede prestar esto para elaborar la política económica de un país dado. Los economistas deben reconocer que al principio —en el decenio de 1960 y comienzos de la década actual— muchos se entusiasmaron con las posibilidades que ofrecía la curva de Phillips. Algunos pensaron que era posible elegir una tasa de inflación que redujera el desempleo a un nivel socialmente aceptable. Otros pensaron que una buena idea sería tratar de desplazar la curva hacia la izquierda, lo cual permitiría reducir simultáneamente la inflación y el desempleo. Para este fin se sugirieron políticas que afectaban a variables reales, mejoramiento de la calificación de la mano de obra y de la información sobre las oportunidades existentes. Desgraciadamente la experiencia con dichas políticas es muy corta para formarse un juicio respecto a sus efectos. Otra sugerencia consistió en tratar de desplazar, mediante lo que se conoce con el nombre de “políticas de ingresos” (manipulación, a través de controles, de los precios y los salarios), la curva de Phillips. Se argumentó que el efecto de los controles podría ser directo o indirecto, como lo señalan Almonacid y Pastore y Broder-sonh, a través de cambios en las expectativas. Sin embargo, los resultados de experiencias realizadas con controles, por ejemplo en los Estados Unidos, el Reino Unido, la Argentina, y Chile, indican que, a pesar de que se ha tenido éxito en reducir las alzas de los índices de precios en períodos breves, de uno o dos semestres, generalmente a más largo plazo los resultados son perjudiciales.¹³ Aunque la inflación es

menor al principio, los controles producen problemas de escasez y “colas” que a la postre repercuten negativamente sobre la producción, el empleo, y la estabilidad de los precios, como lo señalaron Barro y Grossman (1974) en sus trabajos teóricos. La política de ingreso tuvo éxito sólo cuando se limitó a la expansión de la demanda agregada, como ocurrió en el período de Krieger-Vasena en la Argentina. Finalmente, a modo de conclusión y sobre la base de los estudios citados, es nuestra opinión que aunque a corto plazo la inflación y el desempleo están correlacionados negativamente, la relación estructural que justifica tal correlación no permite hacer uso de ella de manera sistemática. Esto no quiere decir que el fenómeno observado por Phillips no sea importante, o que al elaborarse una política económica dada éste deba ignorarse. Simplemente creemos necesario advertir que tal fenómeno es de naturaleza inestable, y como se prueba en los trabajos empíricos que hemos comentado en este ensayo, en América Latina la relación inflación-empleo es muy débil, aun en el corto plazo.

BIBLIOGRAFIA

- Ahumada, J. “Una tesis sobre el estancamiento de la economía chilena”, *Economía*, Universidad de Chile, Santiago de Chile, tercer y cuarto trimestre de 1958.
- Archibald, G.C. “The Phillips curve and the distribution of unemployment”, *American Economic Review*, Vol. LIX, N° 2, mayo de 1969, pp. 124 a 134.
- Ashenfelter, O. y G. Johnson “Bargaining theory, trade unions, and industrial strike activity”, *American Economic Review*, Vol. LIX, N° 1, marzo de 1969, pp. 35 a 49.
- Azariadis, C. “Implicit contracts and underemployment equilibria”, *Journal of Political Economy*, Vol. 83, N° 6, diciembre de 1975, pp. 1183-1202.

¹³Para los Estados Unidos, véanse Fortune y Poole; para el Reino Unido, Parkin y, para la Argentina, Brodersohn.

- Brodersohn, M. "La curva de Phillips y el conflicto entre el pleno empleo y la estabilidad de precios en la economía argentina, 1964-1974", *Planificación de corto plazo: La dinámica de los precios, el empleo y el producto*, Cuadernos del ILPES N° 25, Santiago de Chile, 1977.
- Barro, R. "El dinero y la producción en México, Colombia y Brasil", *Planificación de corto plazo: La dinámica de los precios, el empleo y el producto*, Cuadernos del ILPES N° 25, Santiago de Chile, septiembre de 1977.
- Barro, R. y H. Grossman *Money, Employment and Inflation*, Cambridge, Cambridge Press, 1976.
- Barro, R. y H. Grossman "Suppressed inflation and the supply multiplier", *Review of Economic Studies*, Vol. 41 (1) N° 125, enero de 1974, pp. 87 a 104.
- Behrman, J. "Price determination in an inflationary economy: The dynamics of Chilean inflation revisited", en R. Eckaus y P. Rosenstein-Rodan, eds., *Analysis of Development Problems*, Amsterdam, North-Holland, 1973, pp. 369 a 397.
- Behrman, J. y J. García-Mujica "A study of quarterly nominal wages change determination in an inflationary developing economy" en R. Eckaus y P. Rosenstein-Rodan, eds., *Analysis of Development Problems*, Amsterdam, North-Holland, 1973, pp. 399 a 416.
- Bodkin, R. *The Wage-Price-Productivity Nexus*, Filadelfia, Universidad de Pennsylvania, 1966.
- Bowen, W. *Wage Behaviour in the Postwar Period: An Empirical Analysis*, Princeton, Princeton Press, 1960.
- Box, G.E. y G.H. Jenkins *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Nueva York, Holden-Day, 1970.

- Cagan, P. "The monetary dynamics of hyperinflation", en M. Friedman, ed., *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago, University of Chicago Press, 1956.
- Carrizosa, Mauricio *Dinero e Inflación en Colombia*, Coyuntura Económica, Bogotá, abril 1976.
- Corbo, Lioi V. "An econometric study of Chilean inflation", *Inflation in Developing Countries*, Amsterdam, North-Holland, 1974, pp. 1 a 286.
- Desai, M. "The Phillips curve: A revisionist interpretation", *Economica*, Vol. 42, N° 165, febrero de 1975, pp. 1 a 19.
- Feldstein, M. "The economics of the new unemployment", *The Public Interest*, otoño de 1973.
- Fernández, R. "La dinámica de la producción y los precios en el corto plazo", *Planificación de corto plazo: La dinámica de los precios, el empleo y el producto*, Cuadernos del ILPES, N° 25, Santiago de Chile, 1977.
- Fernández, R. *Análisis aplicado de Series Temporales*, trabajo docente, Universidad Católica de Chile, Santiago de Chile, 1976.
- Fisher, I. "A statistical relation between unemployment and price changes", *International Labor Review*, 1926, reimpresso como "I discovered the Phillips curve", *Journal of Political Economy*, Vol. 81, N° 2, Parte I, marzo/abril de 1973, pp. 496 a 502.
- Friedman, M. "The role of monetary policy", *American Economic Review*, Vol. LVIII, N° 1, marzo de 1968, pp. 1 a 17.
- Grossman, H. "The cyclical pattern of unemployment and wage inflation", *Economica*, Vol. 41, N° 164, pp. 403 a 413.

- Hansen, B. "Excess demand, unemployment vacancies and wages", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. LXXXIV, N° 1, febrero de 1970, pp. 1 a 23.
- Hanson, J. "The short-run relation between growth and inflation in Latin America: A rational expectations approach", Brown University, Working Paper N° 76-3.
- Harris, J. y M. Todaro "Migration, unemployment and development: A two-sector analysis", *American Economic Review*, Vol. LX, N° 1, marzo de 1970, pp. 126 a 142.
- Hines, A.G. "Trade unions and wage inflation in the United Kingdom, 1893-1961", *Review of Economic Studies*, Vol. 31 (4), N° 88, octubre de 1964, pp. 221-252.
- Hines, A.G. "Unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862-1963: A reappraisal", *Review of Economics and Statistics*, Vol. XLIX, N° 1, febrero de 1968, pp. 60 a 67.
- Kaliski, S. "The relation between unemployment and the rate of change of money wages in Canada", *International Economic Review*, Vol. 5, N° 1, enero de 1964, pp. 1 a 33.
- Koshal, R.K. y C.E. Galloway "The Phillips curve for West Germany", *Kyklos*, Vol. 24, N° 2, 1971, pp. 346 a 349.
- Lipsey, R. "The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the United Kingdom, 1862-1957: A further analysis" *Economica*, Vol. XXVII, N°s 105-108, febrero de 1960, pp. 1 a 31.
- Laidler, D. y J.M. Parkin "Inflation - A survey", *The Economic Journal*, Vol. 85, N° 4, diciembre de 1975, pp. 741 a 809.

- Lucas, R. "Some international evidence on output inflation tradeoffs", *American Economic Review*, Vol. LXIII, N° 3, junio de 1973, pp. 326 a 334.
- Lucas, R. y L. Rapping "Prices expectations and the Phillips curve", *American Economic Review*, Vol. LIX, N° 3, junio de 1969, pp. 342 a 350.
- Mortensen, D.T. "Job search, the duration of unemployment and the Phillips curve", *American Economic Review*, Vol. LX, N° 5, diciembre 1970, pp. 847 a 862.
- Modigliani, F. y E. Tarantelli, "A generalization of the Phillips curve for a developing country", *Review of Economic Studies*, Vol. XL, N° 122, abril de 1973, pp. 203 a 224.
- Morley, S. y J. Williamson "Demand, distribution and employment: The case of Brazil", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 23, N° 1, octubre de 1974, pp. 33 a 60.
- Muth, J. "Rational expectations and the theory of price movements", *Econometrica*, Vol. 29, N° 3, julio de 1960, pp. 315 a 335.
- Parkin, M. "U.K. inflation: The policy alternatives", *Quarterly Review of the Westminster Bank*, mayo de 1974, pp. 32 a 47.
- Perry, G. *Unemployment, Money Wage Rates, and Inflation*, Cambridge, Massachusetts (MIT Press), 1966.
- Phelps, E. "Money-wage dynamics and labor-market equilibrium", *Journal of Political Economy*, Vol. 76, N° 4, Parte II, julio/agosto de 1968, pp. 678 a 711.
- Phelps, E.S., *et al.*, *The Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, Nueva York, W.W. Norton, 1972.

- Phillips, A.W. "The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, Vol. 25, N° 3, agosto de 1958, pp. 283 a 299.
- Pinto, A. "Ni estabilidad, ni desarrollo: La política del Fondo Monetario", Santiago de Chile, Editorial Universitaria, 1960.
- Poole, W. "Wage price control, where do we go from here", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, N° 1, marzo de 1973, pp. 285 a 302.
- Prebisch, R. "El falso dilema entre desarrollo económico y estabilidad monetaria", *Boletín Económico de América Latina*, Vol. VI, N° 1, marzo de 1961, pp. 1 a 26.
- Reuber, G. "The objectives of Canadian monetary policy, 1949-1961: Empirical tradeoffs and the reaction function of the authorities", *Journal of Political Economy*, Vol. LXXII, N° 2, abril de 1964, pp. 109 a 132.
- Samuelson, P. y R. Solow "Analytical aspects of anti-inflation policy", *American Economic Review*, Vol. L, N° 2, mayo de 1960, pp. 177 a 194.
- Schultz, C.L. *Recent Inflation in the United States* (Study paper N° 1, Study of Employment, Growth, and Price Levels), Joint Economic Committee, 86th Congress, First Session, 1959.
- Solow, R. *Price Expectations and the Behaviour of the Price Level*, Manchester, Manchester University Press, 1969.
- Tobin, J. "Inflation and Unemployment", *American Economic Review*, Vol. LXII, N° 1, diciembre de 1972, pp. 1 a 18.
- Tokman, V. *Distribución del Ingreso, Tecnología y Empleo*, Cuadernos del ILPES, N° 23,

Instituto Latinoamericano de Planificación Económica y Social (ILPES).

Wachter, S.

"Structuralism vs. monetarism: Inflation in Chile", The University of Pennsylvania, diciembre de 1974, pp. 1 a 35 (mimeo).

Watanabe, T.

"Price Changes and the rate of change of money wage earnings in Japan, 1955-1962", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. LXXX, N° 1, febrero de 1966, pp. 31 a 47.

**LA DINAMICA DE LA PRODUCCION Y LOS PRECIOS
EN EL CORTO PLAZO**

Roque B. Fernández

LA DINAMICA DE LA PRODUCCION Y LOS PRECIOS EN EL CORTO PLAZO

Introducción

La finalidad del presente trabajo es estudiar la relación de corto plazo entre la producción y la inflación en el marco de un modelo macroeconómico. Aunque el tema ha sido estudiado por numerosos economistas, principalmente desde el punto de vista de la teoría de la curva de Phillips, la mayoría de ellos ha utilizado hipótesis *ad hoc* para el proceso de formación de expectativas. Otros economistas (por ejemplo Lucas, y Sargent y Wallace) han examinado el mismo tema y han planteado una hipótesis de expectativas racionales para analizar la relación de corto plazo entre inflación y producción y para verificar empíricamente la hipótesis de la "tasa natural de desempleo".

El análisis contenido en el presente trabajo es similar al de Lucas y al de Sargent y Wallace. En la sección 1 se parte del supuesto de que el modelo de Sargent y Wallace (1975)* constituye un marco teórico adecuado para analizar la relación de corto plazo entre los precios y la producción. En esa sección se presenta el modelo que se va a utilizar y se señalan algunas de sus principales características.

En la sección 2 se sintetizan los resultados del análisis estructural del modelo y se describe el método adoptado para obtener las estimaciones de los parámetros del sistema. Estas estimaciones, basadas en la información disponible sobre Argentina y Brasil, aparecen en la sección 3.

En la sección 4 se hace un análisis tentativo de la dinámica de los precios y de la producción en el corto plazo, basándose en las conclusiones empíricas de la sección anterior, lo que implica suponer que los parámetros del modelo permanecen constantes en el período analizado. Como se indica más adelante, la duración de este período es de especial importancia, dado el supuesto de expectativas racionales contenido en el modelo.

1. El modelo macroeconómico

Como se señaló antes, en esta sección se analizará un modelo macroeconómico, en el cual se supone que las expectativas son "racionales" en el sentido atribuido por Muth (1961)*. Este supuesto fue incorporado a modelos análogos por Sargent (1973)* y por Sargent y Wallace (1975)*. En el presente trabajo se introducen algunos

*Se refiere a la Bibliografía que va al final del artículo.

cambios para llegar a una relación de corto plazo entre producción e inflación, que pueda estimarse directamente.

El modelo está formado por las tres ecuaciones siguientes:

a) oferta global

$$y_t = y_{n,t} + a(p_t - {}_t p_t^*) + k(y_{t-1} - y_{n,t-1}) + u_{1t} \quad a > 0 \quad (1)$$

b) demanda global

$$y_t = y_{n,t} + g + c(r_t - ({}_{t+1} p_{t-1}^* - {}_t p_{t-1}^*)) + u_{2t} \quad c < 0, \quad g > 0 \quad (2)$$

c) equilibrio del sector financiero

$$\phi m_t = p_t + y_t + br_t + u_{3t} \quad -\infty < b < 0 \quad (3)$$

En estas ecuaciones, y_t , p_t y m_t son los logaritmos naturales del ingreso real, el nivel de precios y la masa monetaria nominal, g es una constante y los $u_{i,t}$, $i = 1, 2, 3$, son errores. La variable $y_{n,t}$ es una medida de la capacidad normal de producción que en la aplicación empírica del modelo se representará por la tendencia de la producción real. Por lo tanto, $y_t - y_{n,t} = y_{c,t}$ representa el componente cíclico de la producción.

La variable ${}_{t+1} p_t^*$ representa las expectativas del público, en el tiempo t , del logaritmo del nivel de precios que se espera ha de prevalecer en $t+1$. La variable r_t es el tipo de interés nominal y los $u_{i,t}$, $i = 1, 2, 3$, son perturbaciones aleatorias con media cero que pueden estar correlacionadas entre sí, ya sea serialmente o en forma contemporánea.

La ecuación (1) representa la oferta agregada que relaciona el componente cíclico de la producción, con la diferencia entre el nivel actual de precios y las expectativas *a priori* del público respecto de ese nivel. En esta ecuación el componente cíclico rezagado indica que las desviaciones de la oferta global respecto de la capacidad normal pueden mostrar persistencia a través del tiempo. En el trabajo de Lucas (1973)*, cuyos aspectos fundamentales se esbozan a continuación, aparece una derivación formal de la ecuación (1).

Lucas (1973)* deriva su ecuación suponiendo que los oferentes están localizados en un gran número de mercados competitivos dispersos y que la demanda de bienes en cada período se distribuye desigualmente en los mercados, lo que se traduce en fluctuaciones tanto en precios relativos como en el nivel general de precios. Esto significa que la situación, según la percibe cada oferente, será distinta de la situación global. Siendo z el índice de los mercados, la oferta en el mercado z es

$$y_t(z) = y_{n,t} + y_{c,t}(z) \quad (1.a)$$

*Se refiere a la Bibliografía que va al final del artículo.

Se supone que el componente secular $y_{n,t}$ es común a todos los mercados. El componente cíclico varía de acuerdo con los precios relativos percibidos y con su propio valor retardado:

$$y_{c,t}(z) = s(p_t(z) - E(p_t|I(z))) + ky_{c,t-1} \quad (1.b)$$

en que $p_t(z)$ es el logaritmo del precio vigente en z en el momento t , y $E(p_t|I(z))$ es el promedio del nivel general de precios efectivo condicionado por la información disponible en z al término de $t-1$, $I(z)$. Si bien esta información no permite inferir p_t directamente, determina una distribución "prior" de p_t , común a los que operan en todos los mercados. Se supone que esta distribución es normal con media \bar{p}_t .

Sea ahora z la desviación porcentual del precio en el mercado z con respecto al promedio p_t (de suerte que los mercados están indizados por la desviación de sus precios con respecto al promedio). Se supone que z se distribuye normalmente independiente de p_t y que su media es cero. Entonces

$$p_t(z) = p_t + z, \quad (1.c)$$

Esta última expresión la utilizan los oferentes para calcular la distribución de p_t en función de $p_t(z)$ y \bar{p}_t . Mediante algunas manipulaciones algebraicas puede demostrarse que la distribución de p_t es normal y que su media es

$$E(p_t|I(z)) = E(p_t|p_t(z), \bar{p}_t) = (1 - \theta) p_t(z) + \theta \bar{p}_t \quad (1.d)$$

en que θ es la razón entre la varianza de los precios "relativos" y la varianza total de precios, es decir $V(z)/(V(\bar{p}_t) + V(z))$, en que $V(\bar{p}_t)$ es la varianza de la distribución "prior".

Combinando (1.a), (1.b) y (1.c) y sacando el promedio de los mercados (integrando con respecto a la distribución de z) se obtiene la ecuación (1) en que $a = \theta$ s. Este es un punto muy importante porque la pendiente de la función de oferta global (1) varía de acuerdo con la fracción θ de la varianza total de los precios individuales que se debe a la variación de los precios *relativos*.

La ecuación (2) corresponde a la demanda global y relaciona el componente cíclico de la demanda global con el tipo de interés real, que a su vez, se representa por el tipo de interés nominal menos la tasa de inflación esperada. Esta ecuación se asemeja al esquema "I - S" (inversión-ahorro) de Hicks que en el modelo de Keynes se utiliza para representar el sector de gastos. Para simplificar el análisis se pasan por alto algunos argumentos importantes de la función de demanda agregada de Keynes. Ampliando el modelo tal vez se podrían indicar

algunas variables que representen la acción fiscal del gobierno (véase por ejemplo Sargent y Wallace (1975))*.

En Sargent (1973)* se señalan algunas limitaciones de la ecuación (2) de la siguiente manera:

“Un aspecto importante de la ecuación (2) es que excluye como argumentos tanto la oferta monetaria como el nivel de precios, Esto equivale a descartar los efectos directos de los saldos reales en la demanda global. Asimismo, equivale a desconocer que la tasa esperada de ganancias reales de capital sobre las tenencias de dinero es un componente de la función de gastos implícita en la ecuación (2). Cuando se trabaja con modelos macroeconómicos es normal pasar por alto estos elementos”.

Otro aspecto de este modelo que cabe señalar es la falta de simetría entre las ecuaciones (1) y (2), es decir, sólo los oferentes son capaces de percibir en forma errónea los precios y sólo los demandantes reaccionan ante las variaciones del tipo de interés real. Sin embargo, se podría captar implícitamente el efecto de las variables que se excluyen en cada ecuación si tales variables dieran lugar a un proceso estocástico estable en los términos de error.

La ecuación (3) es una relación de la demanda monetaria con elasticidad unitaria con respecto al ingreso real (este supuesto no es de importancia vital y más adelante no se aplicará con el mismo rigor) que sintetiza los requisitos para que haya equilibrio de cartera. En otros términos, cuando se cumple la ecuación (3) los tenedores de bonos y acciones se sienten satisfechos de la distribución de su cartera entre dinero (que se supone exógeno), por una parte, y bonos y acciones por la otra. ϕ es un polinomio del operador de retardo (es decir, $\phi = \phi_0 + \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots$, en que $\phi_0 + \phi_1 + \dots = 1$) que se introduce para tratar de captar los efectos de los cambios retardados de m_t sobre el ingreso nominal.¹ El grado de este polinomio se determinará empíricamente.

*Se refiere a la Bibliografía que va al final del artículo.

¹La ecuación (3) puede derivarse de la teoría cuantitativa en su forma más simple, es decir

$$Y_t \cdot \frac{1}{V_t} = M_t \quad (3')$$

Ahora bien, para captar el efecto retardado de M_t sobre el miembro izquierdo de la ecuación hay que especificar una ecuación similar a

$$Y_t \cdot \frac{1}{V_t} = f(M_t, M_{t-1}, M_{t-2}, \dots)$$

Desde el punto de vista estrictamente teórico no existe una justificación rigurosa para la reacción retardada del ingreso nominal a las fluctuaciones de la cantidad de dinero. Sin embargo, la mayoría de los trabajos empíricos que relacionan el dinero y los precios confirman la existencia de retardos.

La forma en que opera el modelo puede ilustrarse fácilmente dejando de lado el problema de cómo se forman las expectativas. Con esto se eliminan algunas repercusiones de la dinámica del modelo, lo que es usual en análisis de estática comparativa. El problema se comprenderá mejor si se utiliza una interpretación geométrica del modelo según un esquema del tipo IS - LM. De esta manera la ecuación (2) es una función IS (inversión-ahorro) en el plano (r,y) ; la ecuación (3) es una función LM (liquidez-dinero) en el plano (r,y) y la ecuación (1) es una línea vertical en el plano (r,y) al nivel de pleno empleo o tasa natural de ingreso real. Las ecuaciones (2) y (3) se trazan en el plano (r,y) en el supuesto de que la tasa esperada de inflación es igual a cero (de modo que los tipos de interés nominal y real son iguales). Luego, en el gráfico 1, y_0^s , y_0^d y m_0 indicarán las ecuaciones (1), (2) y (3) respectivamente.

El punto de partida será una economía de crecimiento cero con pleno equilibrio, en que el producto real se encuentra en su nivel natural (y_n), la inflación es cero y por lo tanto los tipos de interés nominal y real son iguales. En el gráfico 1 esta situación se representa por el punto A.

Ahora, supóngase que la masa monetaria aumenta de manera imprevista. En la ecuación (3) se observa que no habiendo variado aún los precios ni el ingreso, el equilibrio de cartera puede alcanzarse disminuyendo la tasa de interés. En ese caso la curva m_0 se mueve hacia la derecha hasta m_1 . En el mercado de bienes la disminución del tipo de interés indica que hay exceso de demanda, lo que ejerce presión ascendente tanto en el nivel de precios como en el producto real. Como se mostró en la derivación de la ecuación (1), cada oferente debe determinar si una modificación dada de los precios es un cambio de precios "relativos" o un cambio en el nivel general de precios. Ante un cambio en el nivel general de precios los oferentes no reaccionan porque

y una construcción específica es

$$Y_t \cdot \frac{1}{V_t} = \exp(\phi \ln M_t) \quad (3'')$$

en que ϕ es un polinomio del operador de retardo (nótese que si $\phi = 1$ se obtiene (3')).

Suponiendo que $(1/V_t) = \exp.(br_t)$ y tomando los logaritmos de ambos miembros de la ecuación (3'') se obtiene la ecuación (3) del texto.

sus funciones de oferta son homogéneas de grado cero en precios absolutos. Por lo tanto, las fluctuaciones de la producción sólo se relacionan con percepciones erradas de los precios. De esta manera, en nuestro caso se alcanza un nuevo equilibrio, transitorio, con un nivel de producción mayor y una tasa de interés inferior, a través del efecto de una percepción errada que desplaza y_0^s hacia y_1^s . Se puede llegar a un punto de equilibrio transitorio, como B, si m se desplaza a la izquierda hacia m_2 debido a un alza de los precios. El movimiento desde B a A, es decir, la posición de equilibrio a largo plazo, dependerá del proceso de ajuste de las expectativas. El mismo mecanismo puede utilizarse para analizar otros impactos sobre las variables del sistema.

Para completar el modelo habría que especificar cómo se forman las expectativas, lo que en sí mismo constituye un problema complicado. Ha sido habitual entre los economistas formular distintas hipótesis *ad-hoc* sobre la formación de expectativas. Entre ellas, la más conocida es la hipótesis de las expectativas adaptativas de Cagan y su uso ha obedecido en gran parte al hecho de que este tipo de hipótesis resultaba razonable a primera vista y servía para explicar adecuadamente los datos. La hipótesis de expectativas racionales que se aplica en el presente trabajo, siguiendo lo enunciado por Muth (1961)*, considera que las expectativas son predicciones bien fundadas de los sucesos futuros, basadas en la información disponible y en la teoría económica pertinente. De esto se desprende claramente que, partiendo de esta hipótesis, el economista que elabora un modelo económico no tiene un conocimiento superior de la "realidad". A su vez, esto lo confirma el hecho de que las expectativas observadas son más exactas que los modelos simples y tan exactas como los sistemas complejos de ecuaciones (véase Muth (1961), p. 316). Así, nuestro modelo se completa con las siguientes ecuaciones:

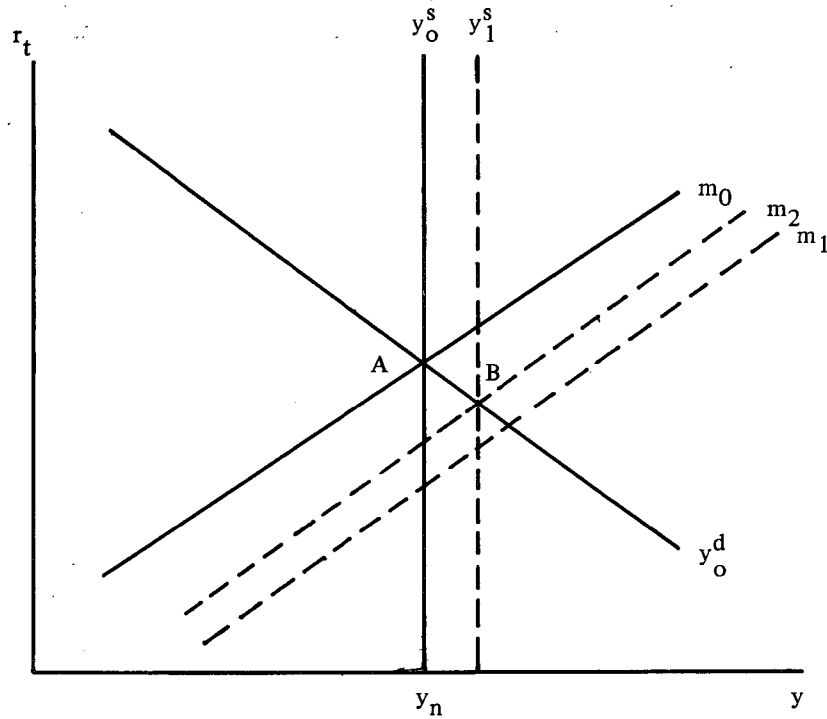
$$tP^{*t-1} = Ep_t \quad (4)$$

$$t + 1P^{*t-1} = Ep_{t+1} \quad (5)$$

en que Ep_t es la esperanza matemática condicional de p_t que se forma utilizando el modelo y toda la información que se supone disponible al finalizar el período t-1 (en adelante el operador E siempre dependerá de la información disponible al finalizar el período t-1).²

²Realizando un análisis estructural del sistema pueden derivarse algunas implicaciones del modelo susceptibles de verificación. Este análisis, que adopta el método sugerido en Zellner y Palm (1974)*, se presenta en Fernández (1975)* donde se derivaron las ecuaciones finales del sistema (1) - (5) y se verificaron con los datos. En el mismo trabajo se analiza una variante del sistema en que se utiliza una hipótesis de expectativas adaptativas para los precios. Esta versión era

Gráfico 1
 INTERPRETACION GEOMETRICA DEL MODELO



incompatible con la información disponible tanto para la Argentina como para el Brasil, mientras que la versión de expectativas racionales del modelo (sistema (1) - (5)) era compatible con tal información en determinadas circunstancias. El método de análisis puede describirse brevemente. Dado un sistema de ecuaciones estructurales, se pueden obtener las "ecuaciones finales" para las variables del sistema, las que se dan en la forma de procesos ARIMA. Por otra parte se pueden identificar los procesos ARIMA correspondientes a las variables, utilizando la información disponible sobre cada una de ellas. Si las ecuaciones estructurales del modelo son correctas, la estructura de las ecuaciones finales derivadas para cada variable endógena debería ser igual a la de los procesos ARIMA identificados para aquellas variables a partir de la información disponible. De ser así, se dice que el modelo es *compatible* con la información disponible.

El desarrollo algebraico de las expectativas racionales es tedioso y por ello no se presenta aquí. Las dos ecuaciones para p_t y p_{t+1} que siguen se derivan explícitamente en Fernández (1975)*. Como se puede anticipar, ellas muestran los precios esperados como función del comportamiento pasado de la oferta monetaria y del que se prevé para el futuro, lo cual es una característica fundamental de las expectativas racionales. Las ecuaciones son:

$$E p_t = [1/(1-b)] \sum_{j=0}^{\infty} [1/(1-b^{-1})]^j [E \phi m_{t+j} - y_{n,t+j}] \\ + [J_3/(1-J_0)] \sum_{j=0}^{\infty} [\alpha/(1-b^{-1})]^j y_{c,t-1} + c_0 \quad (6)$$

y

$$E p_{t+1} = [1/(1-b)] \sum_{j=0}^{\infty} [1/(1-b^{-1})]^{j+1} [E \phi m_{t+j+1} - y_{n,t+j+1}] \\ + [J_3/(1-J_0)] \sum_{j=0}^{\infty} [\alpha/(1-b^{-1})]^{j+1} y_{c,t-1} + c_0 \quad (7)$$

En estas ecuaciones J_0 , J_3 y c_0 son constantes que constituyen funciones complejas de los parámetros estructurales del modelo.

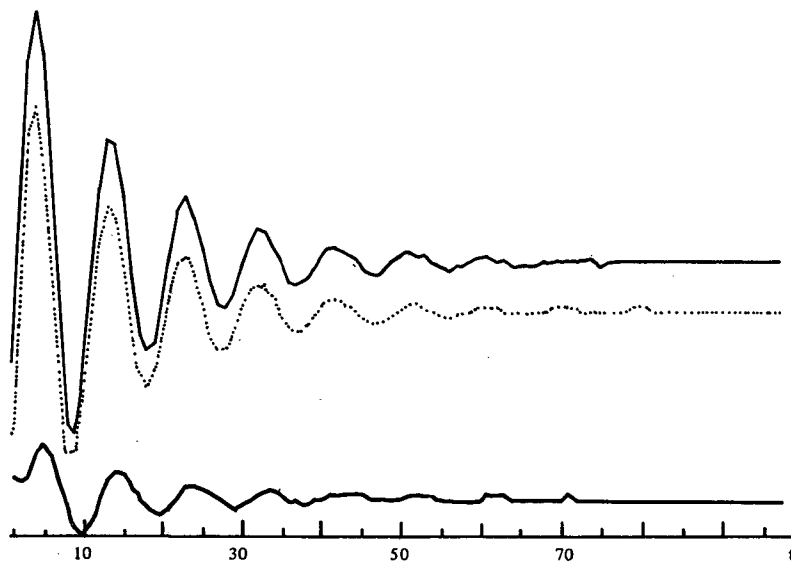
A partir de estas ecuaciones resulta fácil ilustrar el proceso de formación de las expectativas. Supóngase por un momento que $b = 0$ (es decir, que la elasticidad del interés de la demanda monetaria es cero). Entonces, después de tomar primeras diferencias (operador D), la ecuación (6) puede reducirse a

$$E D p_t = \phi_0 E D m_t - (\beta + k D y_{c,t-1}) + \phi_1 D m_{t-1} + \phi_2 D m_{t-2} + \dots \quad (8)$$

en que β es el coeficiente de la pendiente de la tendencia de la producción real y $J_3/(1-J_0) = -k$ cuando $b = 0$. La ecuación (8) indica claramente que la tasa esperada de variación de los precios depende de la tasa esperada de variación de la oferta monetaria en el período t , de la tasa natural de aumento de la producción (β), de un término del componente cíclico de la producción en $t-1$ y de las tasas pasadas de variación de la oferta monetaria. Si $b \neq 0$ los resultados no se apartan mucho de la teoría cuantitativa expresada en forma de expectativas, aunque la expresión algebraica del proceso de formación de las expectativas es más compleja.

La oferta monetaria sobre cuya base el público hace sus pronósticos de la evolución futura de m_{t+j} reviste especial importancia. El análisis

Gráfico 2
ARGENTINA: SIMULACION 1



- Tasa de cambio del ingreso nominal.
- Tasa de cambio de los precios.
- Tasa de cambio de la producción.

empírico de la sección 3 considera que la oferta monetaria se determina por dos procesos; un proceso ARIMA cuya "forma invertida" es

$$Dm_t = \pi_1 Dm_{t-1} + \pi_2 Dm_{t-2} + \pi_3 Dm_{t-3} + \dots + v_{3t} \quad (12)$$

en que π son parámetros. El segundo proceso será un modelo de forma

$$Dm_t = \pi'_1 Dm_{t-1} + \pi'_2 z_t + u_t$$

en que π'_1 puede ser un parámetro o un polinomio del operador de retardos y π'_2 puede ser un vector fila de los parámetros o un vector fila de los polinomios del operador de retardos mientras que z_t es un vector columna de variables pre-determinadas.³

³En la búsqueda de un proceso que determine la oferta monetaria se puede optar por elaborar un modelo de oferta monetaria relacionándola con un conjunto de "variables pre-determinadas" relativas al modelo (1) - (3) (de manera que se sigue considerando que m_t es exógeno, es decir, que se determina fuera del sistema (1) - (3)), o por identificación de un proceso ARIMA Box-Jenkins. Los economistas acostumbran llamar "modelos ingenuos" a esta clase de modelos debido a que tienen una estructura más bien sencilla según la cual, para pronosticar los valores futuros de una variable, sólo se utilizan sus valores anteriores. Sin embargo, últimamente se ha demostrado (véase Zellner y Palm (1974)) que estos modelos podrían no ser totalmente ingenuos. En realidad, los modelos ARIMA constituyen la "forma final" de una variable contenida en un modelo sumamente complejo. Ilustraré brevemente este punto con un modelo de oferta monetaria nominal. Supóngase que en un país determinado la oferta monetaria se genera por la relación siguiente

$$Dm_t = c_1 + a_1 Dm_{t-1} + b_1 Dg_t + e_1 Dx_t + v_t \quad (9)$$

en que g_t podría ser el presupuesto federal en relación con el producto nacional bruto retardado, x_t el superávit retardado del balance de pagos en relación con el producto nacional bruto y v_t un término de error estocásticamente independiente de los errores de las ecuaciones estructurales. En nuestro caso se supone para mayor facilidad que a_1 , b_1 y e_1 son constantes, pero en un análisis más general se podría suponer que a_1 , b_1 y e_1 son polinomios en el operador de retardos.

A continuación se mostrará que la ecuación (9) lleva implícita una ecuación final para m_t que adopta la forma de un proceso ARIMA. La ecuación (9) puede expresarse como

$$(1 - a_1 L) Dm_t = c_1 + b_1 Dg_t + e_1 Dx_t + v_t \quad (10)$$

Ahora bien, las variables predeterminadas g_t y x_t pueden seguir cualquier proceso a través del tiempo, es decir, ambas pueden seguir un camino aleatorio o una de ellas un camino aleatorio y la otra un determinado proceso ARIMA, etc.

Para ilustrar el problema se supondrá que

La comprobación empírica no se realizará de manera directa en la forma de las ecuaciones (12) y (13) sino indirectamente a través de las funciones de transferencia que se desarrollan en la sección siguiente.

2. Hacia la comprobación empírica del modelo

En la presente sección se describe el método por el cual se obtuvieron las estimaciones para las ecuaciones estructurales del modelo. Así, se desarrollan conjuntamente dos puntos, uno de los cuales es el cálculo de los precios esperados y el otro la endogeneidad de p_t que impide estimar de manera directa la ecuación (1), utilizando el método de los mínimos cuadrados ordinarios.

En la etapa de estimación se centrará la atención en las ecuaciones (1) y (3). El principal problema que plantea la ecuación (2) es la variable r_t respecto de la cual se carece de datos sobre todo en algunos países como por ejemplo la Argentina y Brasil. Este problema se elimina en la ecuación (3) porque se supone que la variación de r_t está

$$Dg_t : \text{ARIMA } (2,1) \text{ o } \phi(2) \quad Dg_t = \theta(1) v_{1t}$$

$$Dx_t : \text{camino aleatorio o } \phi(0) \quad Dx_t = \theta(0) v_{2t}$$

en que v son estocásticamente independientes de perturbaciones de las ecuaciones estructurales. Multiplicando ambos miembros de la ecuación (10) por $\phi(2)\phi(0)$ se tiene:

$$(1 - a_1 L) \phi(2) \phi(0) Dm_t = \phi(2) \phi(0) c + b \phi(0) \theta(1) v_{1t} + e \phi(2) \theta(0) v_{2t} + \phi(2) \phi(0) v_t \quad (11)$$

En esta última expresión se observa que se ha obtenido un proceso ARIMA (3,2) (si no hay cancelación) para m_t , como está implícito en la ecuación (9) y en la hipótesis correspondiente a las variables predeterminadas g_t y x_t . Esto indica claramente que si se obtiene el proceso ARIMA (3,2) para m_t no se trata en absoluto de un modelo simple sino que por el contrario podría estar reflejando el modelo "verdadero" que rige el comportamiento de la oferta monetaria.

Volvamos ahora al problema original de encontrar un proceso para m_t sobre la base del cual el público haga sus pronósticos acerca de la evolución futura de la oferta monetaria. Del análisis anterior, se desprende que no se puede hablar de "modelos alternativos" al evaluar un modelo como el de la ecuación (9) con respecto a un modelo como el de la ecuación (11) porque éste podría ser la forma final de (9). No obstante, se ha considerado conveniente verificar empíricamente a la vez la hipótesis ARIMA para m_t y un modelo como el de la ecuación (9) pero no se vuelve a prestar atención a la "teoría de la oferta monetaria" que sirve de base a nuestra hipótesis sobre el proceso de la oferta monetaria, tema que se aparta del objetivo central del presente trabajo.

mayormente determinada por la variación de la tasa esperada de inflación y se utiliza la predicción del público de la tasa de inflación (basada en la información disponible en el período t-1) como aproximación de r_t . Es evidente que en la ecuación (2) no puede hacerse esta sustitución porque al sustituir r_t por $t+1P_t^* - tP_t^*$ desaparecería $(r_t - (t+1P_t^* - tP_t^*))$. Sin embargo, el sistema formado por las ecuaciones (1) y (3) se determina perfectamente cuando se utiliza una variable subrogante de r_t , por ejemplo, $r_t^* = Dp_t^* = t+1P_t^* - tP_t^*$. Para facilitar el análisis se escriben nuevamente las ecuaciones (1) y (3):

$$y_{c,t} = a(p_t - tP_{t-1}^*) + ky_{c,t-1} + u_{1t} \quad a > 0 \quad (1)$$

$$p_t + y_t = \phi m_t - br_t' - u_{3t} \quad -\infty < b < 0 \quad (3)$$

en que $y_{c,t} = y_t - y_{n,t}$ (componente cíclico del producto).

Comencemos con la ecuación (1). Se sabe que no es posible hacer una estimación directa de esta ecuación porque p_t e y_t se determinan conjuntamente y el valor tP_{t-1}^* no es observable. Así pues, el objetivo de la presente sección es obtener una relación susceptible de estimación en lugar de (1), utilizando las relaciones desarrolladas previamente.

Considérese ante todo el caso de tP_{t-1}^* que, según se dijo, no es susceptible de observación. Las expectativas racionales sugieren que el logaritmo del nivel de precios difiere del valor esperado por un componente aleatorio, por ejemplo, u_{4t} , de modo que se puede expresar:

$$p_t = Ep_t + u_{4t} \quad (14)$$

En seguida, se necesita un proceso de formación de expectativas que, utilizando la información disponible, la estructura del modelo, y coeficientes adecuados, genere una predicción insesgada de p_t . Esto se obtiene realizando algunas operaciones algebraicas que se indican en el anexo A. Para los fines del presente trabajo la ecuación aplicable es aquella en que la variación de los precios observados es una función de las variables retardadas como sigue:

$$Dp_t = v(L) LDm_t + h_0 Dy_{c,t-1} + c + u_{5t} \quad (14a)$$

en que $v(L)$ es un polinomio del operador de retardo y c y h_0 son parámetros.

Para estimar (14a) hay que tener en cuenta el problema de la colinealidad, particularmente tratándose de estadísticas trimestrales en que un retardo razonable de dos años implicaría que m_t tendría que

retardarse ocho veces. Una manera de resolver la ecuación (14a) es considerar que es una función de transferencia de insumos múltiples.⁴ La forma de la función de transferencia de la ecuación (14a) puede expresarse parsimoniosamente en función del número de parámetros como:

$$Dp_t = \frac{w_1(L)}{\alpha_1(L)} LDm_t + \frac{w_2(L)}{\alpha_2(L)} LDy_{c,t} + \frac{\theta(L)}{\phi(L)} u_t + c. \quad (15)$$

La ecuación (15) puede estimarse utilizando el algoritmo de Marquardt, y las predicciones hechas utilizando la versión estimada de la ecuación (15) son de error cuadrático medio mínimo. De esta manera el problema que se plantea por el hecho de que ${}_t p_{t-1}^*$ no es susceptible de observación se resuelve utilizando el pronóstico de la versión estimada de la ecuación (15) durante el período de la muestra. En otros términos, a partir de la ecuación (15) se puede construir una serie de "precios esperados". Quizás es necesario destacar que la ecuación (15) que se presenta en este trabajo sustituye a la conocida hipótesis de expectativas adaptativas en que las predicciones se construyen a partir de un polinomio de retardos con ponderaciones distribuidas exponencialmente.

Aunque la ecuación (15) puede utilizarse para obtener una estimación del valor no observable ${}_t p_{t-1}^*$, la ecuación (1) no puede aún estimarse directamente debido a la simultaneidad de p_t e $y_{c,t}$. Para resolver este problema se sigue un procedimiento de "dos etapas", calculando estimaciones de p_t a partir de una "ecuación reducida" para p_t . Dicha ecuación se obtiene por resolver ecuación (3) por r_t , substituir el resultado, y (4) y (5) en (2) para obtener una expresión para $(y_t - y_{n,t})$ e igualar dicha expresión a (1). Combinando la solución con las ecuaciones (6), (7) y (12) y realizando las mismas operaciones algebraicas con que se obtuvo la ecuación (15) se obtiene:

$$Dp_t = \frac{W1'(L)}{\alpha1'(L)} Dm_t + \frac{W2'(L)}{\alpha2'(L)} LDy_{c,t} + \frac{\theta'(L)}{\phi'(L)} u'_t + c' \quad (16)$$

en que el significado de la notación es el mismo que en la ecuación (15). Obsérvese que la principal diferencia entre las ecuaciones (15) y (16) es que en la primera de ellas m_t aparece retardado un período.

⁴El análisis de las funciones de transferencia puede encontrarse en los capítulos 10 y 11 del trabajo de Box y Jenkins (1970)*. En Zellner y Palm (1974)* puede encontrarse una derivación de la función de transferencia distinta de la presentada en este trabajo, para un modelo de ecuaciones simultáneas.

Cabe recordar ahora que la ecuación (12) representa la hipótesis de que la oferta monetaria sigue un proceso ARIMA. Si se utiliza el supuesto (13) para la oferta monetaria, hay que ampliar las ecuaciones (15) y (16) de manera que comprendan los términos de los componentes de z_t .

Aunque el análisis algebraico es más bien largo, su interpretación intuitiva es bastante sencilla y directa. La característica de expectativa racional del modelo hacía suponer que el público al formar sus expectativas utiliza la información disponible al finalizar el período $t-1$. En la formación de estas expectativas reviste importancia la oferta monetaria que se espera ha de prevalecer en períodos futuros y se parte de la base de que el público predice los valores futuros de m_t teniendo en cuenta la evolución histórica de m_t disponible en $t-1$ (así como otras variables si se utiliza la ecuación (13)). Sin embargo, la evolución histórica de m_t no sólo es importante para predecir los valores futuros; los valores de m_t en el pasado reciente también influyen directamente en el nivel de precios debido al atraso con que los precios responden a los cambios que experimenta la oferta monetaria. Esto también se tiene en cuenta en el proceso de formación de las expectativas. La ecuación (15) tiene por objeto captar ese proceso.

La ecuación (16) es muy diferente aunque bastante parecida a la ecuación (15). Es la forma reducida de p_t que está implícita en el sistema (1) - (5) y en el supuesto contenido en la ecuación (12) o (13) para la oferta monetaria. En la ecuación (16), m_t influye directamente en el nivel de precios. La economía en su conjunto no necesita predecir m_t ; ya que ésta es una variable exógena determinada por las autoridades monetarias en el período t que tendrá efectos inmediatos en p_t .

Para estimar la ecuación (1) se introducirán en ella los valores ajustados de p_t tomados de la ecuación (16) en lugar de p_t y los valores ajustados de la ecuación (15) en lugar de ${}_t p_{t-1}^*$.

Considérese ahora la ecuación (3), en la cual se supone que la elasticidad ingreso real de la demanda monetaria es igual a uno. Este supuesto no necesita mantenerse ya que se pueden reordenar todas las expresiones algebraicas antes obtenidas para incluir un parámetro adicional (la elasticidad ingreso real de la demanda monetaria). A partir de ahora se usará este supuesto en términos menos rigurosos expresando (3) como sigue:

$$Y_t = \phi m_t - b r t' - u_{3t}$$

en que $Y_t \equiv p_t + i y_t$, donde i representa la elasticidad ingreso real de la demanda monetaria. Cabe observar que si $i = 1$, Y_t es el logaritmo del

ingreso nominal. Por lo tanto, el sistema (1) - (3) puede interpretarse de la siguiente manera: la ecuación (3) determina el ingreso nominal y la ecuación (1) determina la distribución del ingreso nominal entre variaciones de los precios y variaciones de la producción.

Para analizar los casos en que $i \neq 1$ se evaluarán los resultados obtenidos en tres casos: $i = 0.5, 1.5$ y 2.0 . Se procuró estimar i utilizando un proceso ARIMA como variable instrumental de Dy_t , pero los resultados no fueron confiables dado que y_t se comporta casi como un camino aleatorio. En la etapa de estimación, la ecuación (3) se expresará como una función de transferencia con todas las variables en primera diferencia. La forma de la función de transferencia permitirá estimar la estructura de retardo inducida por el polinomio del operador de retardo ϕ .

3. Resultados empíricos

En esta sección se verifica y se estima el modelo presentado en las secciones 2 y 3 basándose en los datos disponibles para la Argentina y el Brasil. En primer lugar, se construye una serie de precios esperados, sobre la base de los resultados obtenidos al ajustar la ecuación (15). En seguida, se construye una serie de "precios observados" basándose en la forma reducida para los precios, es decir, en la ecuación (16) (recuérdese que el uso de dicha forma es necesario para evitar el problema de la simultaneidad al estimar la ecuación (1)). Los "precios observados" menos los precios esperados nos dan los errores de anticipación de precios que se necesitan para estimar la ecuación (1). Finalmente, se estima la ecuación (3) a partir de distintos supuestos acerca de la elasticidad ingreso real de la demanda monetaria y utilizando una variable instrumental para el tipo de interés.

a) Los datos

Los datos correspondientes a la Argentina se obtuvieron de *International Financial Statistics*, publicación del Fondo Monetario Internacional. Comprenden estadísticas trimestrales sobre el índice de la producción industrial, los precios mayoristas, el circulante y los depósitos a la vista, los salarios fijados en negociaciones colectivas y al balance comercial (todos ellos ajustados estacionalmente mediante el método de los promedios móviles). Las observaciones abarcan el período comprendido entre 1956/I y 1973/II (se eligió este período a fin de basar el análisis en el máximo de observaciones disponibles del índice de la producción industrial).⁵ La desviación con respecto a la

⁵Para la Argentina se utiliza el índice de la producción industrial como variable representativa del ingreso real porque es más confiable y completo que la

tendencia del logaritmo del índice de la producción industrial de la Argentina se obtuvo dividiendo los datos en dos períodos: de 1956-I a 1962-IV y de 1963-I a 1973-II. Se procedió de esta manera porque, al parecer la producción real aparentemente no acusa tendencia en el primer período y si se ajustara una sola línea de tendencia a todo el período se perdería la mayor parte de las fluctuaciones cíclicas.⁶

Los datos correspondientes al Brasil se obtuvieron de dos fuentes: *International Financial Statistics* (FMI) y Gonçalves (1974)*. De la primera publicación se extrajo la serie de precios mayoristas (que no incluye el café) y la serie del circulante y los depósitos a la vista; del trabajo de Gonçalves (1974) se obtuvo una serie de la producción real. Todas las observaciones se refieren al período 1955-I a 1971-IV (se eligió este período para basar el análisis en el máximo de observaciones disponibles para la producción real). Los datos se ajustaron estacionalmente también por el método de los promedios móviles.

Todas las variables se expresaron en primeras diferencias de los logaritmos antes de la estimación, salvo el caso del balance comercial que se calculó como el logaritmo de las exportaciones menos el logaritmo de las importaciones y ello debido a la imposibilidad de calcular el logaritmo de un número negativo en el caso de déficit comerciales.

La estimación de las funciones de transferencia se realizó utilizando el logaritmo de Marquardt (1963)*.

b) *Estimaciones de la función de transferencia de los precios esperados*

En el cuadro 1 se presentan las estimaciones obtenidas para la ecuación (15), que es la expresión que determina los precios esperados.⁷

serie existente sobre el producto. Para el Brasil la única información disponible corresponde a la producción real.

⁶En realidad éste fue precisamente el procedimiento adoptado originalmente; se abandonó más tarde porque el componente cíclico del producto obtenido de esta manera aparecía casi durante todo el período inicial por sobre la tendencia; en un segundo período de casi "siete años" era inferior a la tendencia y en un tercer período era superior a ella. En Fernández (1975)*, pp. 36-39 se describen en detalle algunos aspectos institucionales que podrían explicar la diferencia de la tendencia antes mencionada del producto real.

⁷La columna encabezada "variable ficticia" corresponde a la constante c de la ecuación (15). La variable ficticia aparece en los resultados empíricos correspondientes a la Argentina porque la constante c es un término del coeficiente de la pendiente de la línea de tendencia de la producción. Como los datos se dividieron en dos períodos y en cada uno de ellos existe un coeficiente de pendientes diferente, se incorporó a la función de transferencia una variable ficticia de valor

Estos modelos se seleccionaron entre un número mayor de modelos con diferente estructura de atrasos y términos de error. La selección se realizó utilizando como prueba de hipótesis la razón de máxima verosimilitud propuesta por Zellner y Palm (1974)* (véase Fernández (1975)* para una descripción y aplicación de esta prueba).

En los modelos (1) y (2) para la Argentina se supone que la oferta monetaria sigue un proceso como el representado por la ecuación (12) y en el modelo (3) se tiene en cuenta el supuesto implícito en la ecuación (13). En el modelo (3) se calculó la función de transferencia en que los salarios y el balance comercial son las variables insumos. En el cuadro 1 se observa que en el caso de la Argentina se reduce levemente la razón SRC/GL y aumenta un poco el valor ajustado de R^2 al pasar del modelo (1) o (2) al modelo (3).⁸ Al final del cuadro se presentan los resultados obtenidos para el Brasil donde se observa una disminución insignificante de la razón SRC/GL cuando se va de la estructura de retardos simple del modelo (1) a la de retardos más compleja del modelo (2).

c) *Estimaciones de la forma reducida para los precios*

El cuadro 2 indica las estimaciones de las funciones de transferencia de los precios (es decir, la ecuación (16)). Aquí nuevamente, para la Argentina, los modelos (1) y (2) incorporan el supuesto (12) para la demanda monetaria mientras que el modelo (3) incorpora el supuesto (13). Los modelos (1) y (2) representan los mejores resultados obtenidos respectivamente para cada hipótesis sobre la oferta monetaria. Tanto en el cuadro 1 como en el cuadro 2 el coeficiente de la variable balance comercial es significativamente distinto de cero al nivel de 50/o. Esta variable tiene un coeficiente estimado del signo algebraico previsto en la teoría (es decir, positivo), solamente en el cuadro 2.

En el caso de Brasil una vez más se observa que no se obtiene una reducción apreciable de la razón SRC/GL al pasar de la estructura de retardos simple del modelo (1) a la más compleja del modelo (2).

Tanto en el cuadro 1 como en el 2 las estimaciones de las variables $Dy_{c,t-1}$ y de la variable ficticia o constante son cifras pequeñas no significativamente diferentes de cero. Esto no se contrapone al modelo teórico porque el anexo A muestra que en realidad estos parámetros

igual a uno en el período 1956-I a 1962-IV y de valor igual a dos en el período 1963-I a 1973-II, con el fin de captar los efectos de la modificación de la tendencia.

⁸El valor R^2 ajustado que aparece en los cuadros de las funciones de transferencia tiene en cuenta la corrección por los grados de libertad. Es decir,

$$1 - R^2_{adj} = \frac{n-1}{n-k} (1 - R^2).$$

Cuadro 1

FUNCIONES DE TRANSFERENCIA ESTIMADAS DE LOS PRECIOS ESPERADOS

Modelo	Suma residual de cuadrados (SRC)	Grado de Libertad (GL)	SRC/GL	Estimaciones de las partes AR y PM de Dm_{t-1}	Estimaciones de $Dy_{c,t-1}$	Variación ficticia o constante	Salarios	Balance Comercial	Estimaciones de las partes AR y PM de u_t	R^2 ajustado
<i>Argentina 1956-I-1973-II</i>										
(1)	0.122293	59	0.00207	$\frac{0.492}{(0.129)}$ $1 - 1.041L + 0.785L^2$ (0.082) (0.087)	-0.006 (0.094)	0.011 (0.012)			$\frac{1}{1 - 0.402L - 0.252L^2}$ (0.133) (0.130)	.47
(2)	0.117639	57	0.00206	$\frac{0.693 \quad 0.317L}{(0.166) \quad (0.221)}$ $1 - 1.112L + 0.719L^2$ (0.135) (0.102)	-0.060 (0.104)	0.011 (0.013)			$\frac{1}{1 - 0.376L - 0.271L^2}$ (0.135) (0.131)	.48
(3)	0.116154	59	0.00197	$\frac{0.613}{(0.146)}$ $1 - 1.009L + 0.741L^2$ (0.099) (0.098)	-0.022 (0.091)	0.006 (0.009)	0.044 (0.081)	-0.004 (0.001)	$\frac{1}{1 - 0.436L}$ (0.124)	.49
<i>Brazil 1955-I-1971-IV</i>										
(1)	0.066609	60	0.00111	$\frac{0.188}{(0.122)}$ $1 - 0.723L$ (0.174)	-0.009 (0.077)	0.016 (0.024)			$\frac{1}{1 - 0.520L}$ (0.116)	.46
(2)	0.065183	59	0.00110	$\frac{0.119}{(0.099)}$ $1 - 1.388L + 0.556L^2$ (0.002) (0.578)	-0.012 (0.078)	0.013 (0.023)			$\frac{1}{1 - 0.508L}$ (0.116)	.46

Nota: Este cuadro presenta las estimaciones de la ecuación (15). Los términos AR y PM representan las partes autorregresivas y de promedio móviles, respectivamente, de los polinomios racionales. Las cifras entre paréntesis corresponden a errores estándar de grandes muestras.

Cuadro 2
 FUNCIONES DE TRANSFERENCIA ESTIMADAS DE LOS PRECIOS

Modelo	Suma residual de cuadrados (SRC)	Grado de libertad (GL)	SRC/GL	Estimaciones de las partes AR y PM de Dm_t	Estimaciones de $Dy_{c,t-1}$	Variable ficticia o constante	Salarios	Balance Comercial	Estimaciones de las partes AR y PM de u_t	R^2 ajustado
<i>Argentina 1956-I-1973-II</i>										
(1)	0.125758	59	0.00213	$\frac{0.422}{(0.112)}$ $1 - \frac{1.216L + 0.773L^2}{(0.102) (0.103)}$	0.049 (0.095)	0.004 (0.012)			$\frac{1}{1 - 0.400L - 0.216L^2}$ (0.133) (0.132)	.45
(2)	0.116639	57	0.00205	$\frac{0.224 + 0.346L}{(0.160) (0.202)}$ $1 - \frac{1.073L + 0.763L^2}{(0.104) (0.091)}$	0.030 (0.105)	0.004 (0.012)			$\frac{1}{1 - 0.365L - 0.280L^2}$ (0.135) (0.132)	.48
(3)	0.113362	57	0.00199	$\frac{0.207 + 0.435L}{(0.180) (0.229)}$ $1 - \frac{1.054L + 0.749L^2}{(0.116) (0.098)}$	0.010 (0.095)	-0.003 (0.010)	0.018 (0.084)	0.003 (0.001)	$\frac{1}{1 - 0.438L}$ (0.124)	.49
<i>Brasil 1955-I-1971-IV</i>										
(1)	0.064908	61	0.00106	$\frac{0.212}{(0.117)}$ $1 - \frac{0.716L}{(0.155)}$	-0.004	0.010 (0.023)			$\frac{1}{1 - 0.511L}$ (0.113)	.47
(2)	0.064130	60	0.00107	$\frac{0.119}{(0.190)}$ $1 - \frac{1.389L + 0.546L^2}{(0.630) (0.611)}$	-0.005	0.008 (0.022)			$\frac{1}{1 - 0.498L}$ (0.115)	.47

Nota: Este cuadro presenta las estimaciones de la ecuación (16). Los términos AR y PM representan las partes autorregresivas y de promedios móviles, respectivamente, de los polinomios racionales.

pueden aproximarse a cero (véanse las ecuaciones (A.12) y (A.13) del anexo A).

d) *Estimaciones de la oferta global*

Recuérdese que el cuadro 1 ofrece las estimaciones de la ecuación (15) que a su vez nos permiten obtener una serie de "precios esperados" necesarios para estimar la ecuación (1) de nuestro modelo original. De esto se deduce que la ecuación (16), cuyas estimaciones aparecen en el cuadro 2, ofrece una serie de "precios observados" para estimar la ecuación (1). El próximo paso consiste en calcular una predicción de un período a partir de la ecuación (15) que nos daría una variable representativa de ${}_t p_{t-1}^*$; del mismo modo, una predicción de un período a partir de la ecuación (16) nos daría una variable aproximativa para p_t . La diferencia entre la variable representativa de p_t y la de ${}_t p_{t-1}^*$ se introduce en la ecuación (1) en lugar de $(p_t - {}_t p_{t-1}^*)$ y la estimación de esta ecuación nos da una estimación de la pendiente de nuestra ecuación de Phillips de corto plazo. A continuación, el cuadro 3 muestra los resultados obtenidos por este procedimiento e indica los distintos modelos utilizados para predecir los precios y las formas reducidas utilizadas para los precios. Al verificar la importancia del parámetro de Phillips para la Argentina utilizando una prueba a dos colas se observa que en el nivel de 5% solamente la regresión (5) da una estimación significativamente diferente de cero. Utilizando una prueba a una cola (es decir, la hipótesis alternativa de que el parámetro es superior a cero), las estimaciones de las regresiones (3), (4) y (5) suministran pruebas para rechazar la hipótesis nula en el nivel de 5% de significación. En todos los casos, el estadístico Q de Box y Pierce induce a rechazar la hipótesis de autocorrelación de los residuos.⁹

Llegado a este punto quizá convenga examinar más a fondo las estimaciones del cuadro 3. Cabe recordar que la estimación del parámetro "a" corresponde a la pendiente de la curva de Phillips. Los resultados obtenidos para Argentina muestran que hay algunas indicaciones de que existe una relación a corto plazo entre inflación y producción, dada por los intervalos al 95% de confianza para

⁹El estadístico Q se calcula a partir de las primeras K autocorrelaciones \hat{r}_k ($k = 1, 2, \dots, K$). Si el modelo ajustado es apropiado, $Q(K) = n \sum_{k=1}^K \hat{r}_k^2$ se distribuye aproximadamente como $X^2 (k - p - q)$. Si el modelo no es correcto el valor de Q resultará abultado. En el caso del cuadro 3, $p = q = 0$ porque el modelo de ruido no presenta parámetros autorregresivos o de promedio móvil.

las estimaciones de las regresiones (3), (4) y (5). Estas son (-0.089, 0.991), (0.0, 1,384) y (0.001, 2,268) respectivamente. Esa relación de corto plazo no se contrapone con la hipótesis de la tasa natural de Friedman porque, como lo indica la ecuación (1), si los precios se predicen con exactitud la producción mantendrá su tendencia de largo plazo (o nivel "natural" de la tasa de desempleo).

Por otra parte, los resultados obtenidos no pueden suministrar evidencia en favor del enfoque simple de la curva de Phillips o en favor del análisis de Solow-Tobin. Con arreglo al primer enfoque, sólo hay una curva de Phillips que indique la existencia de una relación positiva entre inflación y producción, sean cuales fueren las expectativas. El análisis de Solow-Tobin sostiene que la gente se adapta a las fluctuaciones de los precios, pero éstas están sujetas a cierta ilusión monetaria que hace que se mantenga esa relación entre inflación y producción. Ambas hipótesis se descartan en nuestro modelo que especifica que cuando los precios reales son iguales a los precios esperados la producción se mantendrá en su nivel natural de largo plazo.

En el caso del Brasil, se observa que en las ecuaciones (1), (2) y (4) la estimación de "a" es negativa aunque no muy diferente de cero en el nivel de 0.05 en una prueba a dos extremos. Si bien el modelo (3) tiene el signo correcto, su estimación de "a" contiene un gran error estándar y por eso no difiere significativamente de cero. En todos los casos el valor del estadístico Q favorece el rechazo de la hipótesis de autocorrelación de los residuos.

Para comparar nuestros resultados con otros obtenidos para el Brasil por Gonçalves (1974)*, se estimaron los últimos dos modelos del cuadro 3 en que se incluyeron los precios reales en vez de la predicción con la forma reducida de los precios. Gonçalves hizo una estimación análoga partiendo del supuesto de que el nivel de precios se determinaba en forma exógena (principalmente debido a los fuertes controles de precios vigentes durante la mayor parte del período analizado por él). Trabajó con el período 1959-1969 y utilizó otra hipótesis para la formación de expectativas. Los resultados que obtuvo dan una estimación de \underline{a} igual a 0.41 (en su trabajo no se registran errores estándares). Otro resultado obtenido por este autor indica que \underline{a} es igual a 0.27 cuando se incluye una variable ficticia cuyo valor es igual a la unidad de 1961-I a 1963-II y cero en los demás períodos (se supone que esta variable ficticia capta el efecto de los controles de precios). Cabe observar que este último resultado obtenido por Gonçalves se aproxima a nuestras estimaciones de los modelos 5 y 6 del cuadro 3. Basándose en nuestros resultados para el Brasil debemos concluir que las pruebas empíricas no muestran claramente una relación estable entre producción e inflación, ni siquiera a corto plazo.

Cuadro 3
ESTIMACIONES DE LA ECUACION DE LA OFERTA GLOBAL

<i>Modelo de forma reducida</i>	<i>Modelo de precios esperados</i>	<i>a</i>	<i>k</i>	<i>R² ajustado</i>	<i>Estadísticas Q</i>
<i>Argentina 1956-I – 1973-II</i>					
(1) M ₂	M ₂	0.877 (0.594)	0.564 (0.102)	0.35	15.3
(2) M ₂	M ₁	0.647 (0.578)	0.574 (0.102)	0.34	16.5
(3) M ₁	M ₁	0.401 (0.295)	0.575 (0.102)	0.35	15.7
(4) M ₁	M ₂	0.692 (0.346)	0.569 (0.101)	0.36	14.2
(5) M ₃	M ₃	1.140 (0.564)	0.778 (0.102)	0.35	15.1
<i>Brasil 1955-I – 1971-IV</i>					
(1) M ₁	M ₁	-0.272 (0.919)	0.664 (0.095)	.430	15.1
(2) M ₁	M ₂	-0.492 (0.750)	0.660 (0.095)	.433	16.0
(3) M ₂	M ₁	0.842 (1.328)	0.657 (0.095)	.433	14.5
(4) M ₂	M ₂	-0.140 (1.390)	0.665 (0.095)	.429	14.9
(5) Precios efectivos	M ₁	0.168 (0.178)	0.634 (0.099)	.437	15.8
(6) Precios efectivos	M ₂	0.153 (0.172)	0.638 (0.099)	0.436	15.5

En este punto es importante mencionar un interesante resultado logrado por Lucas (1973)*. En una muestra de 18 países y trabajando con observaciones anuales, este autor comprobó que “en un país de precios estables como los Estados Unidos las políticas que aumentan el ingreso nominal tienden a tener un fuerte efecto inicial sobre la producción real, conjuntamente con un leve efecto inicial positivo sobre la tasa de inflación. De esta manera la relación aparente de corto plazo es favorable, mientras no se utilice. En cambio, en un país de precios inestables como Argentina las variaciones del ingreso nominal van unidas a fluctuaciones iguales y simultáneas de los precios sin efectos perceptibles en la producción real” (véase Lucas (1973)* pp. 332-333). Nuestros resultados para Argentina y Brasil tienden a reconfirmar la conclusión de Lucas y la teoría implícita que indica que para que sea favorable la relación entre producción e inflación hay que “engañar” a los oferentes, lo que resulta difícil cuando la varianza de los cambios de la demanda es grande.

e) *Estimaciones de la función de transferencia para el ingreso nominal*

A continuación procederemos a estimar la ecuación (3) de nuestro modelo original. Cabe recordar que en esta ecuación se utiliza como variable dependiente el ingreso nominal cuando la elasticidad ingreso real de la demanda monetaria se supone igual a uno y el término $p + iy$, en que i es la elasticidad ingreso real, cuando se supone que $i \neq 1$.

Asimismo, se utiliza la primera diferencia de la predicción de un período de los precios del modelo (1) del cuadro 1 como variable representativa del tipo de interés nominal. Las estimaciones de estas funciones de transferencia se presentan en el cuadro 4 en que se indica que para la Argentina, cuando i es superior a uno, tanto el grado de los polinomios estimados como la razón SRC/GL son mayores que cuando i es igual o inferior a uno. No tengo explicaciones que ofrecer para este fenómeno, salvo que, como señalé anteriormente, Dy_t es una serie con mucho ruido (o perturbaciones aleatorias) y a medida que aumenta i aumentan las perturbaciones aleatorias de la serie correspondiente al

Nota: Valores del cuadrado X^2 en el cuadro:

$$X^2(24) = 33.2 \text{ nivel de significación } 0.10.$$

$$X^2(24) = 36.4 \text{ nivel de significación } 0.05.$$

En este cuadro los modelos utilizados para representar los precios efectivos y los precios esperados se simbolizan con la letra M y un subíndice. Así, M_2 en la columna titulada “Modelo de forma reducida” significa que se utiliza el modelo (2) del cuadro 2 para representar los precios reales de la ecuación de la oferta global.

“ingreso nominal”. La última función de transferencia que aparece en el cuadro 4 incluye un proceso autorregresivo de segundo grado para el término de error lo que disminuye apreciablemente la suma cuadrática de los residuos.

En el caso del Brasil cuando la elasticidad ingreso real es relativamente grande (1 o 1.5), los valores R^2 ajustados son bajos. La mejor explicación se obtiene con $i = 0.5$ y con un polinomio de segundo grado en el término de perturbación.

Cabe observar que si se parte de la base de que la estimación del parámetro “a” es igual a cero y de que la elasticidad ingreso real de la demanda monetaria es igual a uno, nuestro sistema se reduce a un planteamiento especial de la teoría del ingreso nominal de Friedman.

Esto puede explicarse de la siguiente manera: si se supone que “a” es igual a cero ya no puede utilizarse la ecuación (1) para dividir las variaciones del ingreso nominal obtenidas de la ecuación (3) en variaciones de los precios y de la producción. Siendo así, lo que nuestro sistema explica es simplemente el ingreso nominal.

En este caso, la ecuación (15) determina las expectativas de precios (todavía de acuerdo con la hipótesis de expectativas racionales) que dominarían las variaciones de la tasa de interés nominal de la ecuación (3). Debo recordar que a partir de la ecuación (15) se obtiene la variable representativa de Dr'_t para el tipo de interés nominal.

La sección 4 que analiza la dinámica de corto plazo de los precios y de la producción utiliza las estimaciones de esta sección. Al elegir las estimaciones que representarán a nuestro modelo se utilizaron los modelos de los cuadros 1 y 2 para la Argentina y los modelos (1) del cuadro 1 y (2) del cuadro 2 para el Brasil, que son los que mejor representan el proceso de los precios esperados y de los precios, respectivamente, de acuerdo con la hipótesis de la ecuación (12) para la oferta monetaria. Esto supone que se utilizó la ecuación (3) del cuadro 3 (tanto para Argentina como para Brasil) para representar la ecuación de Phillips. Finalmente, los modelos (4) ($i = 0.5$) (Argentina) y (3) ($i = 0.5$) (Brasil) del cuadro 4 se utilizaron como funciones de transferencia del ingreso nominal.

4. La dinámica de corto plazo de la producción y de los precios

En esta sección final queremos analizar el comportamiento de corto plazo de un sistema semejante al desarrollado en la sección 1. Para ello realizaremos una simulación determinística cambiando la tasa de crecimiento de la oferta monetaria a fin de observar el comportamiento de corto plazo de las variables endógenas del sistema. No obstante, antes de hacerlo se expondrán en líneas generales algunas sugerencias

Cuadro 4

FUNCIONES DE TRANSFERENCIA ESTIMADAS DEL INGRESO NOMINAL

Modelo	Suma residual de cuadrados (SRC)	Grado de libertad (GL)	SRC/GL	Estimaciones de las partes AR y PM de Dm_{t-1}	Estimaciones de las partes AR y PM de Dr'_t	Estimaciones de las partes AR y PM de u_t	R^2 ajustado
<i>Argentina 1956 I - 1973 II</i>							
(1) (i = 1.5)	0.249863	56	0.00446	$\frac{1.021 - 0.264L + 1.283L^2}{(0.269) (0.311) (0.247)}$ $\frac{1 + 1.739L + 0.596L^2}{(0.208) (0.234)}$	0.565 (0.311)		.27
(2) (i = 1)	0.140220	58	0.00242	$\frac{0.406 - 0.147L}{(0.149) (0.182)}$ $\frac{1 - 1.496L + 0.737L^2}{(0.120) (0.106)}$	0.504 (0.213)		.38
(3) (i = 0.5)	0.139771	58	0.00241	$\frac{0.424 - 0.130L}{(0.165) (0.212)}$ $\frac{1 - 1.436L + 0.737L^2}{(0.120) (0.106)}$	0.475 (0.215)		.38
(4) (i = 0.5)	0.121832	54	0.00225	$\frac{0.442 - 0.141L}{(0.194) (0.260)}$ $\frac{1 - 1.407L + 0.722L^2}{(0.176) (0.141)}$	0.266 (0.216)	$\frac{1}{1 - 0.276L - 0.171L^2}$ (0.141) (0.150)	.41
<i>Brasil 1955 I - 1971 IV</i>							
(1) (i = 1.5)	0.377770	57	0.00593	$\frac{0.212 + 0.103L + 0.348L^2}{(0.348) (0.526) (0.521)}$ $\frac{1 - 0.383L}{(0.422)}$	-0.093 (0.516)		.093
(2) (i = 1)	0.182688	57	0.00320	$\frac{0.253 - 0.272L + 0.356L^2}{(0.255) (0.389) (0.359)}$ $\frac{1 - 0.419L}{(0.306)}$	0.115 (0.380)		.171
(3) (i = 0.5)	0.095822	57	0.00168	$\frac{0.292 - 0.161L + 0.366L^2}{(0.184) (0.285) (0.243)}$ $\frac{1 - 0.466L}{(0.213)}$	0.723 (0.375)		.293
(4) (i = 0.5)	0.086180	53	0.00162	$\frac{0.197 - 0.061L + 0.221L^2}{(0.182) (0.272) (0.251)}$ $\frac{1 - 0.613L}{(0.226)}$	0.085	$\frac{1}{1 - 0.223L - 0.169L^2}$ (0.167) (0.169)	.342

formuladas en literatura económica acerca de esta dinámica de corto plazo o proceso de ajuste.

Por proceso de ajuste entendemos la trayectoria descrita por las variables desde una posición de equilibrio a largo plazo a otra cuando una fuerza exógena conmueve el sistema. En nuestras simulaciones la conmoción será una modificación de las normas que rigen la oferta monetaria. Estas posiciones de equilibrio a largo plazo ya se han expuesto en algunas publicaciones que tratan con modelos de esta naturaleza. Así, por ejemplo, si la elasticidad ingreso real de la demanda monetaria es igual a la unidad y si se cambia la tasa de crecimiento de la oferta monetaria de 3^o/o a 10^o/o, la posición de equilibrio a largo plazo del ingreso nominal cambiará de 3 a 10^o/o (esto no es más que la teoría cuantitativa; para un análisis de esta proposición, véase Friedman (1971)* páginas 56 a 58). Habrá entonces que resolver mediante el análisis de la dinámica de corto plazo del sistema, la forma en que las variables endógenas, por ejemplo el ingreso nominal, pasan de la posición del 3^o/o a la del 10^o/o.

Ahora bien, para mostrar la dinámica de corto plazo de los precios y de la producción implícita en este modelo se utilizarán tres simulaciones diferentes relativas al comportamiento de la oferta monetaria. Sin embargo, antes es necesario señalar las circunstancias en que estas simulaciones pueden arrojar cierta luz sobre la dinámica de corto plazo de los precios y de la producción. De acuerdo con la hipótesis implícita en la ecuación (12) sobre la oferta monetaria, nuestro modelo expresa que todos los parámetros de la ecuación (15) son estables mientras el proceso seguido por la oferta monetaria no cambie. En otros términos, si la oferta monetaria ha seguido un proceso ARIMA (3, 1, 2), las predicciones serán apropiadas mientras el proceso se mantenga invariable, principalmente porque la gente calcula sus expectativas como si conociera el proceso ARIMA (3, 1, 2) que rige la oferta monetaria. Si este proceso cambia, a la postre cambiarán los parámetros de la ecuación (12) y, por lo tanto, los de la ecuación (15). Esto puede demostrarse matemáticamente aunque también hay una clara explicación intuitiva. No puede pretenderse que la gente siga indefinidamente formando sus expectativas de oferta monetaria sobre la base de un proceso ARIMA (3, 1, 2) cuando las autoridades monetarias han cambiado la norma que la rige a, por ejemplo, una tasa de crecimiento de m_t a razón de 10^o/o por período. Si esta segunda norma se ha aplicado por un período lo suficientemente largo, al calcular sus expectativas la gente utilizará el proceso $Dm_t = 0.10$ en vez del proceso ARIMA anterior. De este análisis debe quedar en claro que el supuesto implícito de que todos los parámetros del modelo son constantes mientras se cambie la norma que rige la oferta monetaria, tiene solidez,

particularmente si se desea analizar períodos largos.¹⁰ Sin embargo, se supone que habrá un período de transición durante el cual la gente utilizará un proceso similar al anterior; es decir, es posible que el pasado esté lleno de promesas e intentos por parte del gobierno o de las autoridades monetarias, de estabilización de los precios, reducción de la tasa de inflación, o disminución de la emisión monetaria. Por otra parte probablemente se darán casos en que se justifica modificar la norma. Por ello la gente tarda un tiempo en suponer que la modificación de la norma que rige la oferta monetaria será permanente. Es precisamente en este período cuando serán aplicables nuestras simulaciones.

La primera simulación que se ilustra en el gráfico 2 señala la trayectoria descrita por la tasa de variación del ingreso nominal, la tasa de inflación y la tasa de variación del componente cíclico del producto cuando cambia de cero a 10% por período la tasa de crecimiento de la oferta monetaria. En el caso de estas tres variables, la convergencia hacia el nuevo estado estacionario es oscilatoria. La inflación se acelera durante el primer año y alcanza un máximo al finalizar el cuarto trimestre; durante el segundo año la inflación disminuye y luego vuelve a acelerarse y llega a un segundo máximo el décimotercer trimestre. La tasa de variación del componente cíclico del producto también se acelera en el primer año, pero alcanza su máximo un período más tarde que la inflación, de tal modo que durante el primer trimestre del segundo año aumenta la producción a la par que disminuye la tasa de inflación. Del mismo modo, el primer mínimo de la producción se produce dos períodos más tarde que el de la tasa de inflación, de manera que se observa que la inflación se acelera mientras que la producción probablemente disminuye, fenómeno que se conoce como estanflación. Cabe observar que desde el octavo al duodécimo trimestre la tasa de variación en el componente cíclico del producto es negativa de modo que la producción tenderá a ser inferior a la tendencia y, por lo tanto, la tasa de desempleo se encontrará sobre su nivel natural, mientras que la tasa de inflación aumenta; esto ilustraría la parte inferior del lazo en sentido contrario a los punteros del reloj en el análisis tradicional de la curva de Phillips. Las demás partes del lazo se observan fácilmente tanto en los trimestres siguientes como en los anteriores.¹¹

¹⁰ Naturalmente, esto también podría constituir un problema para la estabilidad de nuestras estimaciones. Si el proceso ARIMA no es estable tampoco pueden serlo los parámetros de las funciones de transferencia.

¹¹ Hay dos factores que desempeñan un papel importante en la determinación de los lazos: uno es la estructura de los retardos de las funciones de transferencia y el otro, el término autorregresivo del ingreso desviado con respecto a la tendencia.

La segunda simulación que se ilustra en el gráfico 3 considera un cambio en la tasa de crecimiento de la oferta monetaria de 0 a 10% entre los períodos 1 y 30 para luego volver a 0 en el período 31 y mantenerse en ese nivel a partir de entonces. En este caso se observa que las trayectorias que recorren las variables hasta alcanzar el nivel de equilibrio final son oscilatorias y que la tasa de inflación llega a un mínimo cuatro trimestres después que se ha reducido la oferta monetaria, mientras que la producción llega al mínimo cinco períodos después. Un aspecto interesante se manifiesta en los cuatro trimestres comprendidos entre el período 34 y el período 37, durante los cuales la producción es efectivamente inferior a la tendencia y, por lo tanto, cabría esperar una tasa de desempleo relativamente alta. Al mismo tiempo se acelera la inflación. En este momento muchos podrían pensar que “la antigua receta para curar la inflación no sirve” no sólo porque la reducción de la oferta monetaria ha aumentado el desempleo sino porque aumenta la tasa de inflación.

La tercera simulación es similar a la segunda sólo que en lugar de disminuir pronunciadamente la oferta monetaria en el período 31, se reduce a 8% en el primer año, a 6% en el segundo y así sucesivamente.

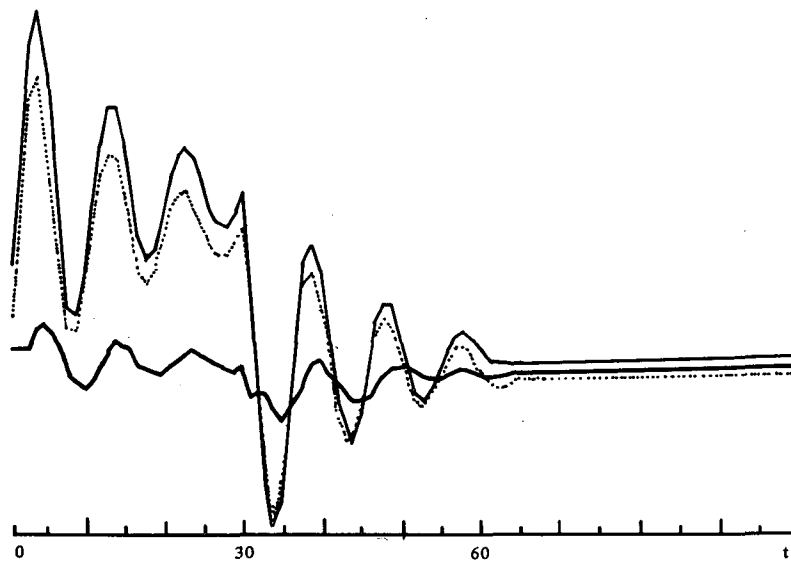
Se observa que la baja de la producción no es tan marcada como en el caso anterior. En el gráfico 3 el mínimo del período 34 tenía un valor de -3.4% mientras que en el gráfico 4 el mínimo del período 47 llega a -1.8%. Asimismo, cabe observar que la convergencia hacia el nuevo estado de equilibrio no acusa las grandes fluctuaciones del caso anterior, es decir, en este caso es más fácil alcanzar la convergencia.

Los gráficos 5, 6 y 7 ilustran las mismas simulaciones para el caso del Brasil. En la simulación 1 (véase el gráfico 5) se observa que la variación de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria de 0 a 10% origina un fuerte aumento inicial del ingreso nominal, de los precios y de la producción pero al cabo de algunas oscilaciones éstos convergen hacia sus valores de equilibrio a largo plazo. El ingreso nominal y la producción llegan al máximo un trimestre antes que los precios y más adelante, en el quinto trimestre suben los precios y disminuye la producción.¹²

La simulación 2 para el Brasil (véase el gráfico 6) muestra la gran baja de la producción ocasionada por el súbito cambio de la política monetaria, de una tasa de crecimiento de la oferta monetaria igual a 10% a una de 0%.

¹² Hay que observar la diferencia del patrón de fluctuaciones del ingreso nominal en Brasil y Argentina. Ella se debe a las diferencias de la estructura de retardos de las funciones de transferencia del ingreso nominal.

Gráfico 3
ARGENTINA: SIMULACION 2



- Tasa de cambio del ingreso nominal.
- Tasa de cambio de los precios.
- Tasa de cambio de la producción.

Gráfico 4
ARGENTINA: SIMULACION 3

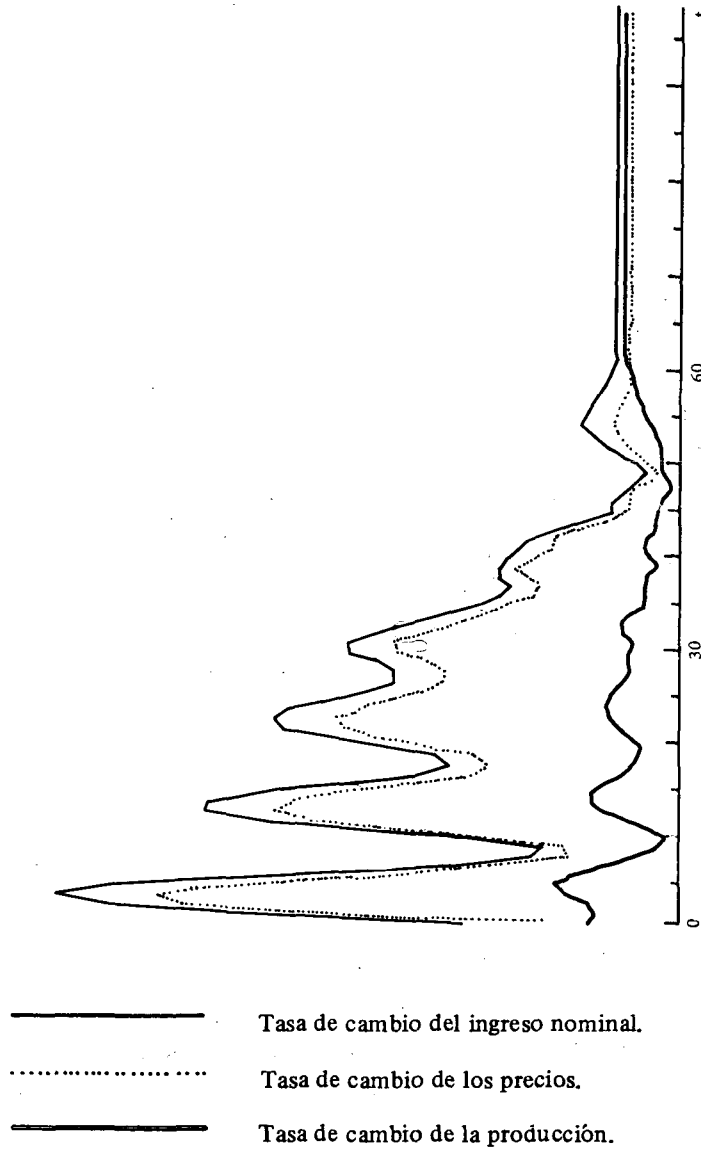


Gráfico 5
BRASIL: SIMULACION 1

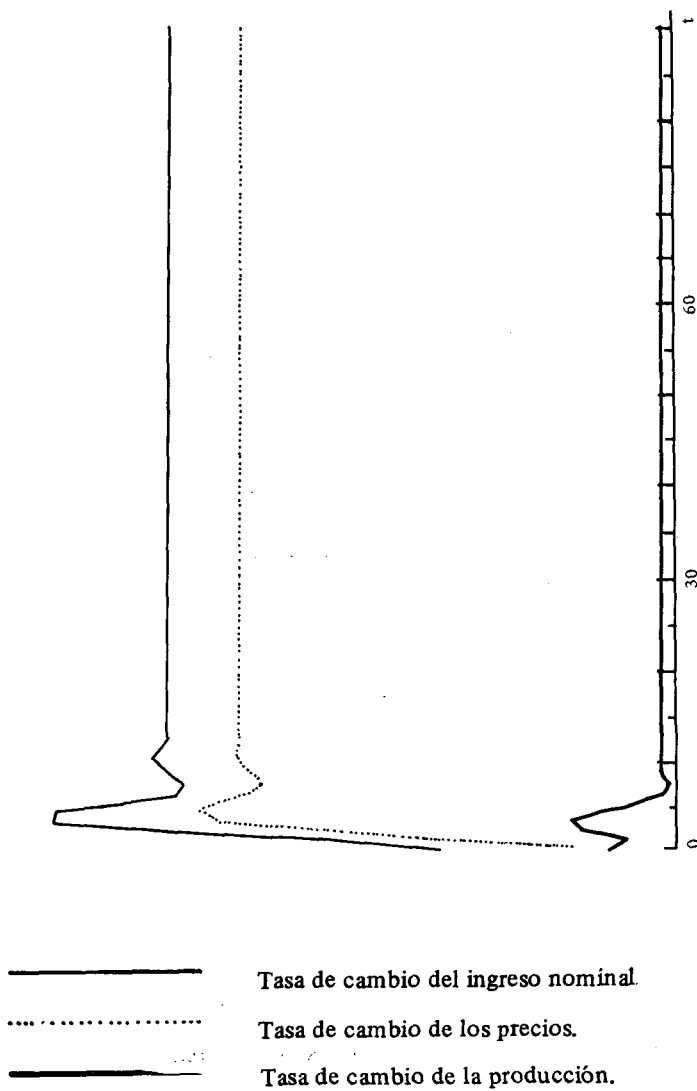
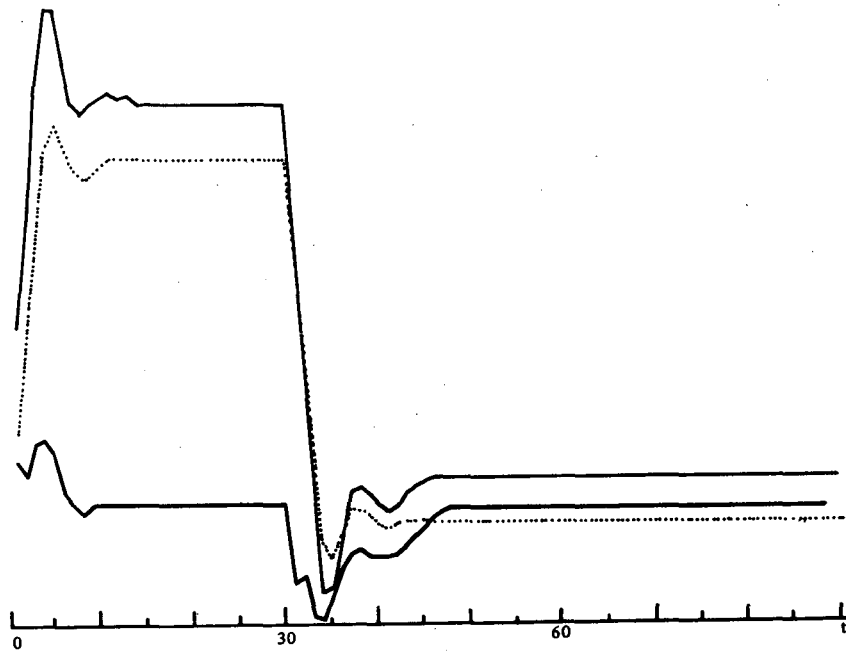
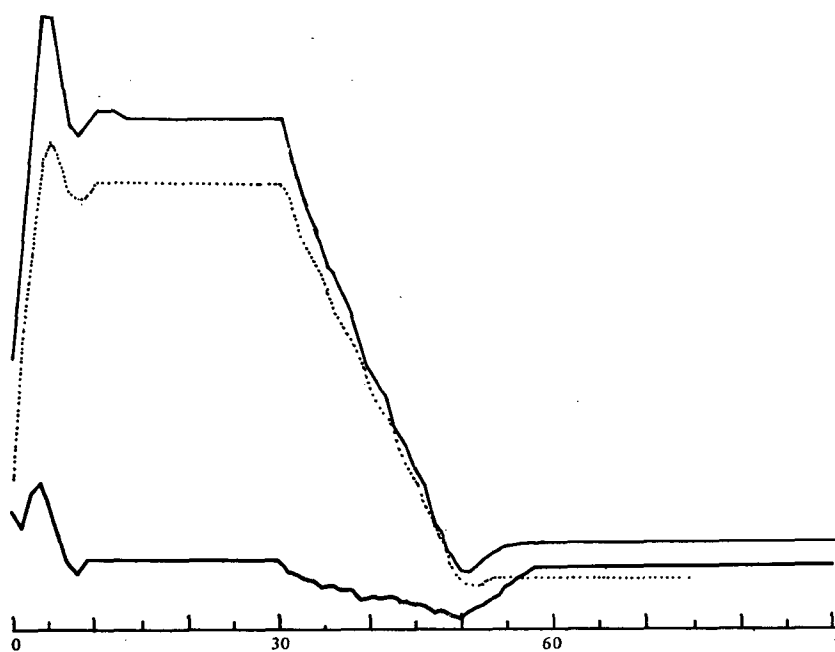


Gráfico 6
BRASIL: SIMULACION 2



- Tasa de cambio del ingreso nominal.
- Tasa de cambio de los precios.
- Tasa de cambio de la producción.

Gráfico 7
BRASIL: SIMULACION 3



————— Tasa de cambio del ingreso nominal.
..... Tasa de cambio de los precios.
————— Tasa de cambio en la producción.

Finalmente, la simulación 3 ilustra lo ventajoso que resulta en el caso de Brasil la estabilización gradual de la economía (Gonçalves (1974)* llegó a la misma conclusión, pero utilizando un modelo diferente). En el gráfico 7 se observa que en el período de estabilización la baja de la producción es inferior a la de la simulación anterior, que partía de la base de una pronunciada modificación de la política monetaria.

5. Conclusiones

Como lo indica el título del presente trabajo, hemos tratado de explicar la dinámica de corto plazo de los precios y de la producción. Un indicador de la medida en que se ha logrado este objetivo sería la proporción de la varianza de los precios y de la producción explicada por el modelo; en otros términos, podríamos observar los valores R^2 obtenidos en nuestras funciones de transferencia o regresiones. En el caso de la Argentina, los R^2 para los precios y el ingreso nominal han sido cercanos a 0.50 mientras que para el componente cíclico del producto han sido de aproximadamente 0.35.

Para el Brasil obtuvimos R^2 de aproximadamente 0.45 para los precios, 0.30 para el ingreso nominal y 0.43 para el ingreso real desviado respecto de la tendencia.

Otros indicadores son el error estándar de las estimaciones y los valores "t", los primeros aparecen en los cuadros de la sección 3. No todas las estimaciones de los parámetros son significativamente diferentes de cero en el nivel de 0.05, pero muchos de ellos efectivamente lo son en una prueba a dos extremos. Otras estimaciones son de valor absoluto reducido y no difieren significativamente de cero, por ejemplo, las estimaciones de $Dy_{c,t-1}$ y c en las funciones de transferencia de los precios y de los precios esperados —pero ello no se contrapone al modelo teórico. Como se señaló antes, estos parámetros pueden aproximarse a cero. Finalmente, hay otros parámetros que contienen grandes errores estándares, en especial el coeficiente dependiente de nuestro modelo para la curva de Phillips en el corto plazo, lo que indica que esta relación es empíricamente inestable.

En general, las estimaciones para la Argentina son más exactas que las obtenidas para el Brasil. En ambos países se obtuvieron mejores ajustes para la tasa de variación de los precios que para el componente cíclico del producto. Para ilustrar la eficacia del modelo para explicar la tasa de inflación, pueden representarse los valores observados y ajustados correspondientes a la forma reducida de los precios (véanse los gráficos 8 y 9). El gráfico 8 muestra el caso de la Argentina y allí se observa que el modelo explica bien la tasa de inflación, notándose que la tasa de inflación sólo difiere sustancialmente del valor ajustado en

dos observaciones —una cerca del comienzo y la otra casi al final del período.

El gráfico 9 ilustra el caso del Brasil. Aquí también se observa que el modelo explica bien las grandes oscilaciones de la tasa de inflación. Los valores reales sólo difieren sustancialmente de los valores ajustados en un número reducido de observaciones al promediar el período.

Aunque los resultados de nuestro modelo parecen ser buenos en relación con muchos otros estudios empíricos que utilizan series trimestrales muy ruidosas, todavía no estamos seguros de haber logrado realmente separar las señales verdaderas del ruido. En otros términos, al explicar las fluctuaciones de la producción a partir de su tendencia de largo plazo sólo se utilizaron conmociones monetarias que impidieron predecir correctamente los precios y en este sentido se sorprendió (o engañó) a la gente durante cortos períodos. Mientras ésta sea la única causa que produce variaciones cíclicas en torno a la tendencia, nuestro modelo parece comportarse bien.

Desde el punto de vista teórico puede decirse que nuestro modelo utiliza dos aspectos relativamente nuevos de la teoría macroeconómica. Uno es la hipótesis de las expectativas racionales y el otro una especie de ecuación de Phillips que desempeña la función de la “ecuación perdida” que, según Friedman (1971)* expresa la diferencia entre la teoría cuantitativa del dinero y la teoría Keynesiana sobre el ingreso y los gastos.

El análisis de simulación realizado en la sección 4 ilustra claramente muchas situaciones que se dan en la práctica, como curvas de Phillips cambiantes a corto plazo, curvas que describen un lazo en sentido contrario a los punteros del reloj y períodos de estanflación. Además, señala las ventajas de estabilizar gradualmente la economía. Se mostró que un descenso brusco de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria da lugar a una gran oscilación del sistema en el caso de Argentina y a una profunda caída de la producción tanto en la Argentina como en el Brasil. En cambio, la reducción gradual de la tasa de crecimiento de la oferta monetaria tiene efectos diferentes. Ante todo, no se observan grandes oscilaciones de las variables endógenas del sistema. Segundo, la baja de la producción no es tan grande como en el caso anterior pese a que el sistema logra su nueva estabilidad en un período más largo. Una vez más hay que subrayar que estas simulaciones dependen de que siga predominando la misma estructura (los parámetros del modelo) aunque varíe la política. Este supuesto resulta más difícil de aceptar cuando la política cambia súbitamente que cuando los cambios se producen de manera gradual, de manera que las simulaciones podrían sobrestimar la verdadera diferencia que existe entre “gradualismo y tratamiento de shock”.

Gráfico 8

ARGENTINA: VALORES OBSERVADOS Y VALORES AJUSTADOS
DE LA TASA DE VARIACION DE PRECIOS

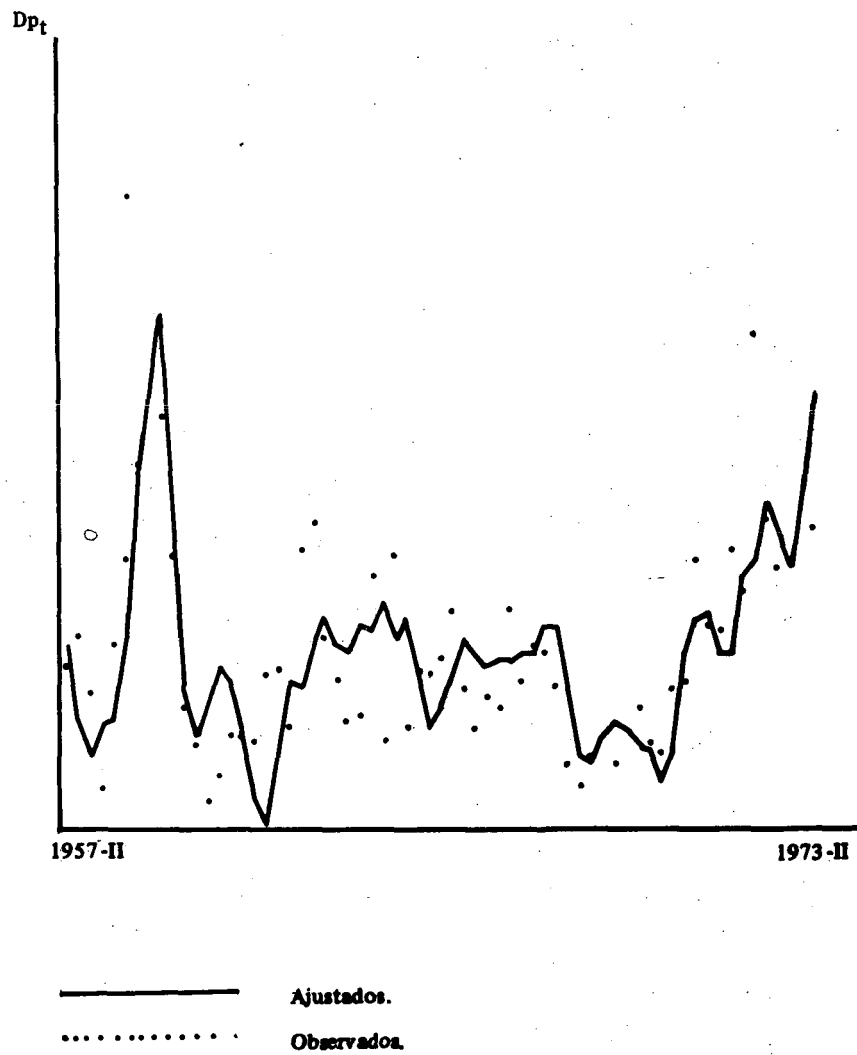
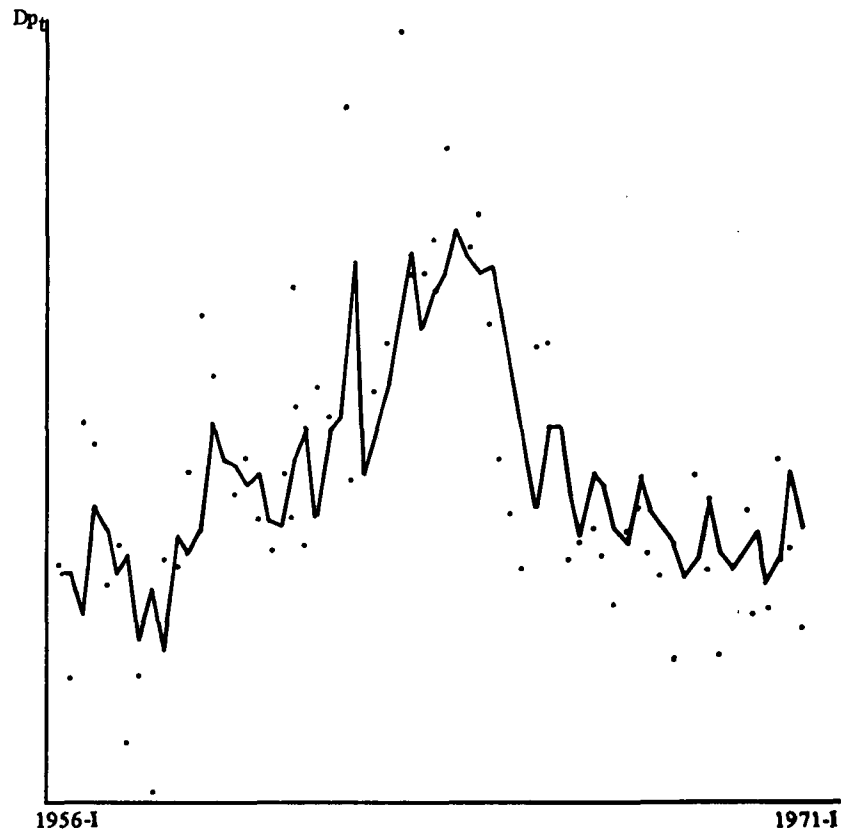


Gráfico 9

**ARGENTINA: VALORES OBSERVADOS Y VALORES AJUSTADOS
DE LA TASA DE VARIACION DE PRECIOS**



————— Ajustados.
..... Observados.

Apendice A

DERIVACION DE LAS FUNCIONES DE TRANSFERENCIA PARA PRECIOS

La hipótesis de las expectativas racionales del modelo expuesto en el presente trabajo supone que el valor p_t esperado se calcula como si el público tratara de obtener una predicción insesgada óptima de p_t utilizando la ecuación (6). Combinando las ecuaciones (14) y (16) se puede expresar

$$p_t = [1/(1-b)] \sum_{j=0}^{\infty} [1/(1-b^{-1})]^j [E\phi m_{t+j} - y_{n,t+j}] + [J_3/(1-J_0)] \sum_{j=0}^{\infty} [\alpha/(1-b^{-1})]^j y_{t-1} + c_0 + u_{4t} \quad (A.1)$$

En (A.1) se tiene un término en $E\phi m_{t+j}$. Desarrollando este término para $j = 0, 1, \dots$, considerando las expectativas y recordando que

$$\phi = \phi_0 + \phi_1 L + \phi_2 L^2 + \dots, \text{ se tiene}$$

$$E\phi m_{t+j} = E\phi_0 m_t + \phi_1 m_{t-1} + \phi_2 m_{t-2} + \dots \quad j = 0$$

$$E\phi m_{t+j} = E\phi_0 m_{t+1} + E\phi_1 m_t + \phi_2 m_{t-1} + \dots \quad j = 1$$

$$E\phi m_{t+j} = E\phi_0 m_{t+2} + E\phi_1 m_{t+1} + E\phi_2 m_t + \phi_3 m_{t-1} + \dots \quad j = 2$$

Recuérdese que el operador E depende de la información en el período $t-1$, de manera que $Em_{t-1} = m_{t-1}$ y así sucesivamente para períodos anteriores a $t-1$. Ahora bien, siempre que se utilice el proceso (12) para obtener Em_{t+j} , $j = 1, 2, \dots$, se observa que las predicciones de m_t se obtienen a través de combinaciones lineales de m_{t-1} , m_{t-2} , m_{t-3} , ... Estas combinaciones lineales pueden agruparse con los demás términos en m_{t-1} , m_{t-2} , m_{t-3} , ... que surgen debido al retardo con que reaccionan los precios a las variaciones en m_t , y con $y_{n,t+j}$, $j = 1, 2, \dots$ e $y_{c,t-1}$ para predecir p_t . A continuación se pueden reordenar los términos en m_{t-1} , m_{t-2} , m_{t-3} , ... y reescribir la ecuación (A.1) en la siguiente forma

$$p_t = v(L) L m_t - (1/(1-b)) \sum_{j=0}^{\infty} (1/(1-b^{-1}))^j y_{n,t+j} +$$

$$+ (J_3/(1 - J_0)) \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha/(1 - b^{-1}))^j y_{c,t-1} + C_0 + U_{4t} \quad (\text{A.2})$$

en que $v(L)$ es un polinomio del operador de retardo ($Lx_t = x_{t-1}$) que capta el efecto de todas las combinaciones lineales de los valores históricos de m_t en p_t .

Expresada en primera diferencia esta ecuación es

$$Dp_t = v(L)LDm_t + h_0Dy_{c,t-1} + c + u_{5t} \quad (\text{A.3})$$

en que c representa el término en $y_{n,t+j}$ después de diferenciar (recuérdese que $y_{n,t}$ es una tendencia y diferenciándola se obtiene de ella el coeficiente dependiente de la línea de tendencia) y que h_0 representa el coeficiente de $y_{c,t-1}$.

En el texto la ecuación (A.3) aparece como ecuación (14.a) que a su vez se representa parsimoniosamente (en función del número de parámetros) por la función de transferencia (15).

BIBLIOGRAFIA

- Fernández, Roque B. "Short Run Dynamics of Output and Prices", tesis para el doctorado, Departamento de Economía, Universidad de Chicago, 1975.
- Friedman, Milton "A Theoretical Framework for Monetary Analysis", National Bureau of Economic Research, Occasional Paper 112, 1971.
- Gonçalves, A.C. "The Problem of Stopping Inflation", tesis para el doctorado, Departamento de Economía, Universidad de Chicago, 1974.
- Lucas, Robert E. (h) "Some International Evidence on Output Inflation Trade-offs", *American Economic Review*, marzo de 1973, vol. LXIII, N° 1, pp. 326 a 334.
- Marquardt, D.W. "An Algorithm for Least-Squares Estimation of Nonlinear Parameters", *Journal of the Society for Industrial and Applied Mathematics*, 1963, 2, pp. 431-441.

- Muth, John F. "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica*, julio de 1961, vol. XXIX, Nº 3, pp. 315 a 335.
- Sargent, Thomas "Rational Expectations, the Real Rate of Interest and the Natural Rate of Unemployment", *Brookings Papers on Economic Activity*, (1973:2).
- Sargent, Thomas, J. y Wallace, Neil "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, abril de 1975, vol. LXXXIII, Nº 2, pp. 241 a 254.
- Zellner, Arnold y Palm, Franz "Time Series Analysis and Simultaneous Equation Models", *Journal of Econometrics*, Universidad de Chicago, mayo de 1974, vol. II, Nº 1, pp. 17 a 54.

**EL DINERO Y LA PRODUCCION EN MEXICO,
COLOMBIA Y BRASIL***

por

Robert J. Barro

Universidad de Rochester

Mayo de 1976

*Estudio preparado para el Instituto Latinoamericano de Planificación Económica y Social (ILPES).

El autor agradece al señor Nasser Saidi la ayuda prestada en la investigación.

THE UNIVERSITY OF CHICAGO
DEPARTMENT OF CHEMISTRY

PH.D. THESIS
BY
[Name]

Submitted in partial fulfillment of the requirements for the degree of
Doctor of Philosophy
in the Department of Chemistry
at the University of Chicago
[Date]

INTRODUCCION

En el presente estudio se investigan los efectos de los cambios cuantitativos del dinero sobre la actividad económica en México, Colombia y Brasil. En el plano teórico Friedman (1968)*, Phelps (1970)*, Lucas (1973)* y Barro (1976(a))* analizaron en teorías modernas sobre la Curva de Phillips, los efectos de los “shocks” o conmociones monetarias sobre la actividad económica. En los modelos que presentan estos autores las variaciones cíclicas de la producción se generan por las fluctuaciones que experimentan los precios en relación con los valores que se espera que ellos alcancen, sea en períodos futuros o sea en otros mercados. El alza de los salarios o de los precios más allá de sus valores esperados o normales se traduce en el aumento de la oferta de factores y el incremento correspondiente del empleo y de la producción.

Las conmociones monetarias pueden aumentar la producción en contextos semejantes porque es posible que en el momento mismo en que ellas se producen no se advierta plenamente su origen nominal. Una perturbación nominal de la demanda global que se perciba plenamente —es decir, un “aumento previsto del dinero”— alzarán en igual cantidad los precios efectivos y los esperados. Como este tipo de perturbación no produce diferencia entre los precios efectivos y los esperados, no estimula la oferta de factores y por lo tanto no influye en la producción. De otro lado, para los que participan en el mercado, la variación en la demanda global que implica un “aumento imprevisto del dinero” aparecerá en parte como un cambio en los precios relativos —es decir, en parte como una conmoción real experimentada ante el exceso de demanda de determinados productos o servicios. Los precios esperados —sea a través del tiempo o en los mercados— quedarán a la zaga de los precios efectivos cuando no se perciba plenamente que la variación subyacente de la demanda es una perturbación global, puramente nominal. En estas circunstancias la oferta de factores reaccionará positivamente ante el mejoramiento percibido (incorrectamente) de los precios relativos y se producirá un auge cíclico de la producción. Los valores negativos de un aumento imprevisto del dinero entrañan la consiguiente reducción de la actividad económica.

Un elemento clave de la teoría es la medida en que se prevén o no se prevén los movimientos monetarios, por lo que para completar el modelo teórico, hay que abordar la formación de expectativas. Las expectativas individuales dependerán, en parte, de la información disponible en el momento de que se trate. En especial, la confusión entre las conmociones nominales y reales, que constituye el núcleo de

* Se refiere a la bibliografía que aparece al final del artículo.

las teorías modernas sobre la curva de Phillips, exige que haya cierto atraso en la transmisión de la información relativa a los valores de las conmociones nominales. Dado que el nivel de los precios absolutos, de la masa monetaria, etc, sólo se conocen de manera incompleta, es natural (por la falta de una alternativa seria) suponer que las expectativas se forman racionalmente. En otros términos, se supone que las personas predicen los precios, etc., de manera óptima, sujetas a la limitada información de que disponen. De acuerdo con lo anterior, el presente trabajo identifica el aumento previsto del dinero como el valor que puede preverse para el futuro (con un año de anticipación) sobre la base de experiencias pasadas acerca del dinero y otras variables que influyen en el proceso de oferta monetaria. El retardo de un año implícito en la transmisión de la información es una elaboración empírica que dio buenos resultados en las investigaciones realizadas anteriormente por el autor para los Estados Unidos (Barro 1976(b))*.

Al igual que en ese trabajo, una forma importante de verificar la teoría subyacente consiste en establecer si el aumento del dinero influye en la actividad económica solamente cuando difiere del previsto.

Para los Estados Unidos se pudieron aislar tres clases de influencias previsibles sobre el dinero; primero, una reacción positiva del dinero al incremento de los gastos del gobierno más allá del nivel "normal" (medido por un retardo distribuido de los valores anteriores de este gasto); segundo, una reacción anticíclica del dinero al nivel de la actividad económica; y tercero, una correlación positiva con las tasas anteriores de crecimiento del dinero. En ninguno de los tres países latinoamericanos que se examinan en este trabajo, se ha podido encontrar una relación sistemática entre el aumento del dinero y las primeras dos clases de variables. Sin embargo, en México y Colombia, ejercen cierta influencia en el aumento del dinero la medida en que se desvían los precios de la paridad del poder de compra y el comportamiento del aumento del dinero en los Estados Unidos. Además, en ambos casos la correlación serial de las tasas de aumento del dinero es cronológicamente negativa. Para el Brasil, el único predictor del dinero que el autor ha aislado se basa en una correlación positiva con la tasa de crecimiento del dinero del año anterior.

Las relaciones del aumento del dinero en los tres casos se utilizan para formar series cronológicas del aumento previsto del dinero. En consecuencia, las diferencias entre el aumento efectivo y el previsto son medidas del crecimiento imprevisto del dinero —variable monetaria que supuestamente influye en variables reales tales como la producción y el empleo.

Respecto de México, el autor observó algunos efectos importantes del dinero sobre la producción, así como otros que se relacionan con el nivel de producción en los Estados Unidos, el valor de los precios

mexicanos en relación con la paridad del poder de compra y un índice de la relación de precios del intercambio. Como los resultados del modelo en lo que se refiere a su predicción para 1974, son favorables, sus predicciones para 1975 y años posteriores revisten cierto interés. Estas indican que en 1975 y 1976 habrá un período de fuerte disminución de la producción. Una consecuencia importante de los resultados es que una devaluación de alrededor de 25^oo, que restablecería aproximadamente la paridad del poder adquisitivo, contribuiría de manera sustancial a estimular la producción mexicana en 1976.

Un aspecto menos alentador de los resultados obtenidos para México es que ellos no ofrecen pruebas que apoyen la hipótesis implícita de que sólo la fracción imprevista del aumento del dinero influye en la producción. Al respecto, los resultados para este país contrastan marcadamente con los obtenidos antes para los Estados Unidos.

En lo que toca a Colombia el autor no pudo encontrar vínculo alguno entre el aumento del dinero (imprevisto o previsto) y la producción, mientras que para el Brasil sólo hay un leve indicio de una relación temporal entre el aumento imprevisto del dinero y la producción. Por lo tanto, estas dos experiencias parecen ser muy distintas de las de México y Estados Unidos.

I. MEXICO

1. Comportamientos del aumento del dinero

La ecuación correspondiente al crecimiento del dinero en México implica tres clases de variables: la primera, es la evolución histórica del crecimiento del dinero (hasta tres retardos anuales); la segunda, es el comportamiento del aumento del dinero en los Estados Unidos; y la tercera, un índice retardado de la medida en que los precios se apartan de la paridad del poder adquisitivo. Este índice se mide por el tipo de cambio mexicano multiplicado por la razón entre los precios de los Estados Unidos (índice de deflación implícito de los precios para el producto nacional bruto) y los precios mexicanos (índice de deflación implícito de los precios para el producto interno bruto).

Como el tipo de cambio de la unidad monetaria de México respecto de la de Estados Unidos se ha mantenido fijo en 12.5 pesos por dólar desde 1955, en este período la expectativa es que una variación en el incremento del dinero en los Estados Unidos se traduciría —a través de fluctuaciones efectivas o previstas del balance de pagos— en una

variación correspondiente del crecimiento del dinero en México. Como la ecuación del crecimiento del dinero se utiliza para hacer una predicción \hat{DM}_t , para el período t sobre la base de la información disponible el año anterior, conviene medir el comportamiento monetario de los Estados Unidos desde el punto de vista de la información para el período $t-1$. Del estudio anterior del autor (Barro, 1976 (b), cuadro 3)* se obtienen los valores previstos del crecimiento monetario de los Estados Unidos para el período t , $\hat{DM}_{US,t}$, sobre la base de la información para el período $t-1$.¹ Estos valores aparecen en el cuadro 1, columna 7. La expectativa es que, a “largo plazo”, en un régimen de cambio fijo y manteniendo fijas las demás variables pertinentes, un aumento de un punto porcentual de \hat{DM}_{US} se traduciría en un aumento de un punto porcentual de la tasa de crecimiento del dinero en México.

En el período comprendido entre 1948 y 1955 en México hubo devaluaciones en 1948, 1949, 1950, 1954 y 1955. El efecto de \hat{DM}_{US} en el valor DM de México en este período es menos manifiesto, aunque seguiría siendo positivo en la medida en que durante este período México procuró mantener un tipo de cambio fijo.

El índice de desviación respecto de la paridad del poder de compra (PP) se mide por el tipo de cambio (constante a partir de 1955) multiplicado por la razón entre los precios de los Estados Unidos y los de México (véase el cuadro 1, columna 9). (La variable se ha normalizado de tal modo que su valor medio de 1948 a 1974 es igual a cero.) Las medidas de los precios utilizadas en este cálculo fueron los índices de deflación del producto nacional bruto y del producto interno bruto respectivamente, aunque para elaborar esta clase de índice se utilizan característicamente los índices de precios de los “bienes transados” (representados quizá por los precios al por mayor).

En especial debido a la importancia del comercio de “invisibles” entre los Estados Unidos y México pareció que había que ampliar el concepto de bienes transados de modo que comprendiera toda la gama de transacciones económicas. También está implícito en el cálculo que la relación de precios subyacente que corresponde a la paridad del poder de compra, se mantuvo constante en todo el período de la muestra.

¹ Como alternativa podrían haberse incorporado a la ecuación del aumento del dinero en México, las determinantes implícitas de $\hat{DM}_{US,t}$ —todas referidas a los Estados Unidos— que eran: el crecimiento retardado del dinero, una medida del presupuesto del gobierno y un valor retardado de la tasa de desempleo. Esta alternativa implica una pérdida innecesaria de grados de libertad.

El hecho de que el valor retardado del índice PP sea alto significa que la moneda mexicana está subvaluada, lo que entraña presiones para aumentar la masa monetaria del país. En el contexto actual, se supone que hay una presión simétrica para que disminuya el dinero mexicano cuando el índice PP es bajo. Una vez más, los efectos de la variable PP en el valor DM de México resultan más manifiestos en el período de cambio fijo que se inicia en 1955, que en el período anterior.

Finalmente, la ecuación del aumento del dinero también incluye algunos valores retardados de la variable dependiente. Como los valores retardados de cuatro o más años carecían de importancia para el ajuste, la ecuación incorpora los primeros tres retardos anuales: DM_{t-1} , DM_{t-2} , y DM_{t-3} .

Para los Estados Unidos el autor encontró importantes influencias que ejerce sobre la oferta monetaria el nivel de gastos del gobierno respecto de su nivel "normal" y un valor retardado del nivel de actividad económica (reacción anticíclica del dinero). En México no pudieron detectarse influencias de esta naturaleza, sin embargo, los resultados desfavorables de la variable gastos del gobierno pueden reflejar un problema de datos —las series disponibles son ambiguas en cuanto a los tipos de gasto que hay que clasificar como del gobierno y, además, muestran cambios de cobertura en el transcurso del tiempo.

La principal ecuación del crecimiento del dinero utilizada para México, que se estimó a partir de observaciones anuales en el período de 1948 a 1973 es (los errores estándares de los coeficientes figuran entre paréntesis):²

$$\begin{aligned}
 (1) \quad DM_t = & .14 - .03 DM_{t-1} - .49 DM_{t-2} - .24 DM_{t-3} \\
 & (.03) \quad (.21) \quad (.19) \quad (.17) \\
 & + 1.41 \widehat{DM}_{US_t} + .29 PP_{t-1}, \\
 & (.73) \quad (.11) \\
 R^2 = & .49, \quad DW = 1.59, \quad \hat{\sigma} = .044,
 \end{aligned}$$

en que $DM_t (\equiv \log(M_t) - \log(M_{t-1}))$ es un promedio anual de la tasa de aumento del dinero en que M_t se mide como promedio anual de la masa

²DW es el estadístico de Durbin-Watson para la correlación serial de los residuos (que no es muy útil para una ecuación que contiene una variable dependiente retardada) y $\hat{\sigma}$ es el error estándar estimado del término de perturbación.

monetaria en el año t . (El valor medio del crecimiento del dinero en México de 1948 a 1973 es .114 al año con una desviación estándar de .055.) El ajuste de la ecuación se indica por el valor $\hat{\sigma}$ de 0.44, que significa un error de estimación de la tasa de aumento del dinero de aproximadamente $\pm 4\frac{1}{2}$ puntos porcentuales al año.

En cambio, el valor de $\hat{\sigma}$ para los Estados Unidos en el período de 1946 a 1973 es de aproximadamente .015, pero el valor medio del aumento del dinero en el mismo país en ese período es de sólo 3.40/o al año.

La forma de la ecuación (1) implica que en México el aumento del dinero tiende a volver a una tasa normal o de largo plazo, \overline{DM} , que se determina por los valores del término constante y \hat{DM}_{US} (partiendo de la base de que el valor medio de largo plazo de PP es igual a cero). La relación de esta tasa de aumento del dinero a largo plazo puede determinarse haciendo que $DM_t = DM_{t-1} = DM_{t-2} = DM_{t-3} = \overline{DM}$ y $PP = 0$ en la ecuación (1) para obtener

$$(2) \quad \overline{DM} = .080 + .80 \hat{DM}_{US}.$$

Por ejemplo, en $\hat{DM}_{US} = .03$ al año (valor característico del período 1948 a 1963), el valor de \overline{DM} es 100/o anual. En $\hat{DM}_{US} = .058$ al año —valor aplicable a 1974— el resultado es $\overline{DM} = 130/o$ al año. Como el coeficiente estimado en \hat{DM}_{US} en la ecuación (2) no difiere significativamente de uno, hay base teórica para pensar que el efecto a largo plazo de \hat{DM}_{US} en DM en México es de uno a uno.

Los coeficientes negativos en DM_{t-2} y DM_{t-3} en la ecuación (1) (sólo el coeficiente DM_{t-2} es por sí significativamente diferente de cero) indican que los años en que DM se encuentra sobre \overline{DM} tienden a ser seguidos por años en que DM se encuentra bajo \overline{DM} . Cabría esperar esta clase de comportamiento por la presión ejercida en un sistema de cambio fijo para restablecer una relación determinada entre los niveles de las masas monetarias de México y los Estados Unidos.

El coeficiente estimado de 0.29 en PP_{t-1} (valor t relativo a cero de 2.6) refleja la postulada reacción positiva de DM ante una subvaluación de la moneda. Una subvaluación de 100/o aumenta en aproximadamente 3 puntos porcentuales la tasa de crecimiento de dinero del año siguiente.

Resulta interesante comparar los resultados de la muestra global que comprende el período de 1948 a 1973 con los obtenidos exclusivamente en el período de cambio fijo, de 1955 a 1973. En este último la ecuación estimada es:

	DM	\hat{DM}
	(1)	(2)
1948	.056	.033
1949	.108	.119
1950	.202	.165
1951	.258	.158
1952	.040	.075
1953	.073	.017
1954	.101	.081
1955	.192	.180
1956	.116	.154
1957	.088	.082
1958	.065	.091
1959	.117	.131
1960	.113	.151
1961	.062	.107
1962	.077	.109
1963	.134	.122
1964	.181	.134
1965	.087	.104
1966	.080	.073
1967	.085	.105
1968	.103	.122
1969	.095	.135
1970	.100	.120
1971	.073	.119
1972	.144	.144
1973	.223	.141
1974	.189	.092
1975		-.006
1976		.000

$DM_t \equiv \log(M_t) - \log(M_{t-1})$, en Cavazos, Banco Central de México).

$\tilde{y}_t \equiv \log(y_t) - 3.161 - 0.0666 \cdot t$ es millones de pesos a precios de 196 es un valor estimado de la ecuación

\hat{DM}_{US_t} es el valor previsto de DM_{US_t} Estados Unidos (producto nacional PP, el índice de desviación con estadounidense (IFS) multiplicado 1958) y el índice de deflación del período de 1948 a 1974.

TT es un índice de la relación c en dólares estadounidenses, con base CEPAL *Estudio económico de América*

$\tilde{X}_t \equiv \log(X_t) - 1.510 - 0.0314 \cdot t$ es exportaciones (IFS) dividido por el

estadounidense de producción mexicana —particularmente de exportaciones de invisibles—³ y además reflejaría las influencias ejercidas a través de los mercados internacionales de capital. Desde el punto de vista empírico, en la ecuación de la producción mexicana sólo resultó significativo un retardo de un año en \tilde{y}_{US} . La inclusión de las tasas (no previstas) de aumento del dinero en los Estados Unidos (excluido \tilde{y}_{US}) tiene efecto análogos, aunque algo menores en cuanto a ajuste, que los producidos por \tilde{y}_{US} . Este resultado indica que la variable \tilde{y}_{US} refleja en parte los efectos del dinero estadounidense sobre la producción mexicana y, en parte, los efectos de otras influencias que ejerce la producción de los Estados Unidos en la de México.

c) El grado de desviación respecto de la paridad del poder de compra [PP_t]. La idea aquí es que estas desviaciones, en uno u otro sentido constituyen distorsiones de los precios relativos⁴ que tenderían a disminuir la producción. En la ecuación de la producción el valor algebraico de la desviación PP_t , resulta ser insignificante.

d) Una medida de la relación de precios del intercambio de México, TT_t (véase el cuadro 1, columna 10), que debería influir favorablemente en la producción.

e) Una variable constituida por una tendencia cronológica, destinada a mantener constante el aumento de la producción “normal”.

Cuando se estima a partir de las observaciones anuales del período 1954 a 1973, la ecuación que incluye los valores DMR de la ecuación (1) es:

$$\begin{aligned}
 (4) \quad \log(y_t) = & 2.70 + .23 \text{ DMR}_t + .18 \text{ DMR}_{t-1} \\
 & (.22) \quad (.12) \quad (.13) \\
 & + .28 \text{ DMR}_{t-2} + .57 \tilde{y}_{US,t-1} - .39 [PP_t] \\
 & (.11) \quad (.14) \quad (.16) \\
 & + .11 \log(TT_t) + .0666 \cdot t, \\
 & (.05) \quad (.0009)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = .9993, \text{ DW} = 2.68, \hat{\sigma} = .0125, \text{ SSE}^5 = .00188.$$

³La variable \tilde{y}_{US} no influye de manera importante en las exportaciones reales mexicanas, en la forma medida más adelante (véase f). Además las exportaciones reales no tienen un efecto significativo en la producción mexicana, dadas las demás variables incluidas en la ecuación (4), más adelante.

⁴Algunas de estas distorsiones podrían emanar de políticas gubernamentales restrictivas relacionadas con el mantenimiento de un tipo de cambio inadecuado.

⁵SSE corresponde a las sumas de los errores de los cuadrados de la ecuación.

Un ensayo de la influencia conjunta de las tres variables DMR en la ecuación (4) da el estadístico, $F_{12}^3 = 4.1$, que es significativo al nivel de 5% (valor crítico = 3.5). Por lo tanto, hay pruebas de que en México el aumento del dinero tiene un efecto positivo sobre la producción. El efecto que ejerce un aumento en DMR de un punto porcentual al año mantenido durante un trienio, que se determina sumando los tres coeficientes de retardo, 0.7, es un aumento de 0.7% de la producción.

Asimismo, el efecto del valor retardado de la producción de los Estados Unidos respecto de la tendencia, \tilde{y}_{US} (coeficiente de .57; error estándar = .14) sobre la producción mexicana es marcadamente favorable. Como los resultados que el autor obtuvo en trabajos anteriores para los Estados Unidos (Barro, 1976 (b), sección III)* señalaban que los valores DMR de los Estados Unidos influían en \tilde{y}_{US} con una suma de coeficientes igual a 3.0, ello implica que el aumento imprevisto del dinero en los Estados Unidos afecta la producción mexicana con un coeficiente total de 1.7 (3.0x.57). Por lo tanto, el efecto de un aumento imprevisto del dinero (tanto en los Estados Unidos como en México) sobre la producción mexicana implica un coeficiente total de 2.4, es decir, que un aumento sostenido de un punto porcentual al año en todos los valores DMR aumentaría la producción en 2.4%. Este valor total es análogo a la magnitud encontrada para los Estados Unidos, aunque en el caso de México sólo aproximadamente 30% del efecto total del dinero sobre la producción puede atribuirse al dinero mexicano.

La ecuación (4) muestra un efecto importante de la variable paridad del poder de compra en el sentido negativo supuesto. El coeficiente implica que si los precios mexicanos se desvían 10% de la paridad (o, lo que equivale a lo mismo, si hay un "error" de 10% en el tipo de cambio) la producción disminuye 4%. Hay que destacar la simetría de la variable [PP] —es decir, se estima que la subvaluación del peso en 12% en 1956 tuvo el mismo efecto depresivo sobre la producción que la sobrevaluación de 12% en 1973. El efecto de esta variable es importante para las predicciones (véase más adelante), ya que el valor de la variable PP en 1974 (véase el cuadro 1, columna 9) muestra una sobrevaluación de 24%.

Si se agrega el valor algebraico de PP a la ecuación (4) su incorporación carece de significación, aunque la variable [PP] sigue siendo significativa. Por lo tanto, hay base para creer que las distorsiones de los precios relativos que van asociadas a los "errores" en el tipo de cambio disminuyen la producción, en cambio no puede decirse lo mismo de la idea keynesiana de que lo importante es la

influencia de estos errores —en la demanda global— que permite distinguir entre la subvaluación y la sobrevaluación.

Finalmente, la ecuación (4) también indica que la variable relación de precios del intercambio tiene un efecto positivo aunque relativamente pequeño en la producción. Se estima que un mejoramiento de 10% en la relación de precios del intercambio da lugar a un incremento de 1% en la producción.⁶

El ajuste de la ecuación (4) puede indicarse por el valor de $\hat{\sigma}$, que muestra un error de estimación de la producción de aproximadamente $\pm 1\frac{1}{4}\%$.⁷ Los valores de la producción en relación con la tendencia cronológica se indican en el cuadro 1, columna 4, conjuntamente con los valores estimados (columna 5) y los residuos (columna 6) de la ecuación (4).

La ecuación (4), estimada hasta 1973, puede utilizarse para hacer predicciones para 1974 y años posteriores. Respecto de 1974 el valor previsto de la producción en relación con la tendencia cronológica⁸ es -.028 (aproximadamente 3% inferior a la tendencia) —comparado con un valor efectivo de -.032. Por lo tanto, la ecuación estimada da resultados favorables para 1974. Hay que destacar la función que desempeña la variable [PP] en esta predicción: el valor PP = -.24 para

⁶Como se indica en el punto c), cuando se agrega a la ecuación (4) una variable exportaciones reales su valor no es significativo. Una ecuación para “explicar” las exportaciones reales es la siguiente:

$$\begin{aligned} \log(X_t) = & \text{-.82} + 1.6 \text{ DMR}_t + 1.1 \text{ DMR}_{t-1} + 1.2 \text{ DMR}_{t-2} \\ & (2.31) \quad (0.7) \quad (0.9) \quad (0.7) \\ & + 0.06 \bar{y}_{US,t-1} - .04 \text{ PP}_t + .54 \log(\text{TT}_t) + .031 t, \\ & (.79) \quad (1.05) \quad (.30) \quad (.010) \end{aligned}$$

$$R^2 = .83, \text{ DW} = 1.69, \hat{\sigma} = .086 \quad (30)$$

Las tres variables DMR tienen importancia en esta ecuación ($F_{12}^3 = 4.2$, valor crítico al 5% = 3.5), aunque el mecanismo por el cual DMR influye en las exportaciones no aparece de manifiesto.

⁷El estadístico Durbin-Watson denota falta de correlación serial positiva de los residuos. Un valor retardado de y agregado a la ecuación (4) no resulta significativo.

⁸Suponiendo que el valor de la relación de precios del intercambio se mantiene en su nivel de 1973, pero utilizando el valor correspondiente a 1974 de DMR = .097.

1974 implica una contribución negativa de -9% a la producción (que anula con creces el aporte positivo directo de las variables DMR⁹ de 1973 y 1974). En otros términos, el modelo supone que por este concepto, una devaluación de 25% —que restablecería aproximadamente la paridad del poder de compra— aumentaría la producción mexicana alrededor de 9%.

Para 1975 y 1976 —en el supuesto de que no cambien las variables paridad del poder de compra y relación de precios del intercambio, y utilizando valores cero para DMR en 1975 y 1976— los valores previstos de la producción en relación con la tendencia son -.059 y -.093 respectivamente. En consecuencia el modelo prevé un período de fuerte contracción en ausencia de una devaluación o de grandes cambios monetarios o en la relación de precios del intercambio.

A continuación se presenta una ecuación de la producción que se basa en las tasas efectivas de aumento del dinero, DM, y no en las fracciones imprevistas, DMR;

$$\begin{aligned}
 (5) \quad \log(y_t) = & 2.84 + .29 \text{ DM}_t + .05 \text{ DM}_{t-1} + .20 \text{ DM}_{t-2} \\
 & (.19) \quad (.10) \quad (.09) \quad (.09) \\
 & + .74 \hat{y}_{\text{US}_{t-1}} - .35 [\text{PP}_t] + .08 \log(\text{TT}_t) \\
 & (.15) \quad (16) \quad (.04) \\
 & + .0653 \cdot t, \\
 & (.0008)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = .9994, \text{ DW} = 2.26, \hat{\sigma} = .0120, \text{ SSE} = .00173.$$

Curiosamente, el ajuste de la ecuación de la producción basado en los valores DM es levemente superior a aquel que se basa en los valores DMR —aunque lo primero que se observa es que las ecuaciones (4) y (5) son similares.¹⁰ Por lo tanto, a diferencia de lo que ocurre en los

⁹En un modelo completo que incluyera la determinación de los precios, también influiría sobre la variable PP la experiencia monetaria acumulada (suponiendo que se mantenga un tipo de cambio fijo).

¹⁰Una ecuación de producción que incluya simultáneamente los valores DMR y DM da un SSE de .00085. Basándose en este valor, la comprobación de que los tres DMR resultan inadecuados para determinar la producción, dada la inclusión de los DM, da el estadístico $F_9^3 = 3.1$ que es inferior al valor crítico al 5% de 3.9. Del mismo modo, la prueba de que los DM son inadecuados dada la inclusión de los DMR, da $F_9^3 = 3.6$. Se colige de lo anterior que pueden eliminarse sea los valores DMR o los DM (pero no ambos conjuntos de variables) sin afectar significativamente el ajuste.

Estados Unidos (Barro, 1976(b), sección II.E)*, el cálculo y la utilización de las variables DMR no son importantes para analizar la relación entre el dinero y la producción. Sin embargo, puede observarse que los resultados de la ecuación (5), que se basa en valores DM, no son tan favorables para predecir la producción de 1974 en relación con la tendencia —este valor previsto es de -.019, comparado con el valor efectivo de -.032 y con el valor previsto de -.028 de la ecuación (4).¹¹ Asimismo, puede observarse que la ecuación (5) se asemeja a la (4) en lo que toca a los efectos de las variables [PP] y TT, aunque la ecuación (5) efectivamente sugiere que la variable \hat{y}_{US} tiene efectos levemente más marcados.

Los resultados menos favorables de la ecuación de producción DMR pueden atribuirse a la presencia de la variable PP_{t-1} en la relación DM, ecuación (1).¹² Si se omite esta variable, la ecuación DM para el período de 1948 a 1973 se convierte en:

$$(6) \quad DM_t = .129 + .20 DM_{t-1} - .30 DM_{t-2} - .32 DM_{t-3} \\ (.034) \quad (.21) \quad (.20) \quad (.19) \\ + .76 \hat{DM}_{US,t} \\ (.78)$$

$$R^2 = .32, DW = 1.92, \hat{\sigma} = .049.$$

Cuando los valores DMR se basan en los residuos de la ecuación (6), la ecuación de producción para el período de 1954 a 1973 se convierte en:

$$(7) \quad \log(y_t) = 2.85 + .27 DMR_t + .23 DMR_{t-1} \\ (.16) \quad (.09) \quad (.09) \\ + .28 DMR_{t-2} + .67 \hat{y}_{US,t-1} - .37 [PP_t] \\ (.07) \quad (.11) \quad (.13)$$

¹¹ Si se utilizan para el cálculo los valores muy bajos de \hat{DM} (véase el cuadro 1, columna 2), la ecuación (5) también predice una reducción bastante más grande de la producción en relación con la tendencia en 1975 y 1976. El valor previsto de la producción en relación con la tendencia es de -.107 para 1975 y de -.150 para 1976.

¹² En el estudio anterior del autor acerca de México (Barro, 1975)* se incluyó en la ecuación DM la variable PP_{t-1} .

$$+ .08 \log(TT_t) + .0670 \cdot t,$$

(.04) (.0007)

$$R^2 = .9996, DW = 2.83, \hat{\sigma} = .0098, SSE = .00115.$$

Aunque el ajuste de esta ecuación es mejor que el de la ecuación (5), que se basaba en los valores DM, el resultado no da mucho pie para pensar que lo único importante para la producción es la parte imprevista de la expansión monetaria, DMR. A menos que se incorpore en el aumento previsto del dinero, un predictor monetario que sea a la vez importante y de fácil acceso, como la medida de la desviación respecto de la paridad del poder de compra, no tiene mucho sentido distinguir entre fluctuaciones monetarias previstas y no previstas. A juicio del autor, sería mejor buscar otros predictores del aumento del dinero no incluidos en la ecuación (1), en vez de eliminar la variable PP_{t-1} . Una variable que podría omitirse es la disponibilidad interna de reservas internacionales en relación con el nivel fijado como meta para esas reservas, pero el autor aún no ha explorado esa posibilidad.

II. COLOMBIA

1. Comportamiento del aumento del dinero

En Colombia, el período que se inicia en 1957 se ha caracterizado por un tipo de cambio flexible, al menos en el sentido de que se ha depreciado en forma más o menos continua de acuerdo con las alzas en el nivel de los precios internos respecto del de los Estados Unidos. Una ecuación estimada del crecimiento monetario para todo el período de 1951 a 1972 es¹³

$$(8) \quad DM_t = .307 - .65 DM_{t-1} - .38 DM_{t-2} + .62 \overset{\wedge}{DM}_{US_t}$$

(.078) (.22) (.22) (1.00)

$$+ .064 PP_{t-1},$$

(.037)

$$R^2 = .39, DW = 2.18, \hat{\sigma} = .043.$$

¹³La medida de los gastos del gobierno en relación con lo "normal", variable que era importante en el estudio del autor sobre los Estados Unidos no resultaba significativa agregada a la ecuación (8).

Cuadro 2
COLOMBIA

	DM	\widehat{DM}	DMR	\bar{y}	$\hat{\bar{y}}$	$\bar{y}-\hat{\bar{y}}$	PP	P_x	\bar{X}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
1949	.202						-.75	121	.13
1950	.042			.020			-.86	158	.30
1951	.153	.172	-.019	.023			-.62	162	.36
1952	.155	.181	-.026	.061			-.58	153	.34
1953	.161	.140	.020	.074	.076	-.002	-.61	160	.53
1954	.172	.119	.053	.089	.084	.005	-.70	205	.59
1955	.037	.106	-.068	.073	.068	.005	-.68	164	.42
1956	.220	.192	.028	.056	.057	-.001	-.73	182	.40
1957	.126	.115	.011	.028	.026	.002	-.31	156	.18
1958	.118	.135	.054	-.001	.007	-.008	.01	129	.02
1959	.108	.157	-.050	.015	.014	.001	-.02	110	.01
1960	.095	.189	-.094	-.002	.000	.002	-.09	108	-.05
1961	.218	.213	.005	-.001	-.014	.013	-.15	103	-.16
1962	.192	.144	.048	-.002	-.006	.004	-.12	97	-.13
1963	.109	.113	-.004	-.021	-.023	.003	-.10	93	-.21
1964	.186	.180	.006	-.015	.002	-.017	-.24	108	-.05
1965	.146	.154	-.008	-.034	-.010	-.023	-.15	105	-.10
1966	.131	.159	-.028	-.033	-.033	-.001	-.01	98	-.22
1967	.208	.193	.014	-.048	-.046	-.003	.02	85	-.27
1968	.135	.149	-.014	-.041	-.040	-.001	.08	84	-.24
1969	.199	.178	.021	-.031	-.039	.008	.11	83	-.23
1970	.202	.163	.039	-.020	-.021	.001	.13	96	-.13
1971	.112	.136	-.023	-.020	-.032	.012	.14	82	-.26
1972	.240	.205	.035	-.005	-.005	.000	.15	89	-.09
1973	.268	.149	.119	.011	.026	-.015	.08	110	.14
1974		.084							
1975		.188							

$DM_t \equiv \log(M_t) - \log(M_{t-1})$, en que M es un promedio anual de la masa monetaria (miles de millones de pesos) tomado de IFS. \widehat{DM} es un valor estimado de la ecuación (8). $DMR \equiv DM - \widehat{DM}$.

$\bar{y}_t \equiv \log(y_t) - 2.445 - .0533 \cdot t$, en que y es el producto interno bruto real a precios de 1958 (IFS). $\hat{\bar{y}}$ es un valor estimado de la ecuación (12).

PP es el tipo de cambio oficial (IFS) multiplicado por la razón entre el índice de deflación del producto nacional bruto estadounidense (base 1958) y el índice de deflación del producto interno bruto colombiano (IFS, base 1958). La variable se mide en relación con su media de 1958 a 1973.

P_x es un índice de los precios de las exportaciones en dólares estadounidenses (IFS, base 1963) dividido por el índice de deflación del producto nacional bruto estadounidense.

$\bar{X}_t \equiv \log(X_t) - 5.829 - .0256 \cdot t$, en que X son las exportaciones en millones de dólares estadounidenses (IFS) dividido por el índice de deflación del producto nacional bruto de los Estados Unidos.

Esta ecuación es análoga a la ecuación (1) estimada para México aunque aquí aparece antes la tendencia negativa de retardos y las variables \hat{DM}_{US} y PP_{t-1} (véase el cuadro 2, columna 7) son cuantitativamente menos importantes. El valor de $\hat{\sigma}$ para Colombia es casi igual al de México.

Según la ecuación (8), en Colombia el aumento del dinero tiende a volver a una tasa normal de aproximadamente 16% al año (\hat{DM}_{US} no influye significativamente en la tasa normal). El valor medio de DM entre 1949 y 1973 fue en realidad, de .160 al año, con una desviación estándar de .057. Los valores DM , conjuntamente con los valores y residuos estimados de la ecuación (8) se indican en el cuadro 2, columnas 1 a 3.

Una ecuación del incremento del dinero en Colombia, limitada al período de cambio flexible comprendido entre 1957 y 1972 es:

$$(9) \quad DM_t = .264 - .64 DM_{t-1} - .38 DM_{t-2} + 1.56 \hat{DM}_{US_t} \\ (.092) \quad (.29) \quad (.27) \quad (1.47) \\ + .006 PP_{t-1}, \\ (.081)$$

$$R^2 = .37, DW = 2.07, \hat{\sigma} = .043.$$

No resulta, pues, sorprendente que al eliminar de la muestra los años de cambio fijo, desaparezca el efecto de PP_{t-1} —que aparecía débilmente en la ecuación (8). (En realidad, el coeficiente \hat{DM}_{US} es mayor en la ecuación (9) que en la (8), pero dados los grandes errores estándares no se puede deducir nada de este resultado.) Los coeficientes negativos en DM_{t-1} y DM_{t-2} se mantienen incluso cuando la muestra se limita al período de cambio flexible.

2. Comportamiento de la producción

Para los efectos de explicar la producción de Colombia resulta casi lo mismo utilizar la ecuación (8) o la (9) con el fin de obtener el crecimiento monetario no previsto, DMR . En realidad al autor no le fue posible aislar ningún efecto monetario sobre la producción en este país. Un resultado característico que se obtiene para la producción, utilizando la ecuación (8) para calcular DMR incluidos \hat{y}_{US} y una medida de las exportaciones reales en relación con una tendencia

cronológica, \tilde{X}_t , (véase el cuadro 2, columna 9) como variables explicativas, es (para el período de 1953 a 1972) ¹⁴

$$(10) \log(y_t) = 2.44 - .06 \text{ DMR}_t - .03 \text{ DMR}_{t-1} - .09 \text{ DMR}_{t-2} \\ (.01) \quad (.07) \quad \quad (.06) \quad \quad (.07) \\ - .20 \tilde{y}_{US,t-1} + .17 \tilde{X}_t + .0538 \cdot t, \\ (.08) \quad \quad (.02) \quad \quad (.0008)$$

$$R^2 = .9992, \text{ DW} = 1.51, \hat{\sigma} = .0095, \text{ SSE} = .00118.$$

Las variables DMR carecen de significación y tienen el signo errado; la variable \tilde{y}_{US} también aparece con el signo "errado". Las expectativas del autor respecto de la variable producción estadounidense eran que su influencia en la producción colombiana sería menor que en el caso de México debido a que la relación directa entre las economías de Colombia y los Estados Unidos era más débil. Sin embargo, es difícil comprender el signo negativo de \tilde{y}_{US} . Por lo demás aparte la tendencia cronológica, la única otra variable que se manifiesta marcadamente es la correspondiente a las exportaciones, cuyo carácter exógeno es discutible.¹⁵

¹⁴La variable $[PP_t]$ es insignificante cuando se agrega a la ecuación (10), como lo es un índice de los precios de exportación, P_x (véase el cuadro 2, columna 8). Un valor retardado de y agregado a la ecuación (10) tiene un coeficiente de .25, y un error estándar de .15.

¹⁵Cuando se omite la variable \tilde{X}_t la ecuación de producción se convierte en

$$\log(y_t) = 2.54 + .11 \text{ DMR}_t + .09 \text{ DMR}_{t-1} + .12 \text{ DMR}_{t-2} \\ (.12) \quad (.16) \quad \quad (.14) \quad \quad (.15) \\ + .15 \tilde{y}_{US,t-1} + .0476 \cdot t, \\ (.18) \quad \quad (.0010)$$

$$R^2 = .9947, \text{ DW} = 0.72, \hat{\sigma} = .024, \text{ SSE} = .00809$$

Aunque en este caso las variables DMR y \tilde{y}_{US} llevan el signo "correcto" todas difieren insignificamente de cero ($F_{14}^3 = 0.3$ para las tres variables DMR simultáneamente). Además, la eliminación de la variable \tilde{X}_t influye enormemente en el ajuste. Una ecuación que "explica" las exportaciones es:

Los resultados de la producción son similares cuando se sustituye DMR por DM:

$$(11) \log(y_t) = 2.45 - .01 DM_t + .01 DM_{t-1} + .01 DM_{t-2} \\ (.02) \quad (.06) \quad (.07) \quad (.06) \\ - .20 \bar{y}_{US,t-1} + .16 \tilde{X}_t + .0533 \cdot t, \\ (.08) \quad (.02) \quad (.0009)$$

$$R^2 = .9991, DW = 1.26, \hat{\sigma} = .0102, SSE = .00135.$$

Cuando se excluyen totalmente las variables monetarias, la ecuación de producción se convierte en:

$$(12) \log(y_t) = 2.45 - .20 \bar{y}_{US,t-1} + .16 \tilde{X}_t + .0533 \cdot t, \\ (.01) \quad (.08) \quad (.02) \quad (.0007)$$

$$R^2 = .9991, DW = 1.32, \hat{\sigma} = .0092, SSE = .00136.$$

En el cuadro 2, columnas 4 a 6 se indican los valores efectivo y estimado de la producción en relación con la tendencia cronológica de la ecuación (12). Aunque en esta ecuación el valor de $\hat{\sigma}$ es bajo —lo que indica un error de estimación de la producción de sólo aproximadamente $\pm 1\%$ — el signo de \bar{y}_{US} es peculiar y la explicación está, en su mayor parte, en la variable exportaciones.

El autor tiene muy poco que decir acerca de los resultados obtenidos para la producción de Colombia. Una posibilidad es que en este país

$$\log(X_t) = 2.68 + .25 DMR_t + .43 DMR_{t-1} + .41 DMR_{t-2} \\ (1.39) \quad (.67) \quad (.56) \quad (.62) \\ + .44 \bar{y}_{US,t-1} - .25 PP_t + .66 P_{x_t} + .0256 \cdot t, \\ (.76) \quad (.18) \quad (.27) \quad (.0096)$$

$$R^2 = .82, DW = 0.93, \hat{\sigma} = .089,$$

en que P_x es un índice de los precios de las exportaciones (véase el cuadro 2, columna 8). En esta ecuación las tres variables DMR son en conjunto insignificantes ($F_{12}^3 = 0.3$).

quizá no hay realmente una relación entre el dinero y la producción como la que indica la curva de Phillips. Otra explicación, más probable, es que tal relación existe pero que el autor no ha podido aislarla debido, entre otras causas, a la mala calidad de los datos. Hay pruebas no constatadas para sostener que en Colombia la producción real medida tiene escasa relación con la producción efectiva.¹⁶ Naturalmente, cuando las investigaciones empíricas no dan buenos resultados, siempre conviene atribuir el fracaso a las estadísticas.

III. BRASIL

El Brasil presenta un caso mucho más extremo que los otros dos países en cuanto a la media y a la variabilidad del crecimiento monetario (el valor medio de DM entre 1949 y 1973 es de .295 al año con una desviación estándar de .129). Además, salvo de 1949 a 1951, el período se caracteriza por una devaluación continua y acelerada del tipo de cambio. No es de sorprender que el comportamiento monetario de los Estados Unidos y un índice de desviación respecto de la paridad del poder de compra no influyan en el aumento del dinero en el Brasil. Además, en este país no hay indicios de la correlación serial negativa de la serie DM que caracterizó los procesos monetarios de México y Colombia.¹⁷ En realidad, el único predictor útil del crecimiento monetario brasileño que el autor ha podido aislar es la tasa de aumento del dinero del año anterior. La ecuación para el período de 1950 a 1972 es:

$$(13) \quad DM_t = .08 + .76 DM_{t-1},$$

(.14) (.13)

$$R^2 = .62, \quad DW = 1.79, \quad \hat{\sigma} = .081.$$

La ecuación (13) supone una tasa normal de crecimiento monetario de aproximadamente 32% al año. El coeficiente positivo en DM_{t-1} significa que los valores de DM superiores a lo normal tienden a ser seguidos por años adicionales en que los valores continúan siendo

¹⁶Se dice que tanto las predicciones como las mediciones *ex post* de la producción las hacen las mismas personas. Sucede que en la etapa de medición sólo se necesitan pequeñas modificaciones, lo que también podría explicar el bajo valor de $\hat{\sigma}$ en la ecuación (12).

¹⁷Al respecto, el comportamiento monetario del Brasil es análogo al antes comprobado para los Estados Unidos. (Véase Barro, 1976(b), sección II.B.)

superiores a lo normal –es decir, la masa monetaria no muestra una tendencia a volver a un nivel normal, en relación con la tendencia. El valor de $\hat{\sigma}$ para el Brasil es casi el doble del estimado para México y Colombia. Los valores de DM para el Brasil, conjuntamente con los valores y residuos estimados de la ecuación (13) se indican en el cuadro 3, columnas 1 a 3. Como la ecuación del aumento del dinero sólo contiene un valor retardado de DM, no hay mucha diferencia entre utilizar los valores DMR y los DM para explicar las fluctuaciones de la producción.¹⁸

Una ecuación de producción para el Brasil es la siguiente:¹⁹

$$(14) \quad \log(y_t) = 5.22 + .11 \text{ DMR}_t - 1.16 \tilde{y}_{US,t-1} \\ \quad \quad \quad (.03) \quad (.09) \quad \quad \quad (.23) \\ \quad \quad \quad + .18 \tilde{X}_t + .0569 \cdot t, \\ \quad \quad \quad (.04) \quad \quad (.0013)$$

$$R^2 = .996, \text{ DW} = 1.44, \hat{\sigma} = .027, \text{ SSE} = .0119,$$

en que \tilde{X} es una medida de las exportaciones reales en relación con una tendencia cronológica (véase el cuadro 3, columna 9). Los valores retardados adicionales de DMR son poco significativos. Los resultados son análogos a los obtenidos para Colombia en la ecuación (10) en cuanto al signo negativo no previsto del coeficiente \tilde{y}_{US} (aunque la

¹⁸Una formulación que contenga los valores DMR sería equivalente a una formulación (restringida) con valores DM que contuvieran un término de retardo adicional. Sin embargo, la modalidad de los coeficientes de la tasa de crecimiento monetario de la ecuación de producción se vería afectada por el cambio de DMR a DM.

¹⁹Un índice de precios de exportación, P_x (véase el cuadro 3, columna 8), y un índice de desviación respecto de la paridad del poder de compra, $[PP_t]$ (véase el cuadro 3, columna 7) son poco significativos dado que se incluye la variable exportaciones, \tilde{X} . Una ecuación estimada para las exportaciones es:

$$\log(X_t) = 0.2 - .61 \text{ DMR}_t + .01 \text{ DMR}_{t-1} - 1.52 \tilde{y}_{US,t-1} \\ \quad \quad \quad (1.5) \quad (.35) \quad \quad \quad (.36) \quad \quad \quad (1.26) \\ \quad \quad \quad - .37 \text{ PP}_t + 1.53 \text{ P}_{x,t} + .070 \cdot t, \\ \quad \quad \quad (.27) \quad \quad (.29) \quad \quad (.011)$$

$$R^2 = .80, \text{ DW} = 1.34, \hat{\sigma} = .110.$$

Cuadro 3

BRASIL

	DM	\widehat{DM}	DMR	\bar{y}	\hat{y}	$\bar{y}-\hat{y}$	PP	P_x	X
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
1949	.120			.044			-.14	122	.74
1950	.216	.170	.047	.038			-.13	172	.88
1951	.143	.242	-.099	.027			-.27	193	1.01
1952	.210	.187	.023	.043	.027	.016	-.19	186	.71
1953	.169	.237	-.068	-.001	.027	-.028	-.11	178	.72
1954	.195	.206	-.012	.027	.015	.012	.06	205	.65
1955	.175	.226	-.051	.025	.039	-.015	.08	161	.48
1956	.187	.211	-.024	-.012	-.008	-.004	-.10	149	.42
1957	.211	.220	-.009	-.003	-.014	.011	-.14	147	.26
1958	.289	.238	.050	.003	-.016	.019	.26	132	.05
1959	.240	.297	-.057	-.011	.020	-.031	-.09	110	.00
1960	.327	.260	.067	.013	-.011	.023	-.12	106	-.09
1961	.367	.326	.041	.042	.006	.037	.00	110	-.07
1962	.433	.356	.077	.025	-.009	.034	.12	95	-.29
1963	.458	.406	.052	-.028	-.029	.001	-.02	93	-.22
1964	.622	.426	.196	-.068	-.026	-.041	-.03	110	-.28
1965	.606	.550	.057	-.109	-.055	-.054	.15	109	-.26
1966	.337	.538	-.201	-.128	-.112	-.016	.07	102	-.26
1967	.278	.334	-.056	-.149	-.152	.002	.02	98	-.41
1968	.353	.289	.064	-.137	-.120	-.017	.03	96	-.39
1969	.280	.346	-.066	-.106	-.127	.021	.12	94	-.29
1970	.249	.290	-.041	-.085	-.103	.018	.10	91	-.24
1971	.266	.267	-.011	-.046	-.059	.013	.13	93	-.30
1972	.292	.280	.012	-.015	-.013	-.002	.12	99	-.07
1973	.358	.299	.059					131	.25
1974		.349							
1975									

$DM_t \equiv \log(M_t) - \log(M_{t-1})$, en que M es un promedio anual de la masa monetaria en millones de cruzeiros (IFS). \widehat{DM} es un valor estimado a partir de la ecuación (3). $DMR \equiv DM - \widehat{DM}$.

$\bar{y}_t \equiv \log(y_t) - 5.257 - 0.0684 \cdot t$, en que y es el producto interno bruto real en miles de millones de cruzeiros de 1949 (IFS). \hat{y} es un valor estimado a partir de la ecuación (14).

PP es el tipo de cambio (factor de conversión del intercambio, del IFS, a partir de 1959; las cifras anteriores corresponden a estimaciones de los tipos de cambio de mercado libre según lo informado por IFS) multiplicado por la razón entre el índice de deflación del producto nacional bruto estadounidense (base 1958), y el índice de deflación del producto interno bruto del Brasil (IFS, base 1949).

P_x es un índice de los precios de las exportaciones en dólares estadounidenses (base 1963) dividido por el índice de deflación del producto nacional bruto de los Estados Unidos.

$\bar{X}_t \equiv \log(X_t) - 6.352 - 0.0654 \cdot t$, en que X son las exportaciones en miles de millones de dólares estadounidenses divididas por el índice de deflación del producto nacional bruto estadounidense.

magnitud del coeficiente brasileño es muy superior) y el efecto positivo altamente significativo de \tilde{X} . Sin embargo, en el caso del Brasil, DMR_t efectivamente aparece con un débil signo positivo²⁰ y el valor de $\hat{\sigma}$ es casi tres veces superior al de Colombia. En cierto sentido, el mayor valor de $\hat{\sigma}$ para el Brasil hace más plausible aceptar que la serie de producción real medida refleje algunos fenómenos reales, a diferencia de lo que sucede en Colombia. Dada la gran varianza de predicción para DM en la ecuación (13), no debe sorprender que en el Brasil sea muy débil la relación entre el dinero y la producción. Los análisis de Lucas (1973)* y Barro (1976(a))* predicen que la magnitud de un estímulo determinado de DMR a la producción disminuiría a medida que aumente la varianza de DM. Al respecto, y aparte el inexplicable coeficiente negativo que se obtuvo para \tilde{y}_{US} en la ecuación (14), los resultados obtenidos para el Brasil son más fáciles de comprender que los de Colombia.

IV. CONCLUSIONES

Aunque el modelo tiene la virtud de explicar en parte los procesos de oferta monetaria de México y Colombia y posee cierto valor de predicción respecto de la producción mexicana, los principales resultados del presente estudio son desalentadores. En lo que toca a la producción, los resultados obtenidos para Colombia y el Brasil no son de gran utilidad y los correspondientes a México no confirman lo comprobado para los Estados Unidos en el sentido de que el cambio de un aumento total del dinero a un aumento no previsto es un concepto empírico importante. En el caso de México los resultados pueden mejorarse ampliando la ecuación del aumento monetario para incluir variables como las reservas acumuladas y el comportamiento de los gastos del gobierno (si pueden elaborarse datos útiles sobre este último). Asimismo puede ser útil ampliar retroactivamente hasta 1948 el período de la muestra correspondiente a la producción. En lo que

²⁰Si se sustituye DMR_t por DM_t los resultados de la producción son:

$$\begin{aligned} \log(y_t) = & 5.26 - .08 DM_t - 1.32 \tilde{y}_{US,t-1} + .14 \tilde{X}_t \\ & (.04) \quad (.07) \quad (.22) \quad (.04) \\ & + .0577 \cdot t, \\ & (.0013) \end{aligned}$$

$$R^2 = .996, DW = 1.91, \hat{\sigma} = .027, SSE = .0120.$$

respecta a Colombia y el Brasil, el autor tiene menos confianza en que puedan mejorarse los resultados relativos a la producción.

Quizá convenga más el análisis empírico considerando algunos otros casos en vez de afinar los resultados obtenidos para estos tres países. Venezuela sería un caso interesante debido al comportamiento relativamente estable del dinero y los precios. Al extremo opuesto, sería interesante comprobar si Argentina y Chile presentan casos similares a la experiencia brasileña. Si se pudiera aislar satisfactoriamente una relación entre el dinero y la producción en varios países podría comprobarse la proposición de Lucas de que el grado de la pendiente de la curva de Phillips disminuye cuando el dinero y los precios se hacen menos previsibles. Al comparar los casos de México y el Brasil hubo ciertas indicaciones en este sentido pero los resultados obtenidos en este estudio son poco concluyentes al respecto.

BIBLIOGRAFIA

- Barro, R.J. "Money and Output in Mexico", presentado a la Conferencia sobre planificación y política macroeconómica en el corto plazo en América Latina, auspiciada conjuntamente por el ILPES, el Ministerio de Planificación y Política Económica de Panamá y el National Bureau of Economic Research, Isla Contadora, Panamá, 30 de octubre al 2 de noviembre de 1975.
- Barro, R.J. "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 2, enero de 1976(a) pp. 1 a 32.
- Barro, R.J. "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States", inédito, 1976(b).
- CEPAL *Estudio Económico de América Latina, 1975*, Naciones Unidas, Nueva York, 1975.
- Friedman, M. "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, 58, marzo de 1968, pp. 1 a 17.
- Griffiths, B. *Mexican Monetary Policy and Economic Development*, Praeger, Nueva York, 1972.

- Lucas, R.E. "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, 63, junio de 1973, pp. 326 a 334.
- Phelps, E.S. "The New Microeconomic in Employment and Inflation Theory", en Phelps, ed. *Macroeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, Norton, Nueva York, 1970.

**LA CURVA DE PHILLIPS Y EL CONFLICTO ENTRE EL
PLENO EMPLEO Y LA ESTABILIDAD DE PRECIOS
EN LA ECONOMIA ARGENTINA (1964-1974)**

*Mario S. Brodersohn**

*El autor pertenece al Centro de Investigaciones Económicas del Instituto Torcuato Di Tella de Buenos Aires. Esta es una versión extractada del documento del mismo título presentado a la Conferencia sobre planificación y política macroeconómica en el corto plazo en América Latina, organizada conjuntamente por el Instituto Latinoamericano de Planificación Económica y Social, el Ministerio de Planificación y Política Económica de Panamá, y el National Bureau of Economic Research, y realizada en la Isla Contadora, Panamá, entre el 31 de octubre y el 2 de noviembre de 1975.

La publicación en 1958 del trabajo de Phillips¹ que pone de relieve empíricamente la relación funcional inversa y no lineal entre variación porcentual de los salarios monetarios y el nivel de desempleo, produjo un impacto notable en el mundo académico. Contrariando la versión simple y difundida del modelo keynesiano, la relación empírica de Phillips muestra que la economía debe aumentar su tasa de inflación mucho antes de alcanzar la meta de pleno empleo. En realidad, aceptar la hipótesis de que la curva de Phillips es estable a través del tiempo significa que para aminorar la desocupación (o la tasa de inflación) debemos pagar el precio de elevar la tasa de inflación (o aumentar la desocupación) aun antes de haber alcanzado el punto de pleno empleo.

La versión original de Phillips se limitó a exponer el modelo empírico sin profundizar en su fundamentación teórica. Por esta razón se considera que los avances teóricos en la explicación de la relación empírica de Phillips se iniciaron con el trabajo de Lipsey² en 1960 y luego adquieren una nueva dimensión con la introducción en dicho modelo, por Phelps³ y Friedman⁴ de la tasa esperada de inflación.

Una línea de razonamiento distinta a las anteriores, pero que también contribuyó de manera importante al análisis de la curva de Phillips, es la vinculada al trabajo de Hines⁵ en relación con el papel de los sindicatos como factor explicativo de las mayores demandas salariales.

El propósito de este trabajo es verificar empíricamente para el período 1964-1974 si las distintas formulaciones de la curva de Phillips son aplicables a la economía argentina.

Pero más allá de las diversas concepciones que respaldan el modelo de Phillips, la misma definición de cómo medir cada variable puede adoptar distintas formas con resultados no compatibles entre sí. Por ejemplo, en algunos trabajos el precio de la mano de obra se expresa

¹ A. W. Phillips, "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, noviembre de 1958, pp. 283 a 290.

² Richard G. Lipsey, "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis", *Economica*, The London School of Economics and Political Science, 1960, vol. XXVII, pp. 1 a 52.

³ Edmund S. Phelps, "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time", *Economica*, agosto de 1967, vol. XXXIV, N° 135, pp. 255 a 281.

⁴ Milton Friedman, "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, marzo de 1968, vol. LVIII, N° 1, pp. 1 a 17.

⁵ A. G. Hines, "Trade Unions and Wage Inflation in the United Kingdom, 1893-1961", *Review of Economic Studies*, octubre de 1964, vol. XXI (4) N° 88, pp. 221 a 252.

en salarios básicos de convenios laborales, en otros casos se recurre a los salarios efectivamente pagados.⁶ En la misma forma, deberíamos definir si nos limitaremos al sector manufacturero o a toda la economía. Por otra parte, tal como veremos más adelante, la misma tasa de variación porcentual de los salarios puede expresarse de formas distintas. Otro ejemplo es el caso de la estimación de los precios. ¿Debemos emplear el índice de costo de vida, los precios mayoristas o el índice de precios implícitos? Por lo general se supone que el primero de ellos influye más directamente en las demandas salariales. Otra dificultad se refiere a la variable empleo. Es muy posible que para explicar mejor el estado del mercado laboral haya que incluir el desempleo encubierto y las tasas de participación de ciertos grupos que constituyen reservas laborales, como mujeres y jóvenes en edad de trabajar. Otras versiones han tratado de medir el grado de tensión del mercado de trabajo descomponiendo la demanda y oferta de trabajo como sigue:

$$\frac{D - S}{S} = \frac{(E + PV) - (E + M)}{E + M} = \frac{PV}{E + M} - \frac{M}{E + M}$$

donde E = obreros empleados; PV = puestos vacantes; y M = desocupados.

La limitación de este enfoque es que muy pocos países disponen de datos estadísticos sobre puestos vacantes.

Este conjunto de dificultades se extiende también a las otras variables del modelo de Phillips. En estas condiciones es obvio destacar que los resultados opuestos a que llegan los estudios empíricos se deben a los distintos conceptos utilizados para definir las mismas variables, así como a las variables que corresponde incluir en la relación funcional de Phillips.⁷

⁶Mackay y Hart demuestran que al expresar la curva de Phillips los resultados difieren de los que se obtienen si se utilizan los salarios efectivamente pagados. En Inglaterra la curva se desplazaría hacia arriba en la postguerra. En este sentido los salarios de convenio pueden medir más efectivamente la influencia del mercado de trabajo en las convenciones colectivas; por el contrario, los salarios efectivamente pagados son más apropiados para medir las presiones de la demanda. (Veáse Mackay D.I. y Hart R. A., "Wage Inflation and the Phillips Relationship", *The Manchester School of Economic and Social Studies*, junio de 1974, vol. XLII, N° 2, pp. 136 a 161.)

⁷Rothschild expone en un interesante cuadro los diferentes resultados obtenidos, en función del desempleo para una misma tasa de cambio de salarios monetarios cuando cambia el período elegido, la estructura del modelo y las variables adicionales que se incorporan. (Veáse K. W. Rothschild, "The Phillips

Teniendo presente estas limitaciones, en el análisis del caso argentino la definición y selección de variables así como el período elegido ha sido dictado por la disponibilidad de datos estadísticos, lo cual ha impedido observar como pueden variar las conclusiones en función de otras definiciones.

Si bien la serie estadística de desocupación laboral se inicia en julio de 1963, el período considerado abarca desde el primer semestre de 1964 al primer semestre de 1974. Se tomaron las series estadísticas de desempleo, salarios y precios que publica el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC). La relativa al desempleo se refiere al porcentaje de desocupados en el Gran Buenos Aires en relación con la población económicamente activa. Las encuestas de desempleo se realizan tres veces al año: abril, julio y octubre.⁸ En este caso se incluyeron los datos de abril de cada año como indicador del primer semestre y los de octubre para el segundo semestre; es decir, no se incluyó el mes de julio.

En lo que toca a los salarios se consideró el salario básico fijado por convenio para el peón industrial en la capital federal, que indica los salarios monetarios por hora. Para los precios se usó el índice del costo de vida, eliminadas las variaciones estacionales, correspondiente a la capital federal. En ambos casos se tomó el promedio simple de los seis meses de cada semestre.

Finalmente, en todas las estimaciones se empleó el método de mínimos cuadrados, que en el caso de modelos en que se usa la variable precio, puede estar sujeto al sesgo propio de las ecuaciones simultáneas por cuanto si se plantea un sistema completo de ecuaciones de precios éstos deben entrar como variable independiente en la ecuación salarial y a su vez el salario monetario figura como variable independiente en una ecuación que determine precio.

I. VERSION SIMPLE DE LA CURVA DE PHILLIPS

Las ecuaciones básicas del modelo son:

$$\Delta W_t = a + b U_t^{-1} + c U_t^{-2}$$

Curve and All That", *Scottish Journal of Political Economy*, noviembre de 1971, vol. XVIII, N° 3, p. 274.)

⁸Veáse la descripción de la metodología empleada por INDEC en sus publicaciones regulares sobre desempleo.

donde $\Delta W_t = \frac{W_t - W_{t-2}}{W_{t-2}}$ siendo W_t el promedio de los salarios básicos de convenio para el peón industrial.⁹

$U_t = \frac{1}{2} [\hat{U}_t + \hat{U}_{t-1}]$ donde \hat{U}_t es el porcentaje de obreros industriales desempleados en el Gran Buenos Aires con relación a la población económicamente activa en los meses de abril y octubre de cada año.

Se ha considerado el período comprendido entre el primer semestre de 1964 y el primer semestre de 1974.

Los resultados obtenidos son los siguientes (el estadístico t entre paréntesis):

(5.1)	$\Delta W_t = 76.90 - 243.18 U_t^{-1}$	$R^2 = 0.16$
	(3.25) (1.92)	$R_A^2 = 0.12$
		$F(19) = 3.67$
(5.2)	$\Delta W_t = 55.62 - 674.46 U_t^{-2}$	$R^2 = 0.18$
	(4.57) (2.03)	$R_A^2 = 0.13$
		$F(19) = 4.11$
(5.3)	$\Delta W_t = -32.88 + 957.59 U_t^{-1} - 3\ 194.48 U_t^{-2}$	$R^2 = 0.21$
	(0.29) (0.78) (0.99)	$R_A^2 = 0.12$
		$F(18) = 2.32$
		$FG(1) = 83.76$
		$DW = 0.56$

Estos resultados descartan completamente la versión simple de la curva de Phillips. En la expresión (5.3) la tasa de desempleo sólo explica el 21% de la tasa de cambio de los salarios monetarios y los coeficientes no son significativamente distintos de cero. Además, las

⁹Esta forma de medición si bien tiene la ventaja de eliminar las variaciones estacionales presenta el inconveniente de que incluye superposiciones en las variaciones porcentuales en cada semestre, lo cual introduce autocorrelación en los residuos.

ecuaciones (5.1) y (5.2) presentan un signo contrario al esperado para los coeficientes de la variable independiente. La representación gráfica de estas ecuaciones (gráficos 1 y 2) permite apreciar que las curvas de Phillips tienen pendiente positiva en lugar de negativa; es decir, la tasa de crecimiento de los salarios monetarios se acelera a medida que aumenta el nivel de desocupación.

Para el caso de $\Delta W_t = f(U_t^1, U_t^2)$ la función alcanza a un valor máximo cuando el nivel de desempleo es de 6.70/o. Por lo tanto, sólo a partir de ese nivel cae la variación porcentual de los salarios a medida que aumenta la tasa de desempleo. Este resultado sugiere que a partir de una tasa de desempleo del 6.70/o se manifiesta la relación funcional de Phillips. Como sólo en dos casos se observaron niveles de desocupación superior al 6.70/o. —abril de 1964 (7.50/o) y abril de 1972 (7.40/o)— la relación encontrada no corresponde al comportamiento real de la economía por lo que no tiene significación para el caso argentino.

En síntesis, teniendo presente en primer lugar que las estimaciones econométricas realizadas son muy poco satisfactorias, los resultados obtenidos sugieren que el estado del mercado de trabajo, en la medida en que la tasa de desempleo lo describe adecuadamente, no explica la variación en los salarios monetarios en el período 1964-1974. En realidad, la última relación funcional (5.3) sugiere que sólo si aumentara apreciablemente el nivel de desempleo (más de 6.70/o) y sobrepasara del que normalmente ha experimentado la economía argentina, podría atenuarse el ritmo de expansión de los salarios monetarios (a tasas inferiores al 400/o anual). Por supuesto, en este caso deberíamos evaluar conjuntamente el costo social de niveles tan altos de desocupación y el posible beneficio social de la desaceleración de la tasa de inflación. Si se parte del principio de que un fuerte incremento en la desocupación es el "único" medio para controlar la inflación, es evidente que el precio que se paga para eliminarla puede ser socialmente inaceptable. Planteada en estos términos la opción de Phillips no quedan muchas dudas de que la sociedad preferirá vivir con inflación a fin de mantener un nivel aceptable de ocupación.

Pero si el exceso de demanda o de oferta no explica el comportamiento de los salarios monetarios, ¿qué otras variables influyen en su evolución? Comencemos por analizar empíricamente el papel de las expectativas inflacionarias a fin de apreciar en qué medida la tasa de inflación anticipada por el público influye en la tasa de aumento de los salarios. Para eso, es necesario considerar cómo se forman las expectativas futuras de inflación. Como las expectativas no pueden observarse directamente en la Argentina, puede aplicarse un principio indirecto generalmente aceptado según el cual en su formación interviene la evolución de la tasa real de inflación. Es decir, se requiere elaborar simultáneamente dos modelos: uno sobre la

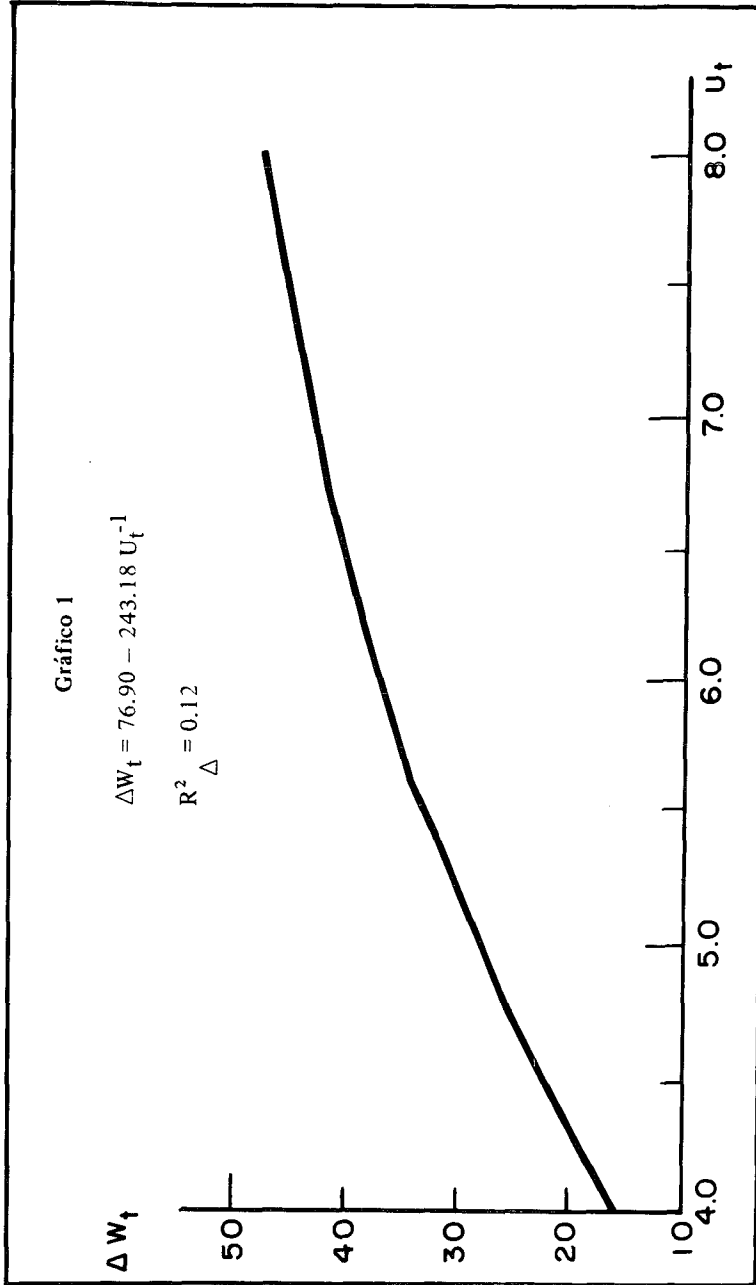
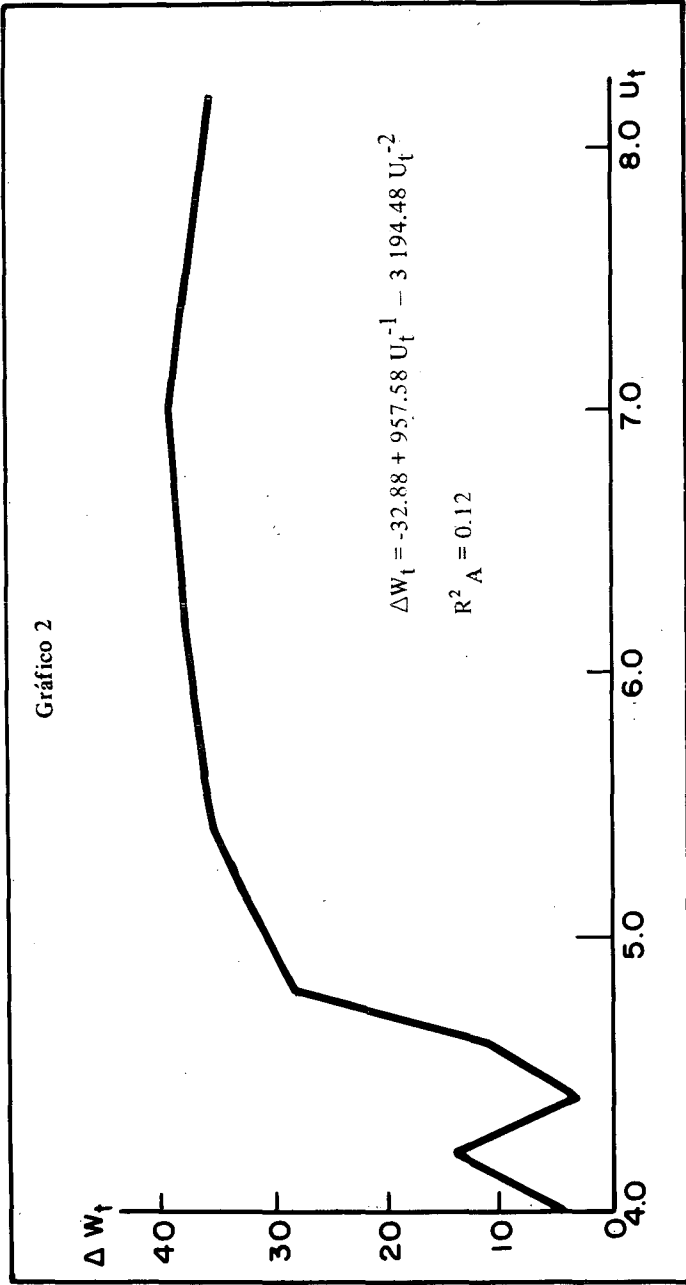


Gráfico 2



formación de las expectativas inflacionarias y otro sobre la influencia que los cambios en esta última tienen en el comportamiento de los salarios monetarios.

II. LA CURVA DE PHILLIPS CON EXPECTATIVAS INFLACIONARIAS

La ecuación básica del modelo de determinación de los salarios monetarios basado en las expectativas inflacionarias es la siguiente:

$$\Delta W_t = a_0 + a_1 U_t^{-1} + a_2 \Delta P_t^e \quad (1)$$

donde

ΔW_t = cambio porcentual promedio de W que tiene lugar en el período t (salarios básicos de convenio del peón industrial);

U_t^{-1} = nivel promedio de desempleo durante el período t (Gran Buenos Aires);

ΔP_t^e = expectativas de la tasa futura de inflación que se proyecta durante el período t. Es decir, en lugar de considerar las expectativas sobre el nivel de precios se usan las variaciones porcentuales. Esto último parece más razonable dado que las personas tienden a pensar más bien en función de los cambios del nivel de precios que en su nivel absoluto.

Como se disponía de observaciones directas sobre las expectativas de precios fue necesario reemplazar la variable ΔP_t^e aplicando un modelo de expectativas que empleara datos estadísticos observables. Los modelos de expectativas más conocidos son: el modelo de expectativas estáticas, el modelo extrapolativo y el modelo adaptativo

1. El modelo de expectativas estáticas

En este modelo se determinan por aproximación las expectativas en el período t mediante la tasa actual de inflación en ese período,

$$\Delta P_t^e = \Delta P_t \quad (2)$$

Remplazando (2) en (1),

$$\Delta W_t = a_0 + a_1 U_t^{-1} + a_2 \Delta P_t$$

En nuestros cálculos P_t , que es el índice del costo de vida de la capital federal, fue estimado sobre la base de dos hipótesis de comportamiento. La primera define $\Delta P_t^{(1)}$ como sigue:

$$\Delta P_t^{(1)} = \frac{1}{2} \left[\frac{P_t - P_{t-2}}{P_{t-2}} + \frac{P_{t-1} - P_{t-3}}{P_{t-3}} \right]$$

En este caso se supone que interesa el promedio móvil de los cambios porcentuales experimentados por los precios hasta el momento en que aumentan los salarios monetarios (o se realizan las negociaciones salariales); es decir, durante el año anterior al aumento de salarios. Este modelo tiene la limitación de que puede reflejar tanto la formación de expectativas futuras como el proceso de ajuste de los salarios a la inflación pasada. La segunda hipótesis sobre la variación porcentual de precios es la siguiente:

$$\Delta P_t^{(2)} = \frac{1}{2} \left[\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} + \frac{P_{t-1} - P_{t-2}}{P_{t-2}} \right]$$

En este caso se define $\Delta P_t^{(2)}$ sobre la base de la variación porcentual de los precios contemporáneos con el aumento en los salarios.¹⁰ Este modelo no indica claramente la relación de causalidad entre precios y salarios. Si se le introduce una demora de un semestre se estaría indicando que la variación porcentual del costo de vida precede a la de los salarios monetarios.¹¹

Para el período analizado se desarrollaron las tres ecuaciones (con $\Delta P_t^{(1)}$, $\Delta P_t^{(2)}$ y $\Delta P_{t-1}^{(2)}$). Las siguientes expresiones arrojan los mejores resultados (como los resultados no son de interés para el análisis no se incluyen los que corresponden a $\Delta P_{t-1}^{(2)}$ — el estadístico t aparece entre paréntesis:

¹⁰ La serie semestral fue expresada en este caso en función de variaciones porcentuales anuales a fin de hacerla compatible con las demás series estadísticas.

¹¹ Perry en su análisis para Estados Unidos concluye que la mejor estimación de ΔW_t se obtiene usando $\Delta P_t^{(2)}$ con un atraso de un trimestre. (Véase George L. Perry, "The Determinants of Wage Rate Changes and the Inflation-Unemployment Trade-off for the United States", *Review of Economic Studies*, octubre de 1964, vol. XXXI, (4) N° 88, pp. 287 a 308.)

(5.4)	$W_t = 0.26 + 10.39 U_t^{-1} + 1.00 \Delta P_t^{(1)}$	$R^2 = 0.77$
	(0.02) (0.13) (6.87)	$R_A^2 = 0.74$
		$FG(1) = 4.72^{12}$
		$F(18) = 29.9$
		$DW = 1.126$
(5.5)	$\Delta W_t = -12.67 + 73.34 U_t^{-1} + 1.14 \Delta P_t^{(2)}$	$R^2 = 0.75$
	(0.66) (0.85) (6.52)	$R_A^2 = 0.72$
		$F(18) = 27.13$
		$FG(1) = 7.08$
		$DW = 1.04$

Los resultados obtenidos para las tres ecuaciones (incluido $\Delta P_{t-1}^{(2)}$) permiten deducir las siguientes conclusiones: a) la variable U_t no es significativa en ninguno de los tres casos y en uno de ellos tiene el comportamiento perverso que hemos puesto de manifiesto al desarrollar el modelo simple de Phillips¹³; b) la variable precios es significativa en todos los casos lo cual indica que el cambio porcentual en el índice del costo de vida influye en la determinación de los salarios monetarios; c) en todos los casos se observa autocorrelación en los residuos a un nivel de significación del 50/o, lo cual sugiere, tal como se apreciará luego en las ecuaciones (5.7) a (5.10), que debe especificarse mejor el modelo incorporando nuevas variables; d) en el caso de la ecuación (5.4) el coeficiente de expectativas inflacionarias no es significativamente distinto de uno, lo cual permitiría aceptar la hipótesis de Friedman-Phelps en el sentido limitado de que no es válido suponer la existencia de ilusión monetaria en el corto plazo. Al mismo tiempo se rechaza la hipótesis de que las presiones de demanda, medidas por su variable subrogante U_t , determinan el salario monetario dado que el coeficiente de esta variable no es significativamente distinto de cero.

¹²Prueba de multicolinealidad de Farrar-Glauber.

¹³La contribución nula de U_t puede apreciarse en el siguiente resultado:

$\Delta W_t = 3.12 + 1.06 \Delta P_t^{(2)}$	$R^2 = 0.74$
(0.69) (7.37)	$R_A^2 = 0.73$

En suma de acuerdo con esta versión simple de las expectativas inflacionarias podemos concluir que el cambio porcentual en los salarios reales afecta el comportamiento en el mercado de trabajo (dado que el coeficiente de P_t^e no es distinto de 1) aunque no se puede aceptar la hipótesis de que el cambio en los salarios sea una función estable de la tasa de desempleo, y en cambio el comportamiento de los salarios monetarios es independiente del nivel de desequilibrio en el mercado de trabajo.

Hasta ahora se ha desarrollado una versión muy simplista de la formación de expectativas ya que se supone que a las unidades económicas sólo les interesa conocer la tasa de inflación actual. Sin embargo, parece más razonable suponer que en el modelo intuitivo de formación de expectativas influye la evolución de las tasas de inflación. Además, tal como se indicó el uso de $\Delta P_t^e = \Delta P_t^{(1)}$ no permite determinar si refleja un modelo estático de expectativas o muestra el mecanismo de ajuste de los salarios monetarios a la inflación pasada: Por ello, se necesitan otros modelos de expectativas para profundizar el análisis. En general se suelen utilizar los siguientes modelos de formación de expectativas.¹⁴

2. El modelo extrapolativo

$\Delta P_t^e = \Delta P_t + \theta (\Delta P_t - \Delta P_{t-1})$ donde θ es la tasa de extrapolación.

Esta ecuación expresa que la tasa esperada de inflación en el momento t es igual a la tasa de cambio de los precios en el período t más un factor de corrección que permite tener en cuenta la tendencia de la tasa de inflación en el último período. Si $\theta > 0$ se espera que se mantenga la diferencia entre la tasa actual y la pasada de inflación en cuanto al crecimiento y si $\theta < 0$ se espera que se mantenga la tendencia inversa (expectativas regresivas). El caso particular $\theta = 0$ corresponde al modelo desarrollado más arriba para $\Delta P_t^e = \Delta P_t$.

Sustituyendo la ecuación de formación de expectativas en (1), tenemos

$$\Delta W_t = a_0 + a_1 U_t^{-1} + a_2 \Delta P_t + a_2 \theta (\Delta P_t - \Delta P_{t-1})$$

¹⁴ Stephen Tumovsky y Michael Wachter, "A Test of the 'Expectations Hypothesis' Using Directly Observed Wage and Price Expectations", *The Review of Economics and Statistics*, febrero de 1972, vol. LIV, N° 1, pp. 47 a 54.

Este modelo de formación de expectativas es poco satisfactorio y adolece del mismo defecto que el modelo de expectativas estáticas, pues sólo toma en cuenta la inflación actual y la del período anterior; es decir, no considera la información que puede proporcionar una experiencia anterior más prolongada.

3. El modelo adaptativo

$$\Delta P_t^e = \Delta P_{t-1}^e + \gamma (\Delta P_t - \Delta P_{t-1}^e) \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \quad (3)$$

donde γ es la tasa de adaptación.

La ecuación (3) también puede ser presentada como una media geométrica ponderada de la tasa de precios anteriores:

$$\begin{aligned} \Delta P_t^e &= \gamma \Delta P_t + \gamma (1-\gamma) \Delta P_{t-1} + \gamma (1-\gamma)^2 \Delta P_{t-2} + \dots = \\ &= \gamma \sum_{i=0}^{\infty} (1-\gamma)^i \Delta P_{t-1} \end{aligned} \quad (4)$$

donde $\sum_{i=0}^{\infty} \gamma (1-\gamma)^i = 1$

Según esta ecuación el cambio en las expectativas ($\Delta P_t^e - \Delta P_{t-1}^e$) es igual a una fracción γ del error de predicción entre lo que se esperaba en el último período y lo que efectivamente ocurrió en él. Si $\gamma = 1$ sólo influye la tasa actual de inflación ($\Delta P_t^e = \Delta P_t$). Si γ es cercano a cero las ponderaciones $\gamma (1-\gamma)^i$ decaen lentamente, y en este caso influyen los precios anteriores correspondientes a un largo período. Por el contrario, si γ se acerca a la unidad las ponderaciones se reducen rápidamente y se tienen en cuenta los precios de un corto período anterior.

De la ecuación (3) surge

$$\Delta P_t^e - (1-\gamma) \Delta P_{t-1}^e = \gamma \Delta P_t \quad (5)$$

Por otra parte si a la ecuación (1) se le resta $(1-\gamma) \Delta W_{t-1}$ se obtiene:

$$\Delta W_t - (1-\gamma) \Delta W_{t-1} = a_0 \gamma + a_1 U_t^{-1} - a_1 (1-\gamma) U_{t-1}^{-1} +$$

$$+ a_2 [\Delta P_t^e - (1 - \gamma) \Delta P_{t-1}^e] \quad (6)$$

Sustituyendo (5) en (6):

$$\Delta W_t = a_0 \gamma + a_1 U_t^{-1} - a_1 (1 - \gamma) U_{t-1}^{-1} + a_2 \gamma \Delta P_t^e + (1 - \gamma) \Delta W_{t-1}$$

Este método de estimación tiene el inconveniente de ser no lineal respecto de los coeficientes e introducir autocorrelación y multicolinealidad debido al uso de rezagos en las variables dependiente e independiente. Dado que el Banco Central¹⁵ ha formulado un programa de computación que permite estimar directamente (4) para distintos valores de γ , se ha estimado ΔW_t sobre la base de la ecuación (1).

Por intermedio de (4) se derivaron los ΔP_t^e asociados con distintos valores de γ , que variaron de 0.1 a 1.0, si bien en este caso los rezagos llegan a infinito, se definió un número de períodos (igual a 20) truncados cuando la suma de coeficientes para $\gamma = 0.1$ se aproximaba 0.89.¹⁶ Para $n = 20$ la suma de los γ llega a 1 a partir de $\gamma = 0.25$ (cuando $\gamma = 0.2$ dicha suma es 0.99).

En consecuencia, se aplicó el método de los mínimos cuadrados para estimar los valores de ΔW_t para cada valor de γ y su correspondiente ΔP_t^e . El gráfico 3 relaciona los valores de R^2 correspondientes a (1) con el valor respectivo de γ . Se eligió la ecuación cuyo R^2 sea máximo ($\gamma = 0.7$)¹⁷:

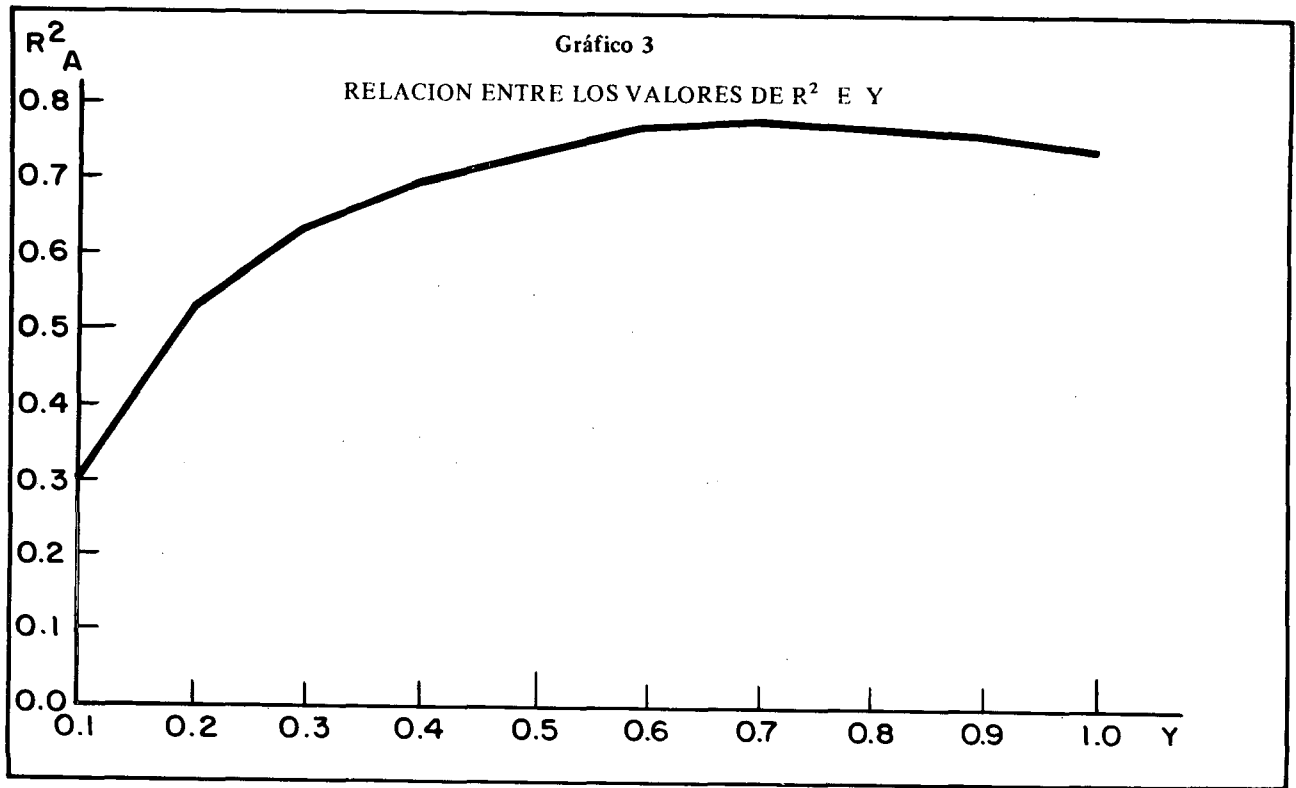
$$(5.6) \quad \Delta W_t = -10.45 + 46.89 U_t^{-1} + 1.243 \Delta P_t^e \quad R^2 = 0.78$$

$$(0.60) \quad (0.61) \quad (7.20) \quad R_A^2 = 0.76$$

¹⁵Banco Central de la República Argentina, Centro de Estudios Monetarios y Bancarios, CEMYB-01 *Adaptación de las expectativas. Descripción y especificación para el uso del programa*, diciembre de 1970.

¹⁶Es decir para $\gamma = 0.1$ el valor de $\sum_{i=0}^n (1 - \gamma)^i = 0.89$ correspondía a $n=20$ (en nuestro caso son semestres). En este caso se recalcularon los valores de γ para que la suma anterior sea igual a uno.

¹⁷Si se reemplaza U_t^{-1} por U_t^{-2} no se alteran los resultados ya que sigue siendo el mayor valor de R_A^2 (0.76) para $\gamma = 0.7$ y el coeficiente de ΔP_t^e es 1,249. Pero la inclusión de U_t^{-1} y U_t^{-2} incorpora una elevada multicolinealidad.



$$\begin{aligned}
 F(18) &= 32.65 \\
 FG(1) &= 5.83 \\
 DW &= 1.14
 \end{aligned}$$

La estructura de los rezagos que declinan geométricamente, utilizada en la expresión anterior es la siguiente:

$$0.700; 0.210; 0.063; 0.019; 0.006; 0.002; 0.001 = 1$$

Es decir, en el modelo de formación de expectativas el semestre actual y el anterior representan el 91% del total de las ponderaciones en la evolución de las variaciones de precios.¹⁸

Los resultados de la ecuación (5.6) permiten inferir las siguientes conclusiones:

a) el coeficiente de U_t no es significativamente distinto de cero, corroborando así los resultados anteriores. Si se elimina la variable U_t el valor de R^2 aumenta:

$$\begin{aligned}
 \Delta W_t &= -0.41 + 1.19 \Delta P_t^e & R_A^2 &= 0.77 \\
 &(0.09) \quad (8.20)
 \end{aligned}$$

b) la confrontación de la hipótesis del coeficiente de ΔP_t^e igual a 1 con un estadístico $t = 1.41$ para 18 grados de libertad indica que no se puede rechazar la hipótesis de que es igual a 1 a un nivel de significación del 5%;

c) si bien en relación con las ecuaciones (5.4) y (5.5) mejora levemente el R_A^2 , no puede desecharse la hipótesis de autocorrelación, aun cuando en este caso tampoco se la puede aceptar al nivel de significación del 1%. Este resultado nuevamente invalida las confrontaciones de las hipótesis para cada uno de los coeficientes estimados y vuelve a sugerir la necesidad de especificar mejor el modelo incorporando otras variables.

La variable desempleo en la curva de Phillips se incluye para ilustrar la función del exceso de demanda en la determinación de los salarios monetarios y por ello puede considerarse que trata de captar —por cierto de manera muy burda y primaria— los efectos que una política basada en la regulación de la demanda, tiene sobre la tasa de inflación

¹⁸ Canadá, un país más estable tanto desde el punto de vista político como de los precios, por rara coincidencia también maximiza R^2 cuando $t = 0.7$. Véase en John Vanderkamp, "Wage Adjustment, Productivity and Price Change Expectations", *The Review of Economic Studies*, enero de 1972, vol. XXXIX (1) N° 117, pp. 61 a 72, el análisis para el período 1949-1968.

salarial. En la medida que dicha variable refleja la demanda agregada, el hecho de que el coeficiente de U_t no sea significativo pone en consecuencia de manifiesto para la economía argentina las limitaciones de este enfoque de política económica como vía de contención inflacionaria.

Por otra parte, si bien los resultados de la ecuación (5.6), están limitados por la incertidumbre que arroja el coeficiente de Durbin-Watson, parecen sugerir que para el período 1964-1974 los trabajadores no se habían forjado ilusiones monetarias, aun cuando el coeficiente de adaptación es mayor que uno.¹⁹

Por supuesto, la conclusión anterior sobre el papel de la tasa esperada de inflación en la determinación de la tasa de cambio de los salarios monetarios, debe ser considerada con suma cautela, dadas las limitaciones teóricas existentes para determinar cuál es el verdadero modelo que adoptan las unidades económicas para formar sus expectativas futuras. No hay duda que la evolución de los precios es "uno" de los factores importantes considerados. Pero aun cuando se acepte esta simple regla general, quedan de todas formas muchos aspectos sin aclarar. En primer lugar ¿cuál es la estructura adecuada de ponderaciones que debe acompañar a cada uno de los precios anteriores? En nuestro caso, los resultados sugieren que el semestre actual y el anterior son los que realmente cuentan. Es muy posible que para el convulsionado período 1964-1974 en que hubo seis presidentes, de los cuales tres llegaron al poder a través de revoluciones o golpes de estado, y tres fueron elegidos constitucionalmente, una formación de expectativas basada en informaciones que abarcan un período tan reducido acierte a describir el comportamiento económico real. Pero también es muy probable que al tomar sólo los precios se hayan dejado en el tintero variables socio-políticas mucho más significativas. En este sentido Solow²⁰ en su análisis para los Estados Unidos e Inglaterra sugiere que se consideren estos factores institucionales como desviaciones irregulares de la relación sistemática basada en los precios anteriores. Evidentemente, la evolución política de la Argentina parece sugerir que esos desvíos son sistemáticos más bien que accidentales, y es

¹⁹ En este punto surgen más claramente las limitaciones de un modelo de estimación basado en una sola ecuación ya que si hubiésemos estimado el siguiente modelo de ecuaciones simultáneas $\Delta W = f(\Delta P, X)$ y $\Delta P = g(\Delta W, Y)$ donde X e Y son otras variables independientes, estaríamos en condiciones de apreciar el efecto de los cambios de precios en los salarios y luego de estos últimos sobre los precios a fin de observar si el ritmo de inflación tiende a una tasa finita de equilibrio.

²⁰ Robert Solow, *Price Expectations and the Behavior of the Price Level*. Manchester University Press, Manchester, 1969, p. 4.

muy probable que por ese motivo los agentes económicos hayan incorporado ciertas hipótesis de comportamiento basadas en la experiencia pasada, sobre la interrelación entre el cambio político y el modelo económico.

En segundo lugar, intuitivamente puede aceptarse que las variaciones porcentuales de los precios son más adecuados en el caso de la Argentina, con una historia casi ininterrumpida de inflación fluctuante, que el nivel absoluto de precios. Pero también se puede argumentar que lo que realmente cuenta son las variaciones en torno a la tendencia histórica de la tasa de inflación (aproximadamente del 27^o/o anual en 1950-1972). Si se consideran las fluctuaciones en torno a esa tendencia observadas en dicho período. Por ejemplo en 1964 a 1967 la tasa promedio anual de inflación fue del 28^o/o, en 1969 se redujo al 7.6^o/o, se subió nuevamente en 1970 a 1971, saltó a 71.5^o/o entre el primer semestre de 1972 y el primero de 1973, luego cayó bruscamente a 17.9^o/o entre el primer semestre de 1973 y el primero de 1974.

Todas estas consideraciones sirven para ubicar en un marco adecuado el papel de la tasa esperada de inflación y en particular el modelo que sirve de base a la formación de expectativas futuras.

III. LA CURVA DE PHILLIPS Y LA POLITICA DE INGRESOS

Los resultados basados en el modelo de expectativas adaptativas, que coinciden con el modelo menos complejo de expectativas estáticas, permiten concluir que en el corto plazo no se presentó la alternativa tradicional y que la economía argentina no tuvo ante sí la gama conocida de opciones en materia de variaciones porcentuales de salarios monetarios y nivel de ocupación. Pero en el largo plazo es muy significativo el efecto que tienen en el comportamiento de los salarios, las expectativas sobre la tasa futura de inflación; esas repercusiones son totalmente independientes del nivel de exceso de demanda en el mercado de trabajo. En consecuencia, una política antinflacionaria que procure reducir la tasa de aumento salarial a través de una contracción en la demanda y el consiguiente aumento en el desempleo no será exitosa puesto que la primera variable es independiente de la segunda. Por el contrario puede ser exitosa una política de ingresos que influya en los factores que gravitan en la formación de las expectativas sobre los precios.²¹ Dicho de otro modo, la política de ingresos debe cumplir la

²¹ J.C. de Pablo (36) sostiene que la reducción del déficit fiscal en el período de Krieger Vasena no fue planteada como método para atacar la inflación por el lado de la demanda sino por el de sus efectos en la formación de expectativas inflacionarias dado que para importantes sectores económicos se suele asociar un

función de evitar que la evolución de los precios sea un medio adecuado para explicar la tasa futura de inflación.

Esto último nos lleva a analizar cual fue el papel de las distintas políticas de ingresos adoptadas en el período 1964-1974. El primer problema que surge en este caso es definir aquellos períodos en que la política de ingresos tuvo vigencia efectiva. No es nada fácil hacerlo ya que si bien todos los gobiernos anunciaron oficialmente controles de precios y salarios, en varios casos no se pasó de la intención formal, en particular en cuanto al control de la fijación de precios. A lo largo del período se observa que era corriente que fijara el gobierno precios máximos para los productos que componen la canasta familiar y asimismo que decidiera unilateralmente los aumentos salariales. A pesar de estas regulaciones, el comportamiento de los precios y salarios muestra claramente que en la práctica esas normas no se respetaron. Por esta razón, deben distinguirse los períodos en que los controles efectivamente se aplicaron de aquéllos con controles simplemente enunciativos y formales. Teniendo presente la confusa realidad socio-económica que se observa en el período analizado es imprescindible adoptar simultáneamente dos criterios que permitan definir cuando se aplicó efectivamente una política de ingresos. El primero se refiere a la existencia de una reglamentación oficial en materia de precios y salarios. El segundo a la obediencia de esas normas por los distintos grupos sociales, reconociendo de esta forma el poder político del gobierno para arbitrar en la pugna por modificar la distribución del ingreso. Este segundo criterio introduce un elevado nivel de subjetividad en el análisis. Teniendo presente los criterios anteriores se eligieron dos subperíodos durante los cuales realmente tuvo gravitación la política de ingresos. El primer subperíodo generalmente se asocia con el gobierno del presidente Onganía y el Ministerio de Krieger Vasena y comprende desde el segundo semestre de 1967 al segundo semestre de 1969. Si bien la rebelión de mayo de 1969, conocida como el cordobazo, podría hacer dudar de la conveniencia de incluir el segundo semestre de 1969 se consideró que, tal como lo indica la evolución del índice de costo de vida, continuó vigente el conjunto de normas que regulaban los precios y salarios. La segunda experiencia, mucho más reciente en materia de política de ingresos corresponde a los gobiernos de Cámpora y Perón y al Ministerio de Gelbard y se extiende desde el segundo semestre de 1973 al primero de 1974. Para el primer

mayor déficit fiscal con una mayor tasa inflacionaria. En este sentido puede considerarse entonces que una política fiscal y monetaria restrictiva contribuye a reducir la tasa de inflación a través de las expectativas inflacionarias. (Véase Juan Carlos de Pablo, *Política antinflacionaria en Argentina, 1967-1970*, Amorrortu Editores, Buenos Aires, 1972.)

período se usó la variable ficticia I_1 (1 para el período Krieger Vasena y cero el resto del período) y para el segundo la variable ficticia I_2 (1 para el período Gelbard y cero para el resto del período). Se incluyeron variables ficticias distintas para cada uno de esos períodos, en lugar de una sola variable para todo el período en que aplicaron políticas de ingreso a fin de tener en cuenta los diferentes contextos institucionales dentro de los cuales se aplicaron dichas políticas.²²

Se utilizaron los siguientes modelos.²³

$$\Delta W_t = a_1 + a_2 U_t^{-1} + a_3 \Delta P_t^{(2)} + a_4 I_1 + a_5 I_2$$

$$\Delta W_t = a'_1 + a'_2 U_t^{-1} + a'_3 \Delta P_t^e + a'_4 I_1 + a'_5 I_2$$

Se analizaron también para cada uno de estos modelos los resultados obtenidos si se elimina la variable U_t . El cuadro 1 detalla los valores que se obtuvieron (entre paréntesis figura el estadístico t).

El cuadro 1 muestra que con la inclusión de las variables ficticias mejoran los resultados de la ecuación 5.6 si se elimina la autocorrelación a un nivel del 5%. El coeficiente de determinación ajustado por grados de libertad (R_A^2) aumenta de 0.76 a 0.86. Sigue siendo significativa y no difiere de uno, la variable expectativa de precios. La eliminación de la variable U_t contribuye en general a mejorar las estimaciones. Es interesante señalar que la política de ingresos muestra distintos signos. Por lo general en los estudios empíricos realizados con variables ficticias se espera que el signo del coeficiente sea negativo y refleje la medida en que el control de los salarios contribuye a reducir su ritmo de crecimiento. Este resultado se obtuvo para el período de Krieger Vasena pues dicha política redujo —para los cinco semestres considerados, segundo de 1967 a segundo de 1969— de acuerdo con la ecuación (5.7), que arroja valores más significativos para I_1 e I_2 , en 11% la tasa anual de

²²Otro enfoque más reciente consiste en estimar en la ecuación salarial tanto para los períodos en que se aplicó y para los que no se aplicó una política de ingresos y asimismo para todo el período completo, y confrontar la hipótesis de que la ecuación salarial ha permanecido estable durante el período total independientemente de que se aplica o no la política de ingreso. (Véase Parkin-Summer-Jones, M. Parkin, M. Summer y R. Jones, "A Survey of the Econometric Evidence of the Effects of Incomes Policy on the Rate of Inflation" en M. Parkin y M. Summer (ed.), *Incomes Policy and Inflation*, Manchester University Press, Manchester, 1972.)

²³La variable ΔP_t^e corresponde a $\gamma = 0.7$.

Cuadro 1

Caso con $\Delta P_t^{(2)}$	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	R^2	R_A^2	F	FG	DW
(5.7) Incluyendo U_t	7.08 (0.50)	8.66 (0.13)	0.89 (6.64)	-11.01 (2.69)	17.86 (3.11)	0.89	0.87	33.26	14.86*	1.91
(5.8) Eliminando U_t	8.88 (2.30)	—	0.88 (8.02)	-10.92 (2.79)	18.16 (3.56)	0.89	0.87	47.05	4.82**	1.92
* 6 grados de libertad	—		** 3 grados de libertad							
Caso con ΔP_t^c	a'_1	a'_2	a'_3	a'_4	a'_5	R^2	R_A^2	F	FG	DW
(5.9) Incluyendo U_t	2.71 (0.17)	25.05 (0.35)	0.99 (6.11)	-13.04 (3.06)	8.71 (1.32)	0.88	0.85	29.09	16.33	2.00
(5.10) Eliminando U_t	8.03 (1.88)	—	0.96 (7.40)	-12.76 (3.13)	9.88 (1.77)	0.88	0.86	40.85	5.29	1.99

crecimiento que hubiesen mostrado los salarios monetarios si no se hubiera aplicado la política de ingresos. Pero para el período de Gelbard la variable ficticia tiene signo positivo lo cual indica que la política de ingresos contribuyó a aumentar los salarios monetarios a un ritmo anual mayor $-17,86\%$ del que se hubiese alcanzado de no aplicarse esa política. Como los precios también estaban controlados no puede estimarse el efecto global de las dos políticas de ingreso considerando sólo esos coeficientes. Sin embargo, como en ambos períodos se observa una fuerte caída en el ritmo anual de inflación puede concluirse provisionalmente de estas cifras que dichas políticas se caracterizan por un enfoque distinto en materia de distribución. Mientras Krieger Vasena procuró, por intermedio de la política de ingresos, amortiguar tanto el crecimiento de los precios como de los salarios, Gelbard a través de su esquema antinflacionario trató de tornar compatible un menor ritmo de aumento de precios con una mayor tasa de crecimiento anual de los salarios. Debemos aclarar que estos resultados no nos permiten emitir juicio sobre el efecto redistributivo final de la política de precios y salarios ya que para eso hubiese sido necesario formular un modelo de ecuaciones simultáneas con precios y salarios que desempeñasen sucesivamente el papel de variables dependientes e independientes. Por otra parte, el período de Krieger Vasena, que abarca cinco semestres, se caracterizó por un fuerte aumento salarial en el primer semestre y una desaceleración posterior y por eso su coeficiente al captar las dos fases puede mostrar simplemente que la última etapa, con menor ritmo de crecimiento anual en los salarios, anuló el fuerte efecto positivo inicial. En cambio, el período de Gelbard que comprende sólo dos semestres puede ser incompleto para evaluar correctamente el sentido de la política de ingresos.²⁴

De todas formas y aun teniendo presente las aclaraciones anteriores es evidente que una política de ingreso no debe necesariamente asociarse con un esquema de distribución ligado a la contención salarial. Por el contrario, los aspectos más importantes de todo esquema antinflacionario basado en la política de ingresos siguen siendo las pautas que el gobierno propone a la sociedad para distribuir el ingreso.

Esta variable distributiva adquiere particular relevancia para un país que se ha desenvuelto en un marco inflacionario por un largo período. En este contexto secular de inflación, los distintos grupos sociales han generado los suficientes anticuerpos como para evitar que una política antinflacionaria les signifique una pérdida real en su posición relativa en la distribución del ingreso. De esta forma y bajo una larga experiencia

²⁴ Para un análisis detallado de la distribución del ingreso en este período véase Juan Carlos de Pablo, *Cuatro ensayos sobre la economía Argentina*, I: "Distribución del ingreso", versión mimeografiada, FIEL, noviembre de 1974.

de avances y retrocesos en materia de estabilización de precios, el sistema de precios relativos deja de ser "el" instrumento a través del cual se asignan los recursos productivos para pasar a ser un mecanismo central en la distribución del ingreso. Esos avances y retrocesos de las políticas antinflacionarias terminan por convencer a los grupos económicos que en la pugna por modificar la distribución del ingreso priva el corto plazo y que su instrumento natural de autodefensa se centra básicamente en los precios relativos dado que los posibles esquemas compensadores de política fiscal que requieren un plazo más largo suelen no perdurar.

Los valores altamente significativos de los coeficientes de expectativas en materia de precios y de las políticas de ingreso y el aporte nulo de la variable exceso de demanda, sirven para poner de manifiesto que la inflación argentina se desenvuelve en un contexto de continuas fricciones redistributivas entre grupos sociales con distinta influencia sobre el mercado. Ello indica que para el éxito del programa de política económica no basta con expresar claramente la meta distributiva sino que se requiere además un gobierno con suficiente respaldo político como para imponer las nuevas reglas de juego en la distribución del ingreso. Para aquellos países con larga tradición de respeto al juego político-electoral, el hecho de que se impugne al poder de arbitraje del gobierno no significa que se quebranten las normas institucionales que rigen la conducta de un país. En cambio, en la Argentina una forma consistió en debilitar las bases mismas de sustentación de las instituciones representativas, creándose así las condiciones propicias para el posterior derrocamiento de los gobiernos. Por ese motivo, los gobiernos preocupados por su supervivencia abandonan su papel de árbitro de la distribución y se limitan a satisfacer las exigencias de aquellos grupos con capacidad política para imponer sus propias pautas distributivas. Se inicia así un proceso sucesivo de circularidad de la redistribución que se autoalimenta en materia inflacionaria y que termina por poner en tela de juicio el papel mismo del gobierno. Esta dinámica, que ha sido claramente expuesta por Guillermo O'Donnell²⁵, rebasa el alcance diato de este trabajo, por lo que no se ahondará en el tema. Lo que sí se desea destacar es que el tradicional supuesto *ceteris paribus* con respecto a la variable institucional-político-social margina del análisis, para un período tan convulsionado como 1964-1974, elementos muy importantes para la dinámica inflacionaria. No nos parece posible explicarla satisfactoriamente si no se integra interdisciplinariamente el conjunto de factores que inciden en ella.

²⁵ Guillermo O'Donnell *Modernización y autoritarismo*, Paidós, Buenos Aires, 1972.

IV. LA CURVA DE PHILLIPS Y LA PRESION SINDICAL

Las connotaciones anteriores se asocian con la explicación sociológica de la dinámica inflacionaria y han sido expuestas en la Argentina entre otros economistas por Javier Villanueva.²⁶ En este sentido la inflación es el resultado de la pugna por alterar la distribución entre sectores sociales que ejercen dominio sobre el mercado.

En lo que se refiere concretamente a la curva de Phillips el análisis realizado hasta aquí debería complementarse considerando el papel de la agresividad sindical en la determinación de los salarios monetarios. Para este análisis no conviene definir esta variable en función de las variaciones en el porcentaje de sindicación (enfoque de Hines) puesto que por las características de la legislación laboral argentina ese porcentaje, que no sólo es elevado sino también estable en el tiempo, no refleja una mayor o menor presión sindical.²⁷ Por ese motivo se la definió en función de las jornadas de trabajo perdidas como resultado de huelgas y paros (enfoque de Godfrey). En este sentido, el Ministerio de Trabajo publica estadísticas sobre los conflictos de trabajo registrados en la Capital Federal, que indican el número de casos, los trabajadores afectados y las jornadas perdidas. Esta serie estadística comprende las huelgas (interrupción temporal del trabajo de duración superior a una jornada de trabajo) y paros (interrupción que no excede una jornada).²⁸ Las cifras anuales se clasifican por sectores económicos y por causas generadoras del conflicto laboral (mejoras económicas, reclamo de jornales, despido y suspensión de trabajadores, aspectos relacionados con la disciplina, la organización y el funcionamiento en los lugares de trabajo). Lamentablemente no se hace una clasificación similar por meses, de suerte que esta variable no se refiere exclusivamente al sector industrial, como correspondería por asimilación a los conceptos de salarios monetarios y desempleo, sino que incluye todos los sectores productivos y a la totalidad de causas económicas y no económicas de las huelgas y paros.²⁹ La variable jornadas de trabajo perdidas, que expresa el grado de presión sindical, fue estimada como sigue:

²⁶ Javier Villanueva, "Una interpretación de la inflación Argentina", *Revista de Ciencias Económicas, Temas de Economía*, abril-septiembre de 1972.

²⁷ Purdy y Zis critican la utilización de la tasa de cambio del porcentaje de la fuerza de trabajo sindicada como indicador de la militancia sindical. (Veáse D. L. Purdy y G. Zis, "Trade Unions and Wage Inflation in the UK: A Reappraisal" en M. Parkin y A. R. Nobay (ed.), *Essays in Modern Economics*, Longman Group Ltd., Gran Bretaña, 1973.)

²⁸ "Conflictos de Trabajo", Ministerio de Trabajo, Dirección Nacional de Recursos Humanos, División de Estadísticas Sociales, varios números anuales.

$$\Delta S_t = \frac{S_t - S_{t-2}}{S_{t-2}}$$

donde S_t es el total de jornadas perdidas en el semestre t . Esta serie abarca el período 1964-1971, pues a partir de este último año dejaron de elaborarse esas estadísticas.

Se usó ΔS_t en lugar del nivel absoluto S_t por dos motivos. Primero por las probables variaciones estacionales de la serie pues el primer semestre del año incluye meses de vacaciones durante los cuales hay menos probabilidades de conflicto laboral. Por ello, la variable ΔS_t surge al relacionar S_t con S_{t-2} y no con el semestre anterior (S_{t-1}). El segundo motivo es más delicado ya que supone que la agresividad sindical es función de la tasa de crecimiento del conflicto y no del total de conflictos ocurridos en el semestre. Una posible justificación es que los salarios suelen ser fijados unilateralmente por el gobierno o si no lo son, por lo menos el gobierno ejerce una fuerte presión, para mantener esos aumentos dentro de pautas fijadas no necesariamente en forma pública y explícita. En este contexto un modelo probable de comportamiento sindical sería aquel en que los sindicatos para lograr mayores salarios tratan de crear un clima conflictivo de intensidad creciente para asegurarse una acogida gubernamental más favorable. Esto último sugiere que la tasa de aumento en los salarios monetarios se mueve en la misma dirección que el aumento de la tasa de agresividad sindical, medida a su vez por ΔS_t .

La ecuación estimada para el período 1964-1971 es la siguiente:³⁰

$$(5.11) \quad \Delta W_t = 6.920 + 1.002 \Delta P_t^e + 0.024 \Delta S_t - 13.329 I_1 R^2 = 0.87$$

(1.38) (5.12) (2.05) (4.36) $R_A^2 = 0.83$

F(12) = 25.86
FG(3) = 4.90
DW = 1.85

²⁹La serie de paros está expresada en horas-hombre perdidas, que fueron convertidas en jornadas considerando una jornada normal de trabajo igual a 8 horas.

³⁰La variable ΔP_t^e corresponde a un valor $\gamma = 0.7$. La sustitución de ΔP_t^e por $\Delta P_t^{(2)}$ eleva el coeficiente DW a la zona de indeterminación con un nivel del 5 por ciento.

Se estimó una ecuación similar a la (5.11) en que se incluyó U_t . Los resultados muestran que su coeficiente tiene un signo contrario al esperado, no es significativo e introduce cierta multicolinealidad. Por ese motivo, se incluyó esa variable de la expresión (5.11). Los resultados son claros y compatibles con las estimaciones anteriores:

- a) el coeficiente de adaptación a las expectativas de precios no difiere de uno;
- b) la variable ficticia I_1 , que expresa la política de ingresos durante el período de Krieger Vasena, tiene el signo esperado y es significativamente distinto de cero;
- c) la variable subrogante de la presión sindical ΔS_t tiene el signo esperado y es significativa al 5^o/o.³¹ Se observa que un aumento anual del 10^o/o en dicha presión a través de huelgas y paros da como resultado un aumento anual de los salarios monetarios del 2.4^o/o;
- d) la variable ΔS_t no está estrechamente vinculada con el estado ocupacional del mercado de trabajo, lo cual sugiere que la presión sindical se manifiesta con cierta independencia del nivel de exceso de demanda de mano de obra.³²

$$U_t = 0.18 + 0.0001 \Delta S_t \quad R_A^2 = 0.15$$

(24.48) (1.93)

V. CONCLUSIONES SOBRE LA APLICABILIDAD DE LA CURVA DE PHILLIPS A LA ECONOMIA ARGENTINA

En el análisis empírico de la curva de Phillips para la economía argentina en el período 1964-1974 se partió de la versión más simple

$$\Delta W_t = a_1 + a_2 U_t^{-1} + a_3 U_t^{-2}$$

y se comprobó que no sólo el estado del mercado de trabajo no es una variable significativa en la determinación del ritmo de crecimiento de los salarios monetarios sino que tiene un comportamiento opuesto al esperado: a medida que aumenta el nivel de desempleo se acelera la tasa de aumento de los salarios.

³¹ En la ecuación (5.11) se sustituyó ΔS_t por S_t y S_{t-1} con resultados poco satisfactorios con respecto a la significación de sus coeficientes.

³² Esta independencia es aún mayor entre el nivel de desempleo y el total de conflictos ocurridos en el semestre (S_t). El coeficiente de correlación es de 0.05.

Como las estimaciones econométricas basadas en la ecuación anterior fueron muy poco satisfactorias, el segundo paso consistió en verificar el papel de la tasa esperada de aumento de precios en el comportamiento de los salarios monetarios. Para eso hubo que formular en primer lugar un modelo de expectativas inflacionarias y luego sustituir la tasa esperada de inflación en la ecuación de salarios. En este sentido, comenzó por definir un modelo muy simple de expectativas estáticas; es decir, se partió de

$$\Delta W_t = a_1 + a_2 U_t^{-1} + a_3 \Delta P_t^e$$

$$\Delta P_t^e = \Delta P_t$$

Los resultados obtenidos confirman la conclusión anterior de que es nula la significación de la variable U_t al mismo tiempo que ponen de manifiesto el importante papel de la tasa actual de inflación en la explicación de la tasa de variación de los salarios. Como el modelo anterior sólo toma en cuenta la inflación actual y deja de lado la influencia de la evolución de las tasas de crecimiento de los precios, se formuló un modelo de expectativas adaptativas en donde

$$\Delta P_t^e = \gamma \Delta P_t + \gamma(1-\gamma) \Delta P_{t-1} + \gamma(1-\gamma)^2 \Delta P_{t-2} + \dots \quad 0 \leq \gamma \leq 1.$$

En este modelo cuanto más cercano a uno sea γ más corto será el período al cual se refieren los datos considerados por las unidades económicas y mayor la influencia en la formación de expectativas de las tasas de inflación de los períodos más recientes.

Según las estimaciones realizadas vuelve a desecharse el aporte de U_t y se destaca por un lado la significación de la tasa esperada de inflación y por otro se aprecia que en la formación de expectativas realmente cuentan el semestre anterior y el actual (para $\gamma = 0.7$ se maximiza el valor de R_A^2 en la ecuación de salarios).

Una limitación importante de las estimaciones anteriores es la autocorrelación mostrada por los residuos, que impide realizar comprobaciones de significación de los coeficientes estimados. Eso sugiere, además, que es necesario mejorar el modelo por estimar mediante la incorporación de nuevas variables. Se decidió así introducir en el análisis dos experiencias importantes en materia de política de ingresos realizadas durante el período 1964-1974: la de Krieger Vasena y la de Gelbard. En ambos casos se definieron variables ficticias. El modelo quedó entonces expresado como sigue:

$$\Delta W_t = a_1 + a_2 U_t^{-1} + a_3 \Delta P_t^e + a_4 I_1 + a_5 I_2$$

Según los resultados obtenidos se descarta el papel de U_t y se subraya la significación de las expectativas inflacionarias y de las políticas de ingreso, que en conjunto explican el 86% de la variación en los salarios monetarios. La eliminación de la autocorrelación en los residuos muestra que el coeficiente de adaptación no difiere de uno y que mientras la política de ingreso de Krieger Vasena sirvió para frenar la tasa de crecimiento de los salarios monetarios, la de Gelbard contribuyó durante su corta aplicación a acelerar dicho crecimiento.

Al comprobarse que el nivel de desempleo (U_t) no es una variable significativa en la explicación de la tasa de cambio de los salarios monetarios se formuló finalmente un nuevo modelo en el que los salarios no están influidos por las fuerzas del mercado sino por la agresividad sindical (ΔS_t):

$$\Delta W_t = a_1 + a_2 \Delta P_t^e + a_3 \Delta S_t + a_4 I_t$$

Los resultados de este modelo, que sólo se aplicó al período 1964-1971 por limitaciones en las fuentes estadísticas, muestran que el coeficiente de ΔP_t^e no difiere de uno, que la política de ingresos de Krieger Vasena fue significativa y que la agresividad sindical contribuyó a aumentar el ritmo de crecimiento de los salarios. En particular, se observa que la presión sindical se manifiesta independientemente del estado ocupacional del mercado de trabajo.

En suma, las estimaciones realizadas para la economía argentina indican que en el período 1964-1974 no se dio la conocida relación entre menor nivel de desocupación y una mayor tasa de crecimiento en los salarios monetarios. Esta última variable es independiente del estado ocupacional del mercado de trabajo. En cambio, en la tasa de crecimiento de los salarios monetarios gravitaron la tasa esperada de inflación y el grado de presión que pueden ejercer los sindicatos.

La inflación secular que caracteriza a la economía argentina ha servido para crear en ciertos grupos sociales las defensas necesarias para protegerse de los efectos regresivos de la inflación. En el sector laboral este proceso ocurrió sin que fuera necesario introducir explícitamente la indización de los salarios monetarios. El coeficiente unitario de adaptación a las expectativas inflacionarias muestra la imposibilidad de engañar persistentemente a los asalariados a través de una tasa inflacionaria creciente. No sólo no abrigan ilusiones monetarias sino que teniendo presente los continuos avances y retrocesos de los programas de política económica, los asalariados forman sus expectativas inflacionarias sobre la base de un modelo en el que influye en un 90% lo que ocurre en el semestre actual y en el anterior.

Esta capacidad de los asalariados para transferir el aumento esperado de precios a los salarios unida a la presión alcista que ejerce la militancia sindical sugiere que la explicación de la inflación en la Argentina escapa a la tradicional interpretación según la cual es desencadenada por el exceso de demanda. Si aceptamos que el nivel de desempleo laboral representa adecuadamente esta última variable la inflación se acelera independientemente del estado del mercado laboral. Por el contrario, la inflación de la Argentina se explica más bien por la influencia que sobre el nivel de precios tiene la existencia de aspiraciones individuales en materia de distribución del ingreso nacional que exceden la capacidad global del país para satisfacerla. Estas aspiraciones individuales han podido armonizarse en un contexto de estabilidad de precios en aquellas contadas oportunidades en las que el gobierno se ha elevado por encima de las aspiraciones contrapuestas regulando y arbitrando la pugna por modificar la distribución del ingreso a través de una política de ingreso. En el período 1964-1974 ese objetivo se logró en dos oportunidades: en 1967-1969 durante el gobierno de Onganía-Krieger Vasena y en 1973-1974 (Perón-Gelbard). Cabe también señalar que las tensiones socio-económicas ocasionadas por estos choques estabilizadores, en un país que está acostumbrado a razonar y a funcionar con una inflación permanente y fluctuante, una vez agotada y desaparecida esa capacidad arbitral, llevaron a una explosión inflacionaria posterior como ocurrió en 1971-1972 y nuevamente a partir del segundo semestre de 1974. Es decir, si bien a través de una política de ingresos puede desplazarse hacia la izquierda la curva de Phillips, cuando se la deja de aplicar, la curva vuelve a desplazarse hacia la derecha, tras una fuerte expansión inicial de los precios.

Ello demuestra que para un país que no conoce otro tipo de comportamiento económico que el que se desenvuelve con tasas promedio de inflación anual del 25-30%, no es aconsejable frenar bruscamente la inflación debido a que las tensiones que se acumulan durante ese breve período de estabilidad de precios ocasionan posteriormente una explosión también brusca de los precios y así como a un país con estabilidad de precios no le resulta fácil ajustarse a las reglas del juego cuando hay inflación, tampoco es simple el proceso inverso de adaptación. Con ello se quiere sugerir que si bien las políticas de ingreso de Krieger Vasena y Gelbard parecen haber tenido éxito durante sus cortos períodos de aplicación, evaluadas desde un punto de vista más amplio sólo fueron ejemplos transitorios de inflación reprimida. Estos resultados sugieren que si la capacidad del gobierno de arbitrar en la pugna por cambiar la distribución del ingreso es ejercida en forma gradual y durante un cierto período no sólo es posible "enseñar" a las unidades económicas a funcionar con cierta estabilidad de precios sino que además se suavizan las tensiones distributivas y se

amortigua el natural desgaste arbitral del gobierno en la medida que se desenvuelve en un proceso sostenido de expansión del ingreso distribuido. No parece aconsejable ni políticamente viable para un país que durante 25 años no ha conocido otra forma de modificar la distribución del ingreso que el cambio en los precios relativos alterar bruscamente ese comportamiento, puesto que es muy posible que con la estabilidad de precios la mayoría de los grupos sociales se sientan simultáneamente defraudados. En este contexto de frustración colectiva el período en que se aplica la política de ingresos representa una breve transición que puede terminar con la expulsión del árbitro cuando se agota políticamente su capacidad para hacer respetar las reglas del juego en materia de distribución.

Este panorama de la dinámica inflacionaria se ha dado en un contexto de crecimiento moderado y fluctuante debido a que el sector externo tenía capacidad limitada para satisfacer un nivel de producción compatible con el pleno empleo. Esto sugiere que los elementos determinantes de los salarios monetarios no pueden analizarse en el marco de una economía cerrada, tal como lo formula la curva de Phillips, sino que debe incorporar en su análisis la relación entre la política cambiaria aplicada (tipo de cambio fijo o tipo de cambio flexible) y la diferencia entre la inflación interna y externa.

En la medida en que la tasa de crecimiento de los precios internos, con un tipo de cambio fijo, exceda la inflación mundial se perjudicarán las posibilidades de competencia internacional del país como consecuencia de una sobrevaluación de su moneda. La progresiva tendencia hacia el desequilibrio externo al cual conduce el esquema anterior llevará posteriormente a una devaluación con el propósito de lograr nuevamente el equilibrio. La experiencia argentina indica que cuando esta última medida se aplica conjuntamente con una política de contención del salario monetario se produce una redistribución del ingreso en perjuicio de los asalariados. Como estos últimos tienen una propensión marginal al gasto mayor que la de los no asalariados, la devaluación deprime el nivel de la demanda interna y con ello el nivel de la producción y el empleo dada la baja elasticidad de oferta en el corto plazo de los productos de exportación. Esta dinámica indica que el equilibrio externo se logra en el corto plazo en mayor medida a través de la contracción de la demanda interna de bienes importables y exportables por efecto de la devaluación que del cambio en los precios relativos. En el corto plazo la devaluación se traduce en una aceleración inflacionaria y una desaceleración en la tasa de crecimiento del producto y el empleo.

El proceso descrito hasta aquí se asocia mucho más claramente con la política de tipo de cambio fijo adoptada hasta 1964. A partir de entonces se dejó de lado ese modelo de política y comenzaron a

aplicarse esquemas cambiarios más flexibles, que incluían las devaluaciones encubiertas que significaron las reducciones en los impuestos a las exportaciones. Sin embargo, en cierta medida la devaluación de marzo de 1967, pero en mayor medida la de fines de 1971, sugieren que el tipo de cambio no se ajustó en relación con la disparidad entre la inflación interna y la mundial. Este rezago en el ajuste del tipo de cambio real y su aumento posterior contribuyen a explicar, por ejemplo, para el período subsiguiente a la devaluación de 1971, la desaceleración en el ritmo de crecimiento de la actividad económica y del empleo.

La contribución más importante del nuevo esquema, basado en cierta flexibilidad cambiaria con respecto al que se aplicó en el período anterior a 1964, es que mientras en este último período el ajuste al equilibrio externo estuvo asociado con recesiones medidas a través de la contracción del nivel absoluto del producto interno bruto (por ejemplo, 1952, 1959 y 1962-1963), en el que se inició en 1964 se observan aceleraciones y desaceleraciones en el ritmo de crecimiento del producto bruto interno que no supusieron una caída en su nivel absoluto.

El conjunto de interrogantes que introduce en el análisis el papel del sector externo rebasa los objetivos inmediatos de este trabajo y ya han sido expuestos en otro trabajo³³ en que se analizan sus efectos sobre el nivel de actividad económica y la tasa de inflación de modo que no se ahondará sobre esa materia.

BIBLIOGRAFIA

- Ackley, Gardner "An Incomes Policy for the 1970's", *The Review of Economics and Statistics*, agosto de 1972, vol. LIV, N° 3, pp. 218 a 223.
- Burton, John *Inflación de salarios*, Vicens-Vives, Barcelona, 1974.
- Corry, Bernard y Laidler, David "The Phillips Relation: A Theoretical Explanation", *Economica*, mayo de 1967, vol. XXXIV, N° 134, pp. 189 a 197.

³³ Mario S. Brodersohn, "Estrategias de política económica gubernamental en la Argentina, 1950-1972", *Revista de ciencias económicas*, 1974.

- Eckstein, Otto y Brinner, Roger "The Inflation Process in the United States", *Joint Economic Committee*, 22 de febrero de 1972.
- Godfrey, Leslie y Taylor, Jim "Earning Changes in the United Kingdom 1954-1970: Excess Labour Supply, Expected Inflation and Union Influence", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, agosto de 1973, vol. XXXV, N° 1, pp. 197 a 216.
- Harrod, Roy "The Issues: Five Views" en R. Hinshaw (ed.), *Inflation as a Global Problem*, The John Hopkins University Press, Londres 1972.
- Hines, A. G. "Inflation and Economic Growth", en N. Kaldor (ed.), *Conflicts in Policy Objectives*, Augustus M. Kelly Publishers, Nueva York, 1971.
- Johnson, Harry G. "Notes on Incomes Policy and the Balance of Payments" en M. Parkin y M. Summer (ed.), *Incomes Policy and Inflation*, Manchester University Press, Manchester, 1972.
- Laidler, David "The Phillips Curve, Expectations and Incomes Policy" en Harry G. Johnson y A. R. Nobay (ed.), *The Current Inflation*, MacMillan Press, Londres, 1971.
- Laidler, David "The Current Inflation: The Problem of Explanation and the Problem of Policy", en Joan Robinson (ed.), *After Keynes*, Basil Blackwell, Oxford, 1973.
- Morley, Samuel A. *The Economics of Inflation*, The Dryden Press Inc., Illinois, 1971, cap. 6.
- Parkin, J. Michael "Incomes Policy: Some Further Results on the Rate of Change of Money Wages", *Economica*, noviembre de 1970, vol. XXXVII, N° 148, pp. 386 a 401.

- Parkin, J. Michael "United Kingdom Inflation: The Policy Alternatives", *National Westminster Bank Quarterly Review*, mayo de 1974.
- Perry, George L. "Changing Labor Markets and Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 1970.
- Perry, George L. "The Success of Anti-Inflation Policies in the United States", *Journal of Money, Credit and Banking*, febrero de 1973, vol. V, Nº 1, Part II.
- Samuelson, Paul y Solow, Robert "Analytical Aspects of Anti-Inflationary Policy", *American Economic Review*, mayo de 1960, vol. L, Nº 2, pp. 177 a 194.
- Smith, Warren L. "On Some Current Issues in Monetary Economics: An Interpretation", *Journal of Economic Literature*, septiembre de 1970, vol. VIII, Nº3, pp. 767 a 782.
- Spencer, Roger W. "The Relation between Prices and Employment: Two Views", en S. Mitra (ed.), *Dimensions of Macroeconomics: A Book of Readings*, Random House, Nueva York, 1971.
- Tobin, James "Inflación y desempleo", *El trimestre económico*, octubre a diciembre de 1972, vol. XXXIX, Nº 4, pp. 687 a 715.
- Turnovsky, Stephen "The Expectations Hypothesis and the Aggregate Wage Equation: Some Empirical Evidence for Canada", *Economica*, febrero de 1972, vol. XXXIX, Nº 153, pp. 1 a 17.
- Ward R. y Zis G. "Trade Union Militancy as an Explanation of Inflation: An International Comparison", *The Manchester School*, marzo de 1974, vol. XLII, Nº 1, pp. 46-65.

EL INSTITUTO

El Instituto Latinoamericano de Planificación Económica y Social se creó en 1962 como un organismo autónomo bajo la égida de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL).

En enero de 1974 el Comité Plenario de la Comisión Económica para América Latina, teniendo en cuenta la valiosa contribución que había significado el funcionamiento del ILPES para la región, resolvió que éste se transformara en una institución permanente, con identidad propia dentro del sistema de la CEPAL.

ESTOS CUADERNOS

Con el nombre común de Cuadernos, el Instituto Latinoamericano de Planificación Económica y Social inició en 1967 diversas publicaciones, que abrigan en su conjunto un mismo propósito: el de informar a un público más amplio de algunas de sus tareas de investigación y de enseñanza que no pueden menos de modificarse continuamente, ya sea por nuevas orientaciones de la ciencia o por la aparición de problemas antes desconocidos. Esa información quiere hacerse en los Cuadernos de tal modo que sea como la invitación a un diálogo en el que se apoye realmente una auténtica cooperación intelectual. La mejor manera de alcanzar esas metas es hacer comunicables algunas de las tareas del Instituto en sus etapas de formación. Se trata, pues, de trabajos o fragmentos de trabajos que no pretenden la plena madurez de forma o contenido y que, por consiguiente, han de ser modificados en su día de acuerdo en lo posible —y ese sería el ideal que pretenden alcanzar los cuadernos— con el consenso científico suscitado por el diálogo y la discusión. Así ha ocurrido en varias ocasiones dando lugar a publicaciones de mayor envergadura que forman la serie de Textos del Instituto.

En consecuencia, estos cuadernos se presentan al público con conciencia crítica de todas sus limitaciones por ver precisamente en ella el mejor estímulo para la tarea que el Instituto tiene por delante.

IMPRESO EN LA SECCION DE REPRODUCCION DE DOCUMENTOS CEPAL/ILPES