

LA RELACION DE CORTO PLAZO ENTRE CRECIMIENTO E
INFLACION EN LATINOAMERICA: UN ENFOQUE DE EXPECTATIVAS
CUASI RACIONALES O CONSISTENTES *

JAMES A. HANSON **

ABSTRACT

This paper investigates the long-standing question of the relation between inflation and growth in Latin America by applying a rational or consistent expectations approach to five inflationary Latin American countries. As a rule of thumb ten percentage points of an expected inflation raise output about one percentage point above trend, or yield one percentage point of extra growth, when the data are interpreted in a growth rate framework.

The use of different simple hypothesis regarding the money supply process can equalize the predictability of inflation in the five countries under consideration. This predictability is low by OECD standards. The corresponding estimated coefficient of unexpected inflation is statistically indistinguishable across the five countries and significantly lower than in OECD countries, supporting Lucas' hypothesis that reaction to unexpected inflation is inversely related to its predictability.

Many different processes for forming expectations on inflation work approximately as well in explaining output in medium inflation countries. Judged solely by the significance of the output equation, lagged inflation is the best predictor of inflation in three of the five cases and nearly as good in the other two.

Finally, most of the output effect of unexpected monetary disturbances seems to be contemporaneous. While there are persistent deviations in output from normal levels, as the growth form would

* Este trabajo se terminó mientras yo era becario visitante de la División Financiera Internacional a la Junta de Gobernadores del Sistema de Reserva Federal. Agradezco el uso de las instalaciones de computación de CEPAL, Brown University y la Junta de Gobernadores, y los comentarios de Roque Fernández, Robert Gregory, Herschel Grossman, Dale Henderson, Robert King y Jerome Stein; aunque solamente yo tengo la responsabilidad total del estudio. El análisis y las conclusiones de este trabajo no deben interpretarse como una representación de los puntos de vista de la Junta de Gobernadores del Sistema de Reserva Federal o de los miembros de su personal. Aparecen resultados estadísticos más extensos en mi trabajo de discusión de las finanzas internacionales.

** Profesor de Brown University.

imply, these seem to be related more to supply shocks than to the lagged effects of unexpected changes in money.

I. INTRODUCCIÓN

Este estudio investiga la relación de corto plazo entre inflación y crecimiento en Latinoamérica, tema que fue motivo de ardiente debate entre estructuralistas y monetaristas en la década de 1960, pero que recién ha empezado a investigarse empíricamente¹. Las pruebas aquí presentadas servirán, también, como útil complemento para los numerosos estudios sobre la relación entre producción y empleo e inflación en los países desarrollados, puesto que Latinoamérica proporciona un conjunto mucho más amplio de experimentos bien documentados con los cuales verificar las hipótesis con respecto a inflación que el Grupo de los Diez.

Para examinar la relación entre crecimiento e inflación, este estudio utiliza una variante del modelo Phillips formulado por Edmund Phelps, Robert Lucas y Leonard Rapping, y Lucas (1973). Las desviaciones desde la producción normal o tasas de crecimiento se atribuyen a la diferencia entre precios efectivos y esperados en una forma reducida; caracterizándose este último por la racionalidad, según está definida más abajo. Las principales conclusiones que se obtuvieron al usar este modelo son:

1. En Brasil, Chile antes de Allende, Colombia, México y Perú existe una relación pequeña, aunque significativa, entre producción o crecimiento e inflación "inesperada". Este resultado es bastante más contundente que los obtenidos en los estudios de Roberto Barro (1974, 1979) sobre inflaciones en Latinoamérica.

2. Diez puntos porcentuales de inflación inesperada producen alrededor de un punto porcentual extra de crecimiento. Este efecto es estadísticamente indistinguible en los cinco países, una vez que se toman en consideración los diferentes procesos de oferta monetaria y la correspondiente formulación de expectativas. Este resultado respalda, decididamente, la hipótesis de Lucas en cuanto a que la reacción a una inflación inesperada depende de la posibilidad de predecir la inflación, porque ésta es similar en los cinco casos, teniendo en cuenta las diferencias en los procesos de oferta monetaria². Este efecto es también significativamente más pequeño que los obtenidos por Lucas (1973) para los países desarrollados con inflación más predecible, confirmando su hipótesis de una curva Phillips casi vertical, cuando las demandas nominales son impredecibles.

¹ Para una revisión del trabajo existente, ver Roque Fernández y el autor. Se pueden encontrar resúmenes de la opinión estructuralista en Roberto Campos, Enrique Sierra y Susan Wachter, entre otros.

² Lucas usa la varianza de la demanda nominal sin tendencia como una medida de su predecibilidad, ya que supone que la variable se puede caracterizar mediante un camino aleatorio con tendencia. Con un proceso de oferta monetaria más complicado, la predecibilidad de la inflación se convierte en la variable clave en la reacción a la inflación esperada.

En otros términos, este estudio puede ser considerado como un intento por agregar un "tercer punto de información" —países moderadamente inflacionarios como Colombia, Perú y México— a lo que Lucas (1973) se refiere como "dos puntos de información", los países desarrollados y los inflacionarios como Argentina y Paraguay³. Además, los casos de Brasil y Chile refuerzan el "segundo punto de información" de Lucas. Los resultados sugieren que puede haber poca diferencia entre la posibilidad de predecir inflaciones altas y moderadas. Por lo tanto, la respuesta observada a la inflación esperada, que es baja, pero similar, respalda decididamente la hipótesis de Lucas.

3. Estos resultados están en términos de tasas de crecimiento. Lucas (1973) formulaba la hipótesis de que el nivel de producción es una función de la inflación inesperada, de la producción rezagada y una tendencia a través del tiempo. Sin embargo, en los cinco países estudiados no hay una distinción estadística entre la formulación en tasas de crecimiento y la hecha en niveles de producción, como una función (forma reducida) de inflación inesperada⁴.

La forma de crecimiento implica que los aumentos en el crecimiento logrados mediante cambios en los precios duran sólo mientras el cambio en los precios sea inesperado. Cualquier alza temporal en la tasa de crecimiento real y en la producción por sobre sus valores nominales, debida a la inflación inesperada, tendrá que "pagarse" a medida que la inflación esperada supere* a la efectiva. Una implicancia de la forma de crecimiento consiste en que si, después de una inflación inesperada, la esperada permanece igual a la real, entonces la producción se mantendría por sobre la normal. Este resultado puede justificarse de varias maneras; por ejemplo, a través de los efectos de capacidad de un aumento por una vez en el dinero; o los efectos persistentes de shocks en la oferta; cambios de los términos de intercambio o tipos de cambio inapropiados. Así, el resultado no debe sorprender, a pesar de que un cambio por una vez en la inflación inesperada es una hipótesis poco probable en lo que concierne a expectativas o a políticas de oferta monetaria. Precisando más, en el artículo se supone que la formación de expectativas predice, y en realidad lo hace, la inflación en promedio a través de la muestra, generalmente con errores serialmente no correlacionados. En este sentido, las expectativas son racionales, aunque tal vez el término consistente sería más apropiado. No se permite una inflación inesperada persistente, ni tampoco un nivel de precios que esté persistentemente por sobre la tendencia. Como resultado, en los países estudiados no existen desviaciones serialmente correlacionadas con respecto al crecimiento normal, aunque las desviaciones con respecto a la tendencia son persistentes. Más aún, es pequeña la influencia independiente de cambios ines-

³ Vale la pena señalar que existe una leve relación inversa entre el coeficiente de la inflación inesperada y la variabilidad de la inflación dentro del "punto de antecedente" de país desarrollado de Lucas, que tiende a confirmar su hipótesis. Tanto en la muestra de Lucas como en Latinoamérica, según se discute en Fernández y Hanson, existe una relación casi proporcional entre inflación y su desviación normal, lo que hace difícil distinguir entre la hipótesis de Lucas y las otras en competencia.

⁴ La inspección indica que esto también es efectivo en cerca de un 60% de los casos estudiados por Lucas (1973).

* N. del T.: En el original, *overshoots*.

perados en la inflación sobre las desviaciones persistentes con respecto a la tendencia.

4. Es difícil establecer el proceso particular de crecimiento monetario y formación de expectativas, incluso en las rápidas y erráticas inflaciones estudiadas. En las dos inflaciones rápidas, los valores rezagados de la inflación parecen ser mejores para determinar el crecimiento de la producción que las variables de crecimiento monetario utilizadas por Lucas (1973) y Barro (1979, 1977, 1979). Esto parece ser, en parte, porque en estos casos, la inflación rezagada es, por lo menos, tan buena para predecir el crecimiento monetario como el crecimiento monetario rezagado; tal vez porque la política de gobierno y la balanza de pagos están afectadas por la inflación rezagada, que está imperfectamente correlacionada con el crecimiento monetario pasado. Thomas Sargent y Neil Wallace (1973) han proporcionado una justificación alternativa para el uso de la inflación rezagada como predictor racional en situaciones hiperinflacionarias.

También parece que en las economías latinoamericanas con inflación más rápida y variable, son útiles un mayor número de "informaciones al día" para predecir la inflación. Sin embargo, este hecho puede reflejar simplemente la estacionalidad peculiar de los cambios en los precios y del proceso de oferta monetaria en estos países.

Otro aspecto interesante es que, para Brasil, los resultados mejoraron sustancialmente al dividir el modelo en los regímenes monetarios pre y post 1965, que eran estadísticamente distinguibles en términos del proceso de crecimiento monetario y la correspondiente formación de expectativas. Este resultado puede indicar que el proceso de formación de expectativas cambia rápidamente para corresponder a un nuevo régimen monetario. No obstante, la hipótesis no pudo ser analizada con información de los otros países, debido a la corta duración de regímenes monetarios objetivamente identificables.

5. El inesperado crecimiento monetario rezagado (y la inflación) tuvo, por lo general, un efecto insignificante en la producción corriente, especialmente cuando se tomó en consideración la producción del año anterior. Las estimaciones que omiten la producción del año anterior exhiben residuos autocorrelacionados. Estos resultados difieren de los obtenidos por Barro, en Estados Unidos (1977) y en México (1979) y parecen indicar la persistencia de perturbaciones no-monetarias relativamente fuertes. Tal vez estas perturbaciones se relacionan con cambios en la oferta o con el tratamiento simple del sector externo en este estudio, hipótesis que serán analizadas en un trabajo posterior.

La sección A esboza el modelo básico que se usa para la estimación empírica y discute los procesos de expectativas que se usan. También discute la formulación de la ecuación de crecimiento. La sección B resume los resultados empíricos acerca de los procesos de oferta monetaria y la determinación de la producción cuando se supone que el proceso de expectativas se basa en una predicción del crecimiento monetario. La sección C resume los resultados obtenidos al usar la inflación rezagada para predecir la inflación. La sección D trata sobre los resultados obtenidos al hacer una hipótesis de dos diferentes procesos de oferta monetaria para Brasil, y la sección E compara la importancia relativa en la determinación de la producción de los efectos rezagados de una

inflación inesperada y de los shocks de oferta, representadas * por producción rezagada. La sección F resume brevemente los resultados.

II. EL MODELO BÁSICO

Este estudio usa un modelo sobre la relación de oferta agregada entre producción e inflación, basado en el trabajo de Phelps, Lucas y Rapping, y Lucas (1973). Los oferentes aumentan (disminuyen) la producción sobre (bajo) su tendencia normal cuando los precios son mejores (peores) de lo que se esperaba. Este argumento se aplica a menudo a la oferta de mano de obra; cuando los salarios son mayores de lo esperado, la cantidad de mano de obra ofrecida es mayor que la normal y la producción aumenta más rápido que la tendencia, porque los trabajadores tratan de aprovechar el buen salario; esto podría aplicarse especialmente a los países latinoamericanos, donde la existencia de trabajadores secundarios y la migración rural-urbana, como asimismo la deficiencia de los sistemas de información, pueden crear una ilusión monetaria de corto plazo en la función de oferta de trabajo.

Lucas (1973) escribe la función de oferta agregada como:

$$(1) \quad Y_t = a_0 + a_1 (P_t - P_t^E) + a_2 (\text{tiempo}) + a_3 Y_{t-1} + u_{t1}$$

donde:

Y_t = log de la oferta agregada en el período t ,

P_t = log del nivel de precios en el período t ,

P_t^E = E (log de P_t / información disponible en el período t)⁵.

$$a_1 > 0, a_3 \geq 1.$$

Existen dos problemas para estimar (1): la especificación de una ecuación de demanda agregada que, junto con (1) y P_t^E , determinará simultáneamente la producción y los precios; y la especificación de P_t^E .

En lugar de explicar el comportamiento de la demanda agregada sujeta a alguna restricción de ingreso o riqueza, este artículo simplemente aplica la restricción en forma directa. En particular, se supone que las perturbaciones monetarias no se transmiten a la economía mundial, debido a las variaciones en el tipo de cambio efectivo y a que los individuos están satisfechos con sus saldos monetarios nominales de cada período frente a los niveles de precios; ingreso, riqueza y costos de oportunidad de la mantención de dinero. Es decir, la demanda por producción excede la oferta hasta que los precios, ingresos y/o el costo de oportunidad del dinero se ajusten hasta obtener:

* N. del T.: En el original, *proxied*.

⁵ Lucas (1973) deriva (1) de una agregación explícita de comportamiento micro que no se expone aquí. Pueden surgir algunas dificultades en la estimación estadística cuando las cuentas nacionales, ponderadas según Paasche y Laspeyres, se sustituyen por las producciones geoméricamente ponderadas de Lucas. Lucas (1975) entrega alguna motivación para la inclusión de la producción rezagada.

$$(2) \quad M^S_t = M^D_t \equiv P_t + b_0 + b_1 Y_t + b_2 r_t + u_{t-2}$$

donde $M^i_t = \log$ del stock de dinero ofrecido (S) o demandado (D) y $r_t = \log$ del costo de oportunidad pertinente de mantener dinero en el período t , que se omite en el trabajo empírico debido a su insignificancia estadística⁶. El ajuste total de los stocks puede parecer una restricción fuerte, pero la ausencia de autocorrelación en los resultados empíricos indica que es una aproximación razonable. Pareciera que el enfoque deja también de lado la política fiscal, pero nuevamente, puede que no sea una mala aproximación para estas economías, donde la política monetaria y fiscal han estado estrechamente asociadas (véase Arnold Harberger, 1974; Werner Baer y Paul Beckerman, y Barro, 1973).

Lucas (1973) formuló la hipótesis de que las expectativas se forman racionalmente en el sentido de John Muth, es decir, usando toda la información pertinente, como si se conociera la teoría económica relevante para su aplicación. En el presente contexto esto significaría que las expectativas toman en consideración el proceso de ajuste de producción-precio, descrito por (1) y (2).

Este argumento no implica que todas las personas conocen la totalidad de la teoría económica relevante, sino que sólo un número suficiente de personas están conscientes del resultado habitual que tiene lugar cuando cambian ciertas variables, para hacer que el mercado refleje estos resultados predichos. Por ejemplo, si las personas pensaran que los precios son aleatorios, en vez de estar relacionados con la oferta monetaria, aquellos individuos que notaran cualquier correlación podrían hacer ganancias especulando sobre cualquier correlación, comprando o vendiendo bienes, o bien vendiendo predicciones de inflación para que otros las usaran. Estas predicciones de inflación gradualmente habrían tenido una influencia creciente en la determinación de los precios de los bienes.

Las claves para usar este enfoque en la predicción de la inflación, especialmente en el contexto latinoamericano, están en la frase "como si se conociera toda la información pertinente y la teoría económica para su aplicación" y en la palabra "gradualmente". Presumiblemente, los grandes modelos económicos en uso actualmente en los Estados Unidos incorporan toda la teoría económica relevante y una gran parte de la información pertinente. Con todo, su uso se está difundiendo sólo gradualmente, en parte debido a que existe un gran debate sobre cuáles son la teoría económica relevante y la información pertinente, con el resultado de que sus predicciones están a menudo sujetas a errores bastante grandes, lo que disminuye el incentivo para adoptar estos modelos^{7, 8}. Más aún, en una aplicación de las opiniones de Heisenberg sobre experimentación en economía, uno se imaginaría que si los modelos realmente transmitieron nueva información, entonces éstos cambiarían el comportamiento

⁶ Resultados disponibles si se los solicita. La demanda de dinero se puede describir como función del promedio ponderado de precios y precios esperados, sin cambiar ninguno de los resultados.

⁷ Ver Zarnowitz y Nelson.

⁸ Es interesante señalar que, aun en un caso en que el sistema fue definido completamente por las leyes de probabilidad —el juego de veintinueve—, se necesitaron numerosos años y computadores electrónicos antes de que se pudiera definir una estrategia ganadora, por ejemplo, por parte de Troop, y su aplicación fue limitada por la necesidad de grandes cantidades de capital y esfuerzo y porque el conocimiento del sistema aumentaba gradualmente.

de los individuos, lo que haría que las observaciones futuras fueran incompatibles con ellos mismos.

Una información adicional e importante es el comportamiento del gobierno. Como Lucas (1970), entre otros, ha señalado, si el gobierno sistemáticamente elaborara políticas económicas en respuesta a los indicadores, entonces su comportamiento también formaría parte de la información pertinente a ser incorporada en la predicción. Si el gobierno se desviara de su comportamiento, entonces esto tendría un efecto, pero sólo hasta que este nuevo comportamiento se incorpore a los pronósticos del público⁹.

Al formular hipótesis sobre la tasa esperada de inflación en las economías en consideración, donde los medios electrónicos de computación eran y son limitados y donde los mercados, el conocimiento de la teoría económica y la información son imperfectos, parece apropiado usar un enfoque simplificado de la formación de expectativas, incorporando el papel del gobierno. Un enfoque general usado aquí se basa en Lucas (1973), al suponer que (el log de) el dinero es un camino aleatorio con tendencia (m), y resolviendo (1) y (2) para obtener

$$(3) \quad Y_t = c_1 + \frac{a_1}{1 + a_1 b_1} DM_t + a_2 \text{ tiempo} + a_3 Y_{t-1} + u_{t3},$$

siendo m parte de la constante estimada y DM_t una variable independiente (la notación D indica derivada con respecto al tiempo). Es decir, (3) es una forma reducida usando la hipótesis sobre el proceso de oferta monetaria y la ecuación de demanda stock de dinero (2)¹⁰. Obsérvese que esto implica que los valores rezagados del dinero tienen coeficientes negativos.

En un modelo levemente más complicado, Barro (1977) formula la hipótesis de que el crecimiento monetario depende de, y por lo tanto, es predicho racionalmente por, los valores previos de crecimiento del dinero y otras variables como el gasto fiscal, la tasa de desempleo y la balanza de pagos. La diferencia entre los precios efectivos y los precios esperados es una función lineal de los residuos (DMR_t) de una ecuación estimada de la forma:

$$(4) \quad DM_t = d_0 + d_1 DM_{t-1} + d_2 DM_{t-2} + d_3 DM_{t-3} + u_{t4}$$

donde se omitieron, en este artículo, los otros posibles determinantes de DM_t , debido a la falta de información. Las condiciones usuales de estabilidad pueden ser probadas con las d_i ; los coeficientes negativos podrían indicar políticas correctivas. La forma análoga a (3) es:

⁹ Nuevamente es interesante el caso de las estrategias ganadoras en el juego de veintiuno, ya que ilustra la posible respuesta del gobierno; una vez que se incorpora la información pertinente, es decir, a medida que se emplea gradualmente una estrategia ganadora, se cambian las reglas de juego del casino. También, usuarios evidentes de tales estrategias a menudo estaban sometidos a costos no monetarios por parte de los casinos: molestias y expulsión física.

¹⁰ El método efectivo de solución es bastante más complejo e implica cuestiones de estabilidad y convergencia. Para mayores detalles, ver Muth, Lucas (1970) y Barro y Stanley Fischer.

$$(5) \quad Y_t = c_2 + \frac{a_1}{1 + a_1 b_1} \text{DMR}_t + a_2 \text{ tiempo} + a_3 Y_{t-1} + u_{t5}$$

con la tasa de crecimiento monetaria rezagada en i períodos teniendo el coeficiente $-\frac{a_1 d_i}{1 + a_1 b_1}$

El segundo enfoque general utiliza la inflación pasada como predictor. Mientras este enfoque ha sido considerado algunas veces ad hoc, Sargent y Wallace, entre otros, han demostrado que puede ser racional, en especial cuando el gobierno "está financiando una tasa aproximadamente fija del gasto real mediante la creación de dinero" (p. 336). Dean Dutton obtiene cierto éxito al explicar la información trimestral de Argentina con un modelo de gasto real constante, impuestos reales que se relacionan inversamente con la inflación y un déficit monetizado. Harberger (1979), Baer y Beckerman, Barro (1973) y Ricardo Ffrench-Davis han indicado la importancia de la emisión monetaria como fuente de recaudación de los gobiernos latinoamericanos. Así, parece importante examinar este proceso de formación de expectativas en el caso de las rápidas inflaciones latinoamericanas.

Como una forma simple de examinar esta hipótesis, las tasas de crecimiento monetario rezagadas en (4) fueron sustituidas por tasas de inflación rezagadas, sustituyendo los residuos por DMR en (5). Así, se sigue prediciendo el crecimiento de dinero. También se investigó una segunda alternativa, donde se supuso que la inflación era predicha directamente por la inflación pasada, como en la conocida hipótesis de expectativas adaptativas usadas por Philip Cagan. Pero si lo que se predice es la inflación en vez del crecimiento monetario, entonces parece razonable suponer que los individuos predicen el nivel de precios del período siguiente tomando (el log de) los precios pasados como datos y agregándole a ello su predicción de inflación: $P_t^E = P_{t-1} + DP_t^E$. El nivel de precios actual, P_t , es igual al nivel previo más la solución para los cambios en precios obtenida de una diferente versión de (2):

$$P_t = P_{t-1} + DP_t = P_{t-1} + DM_t - bDY_t - Du_{t2}$$

Sustituyendo en (1) resulta:

$$(6) \quad Y_t = \frac{a_0}{1 + a_1 b_1} + \frac{a_1}{1 + b_1 a_1} (DM_t - DP_t^E) + \frac{a_2}{1 + b_1 a_1} (\text{tiempo}) \\ + \frac{a_3 + b_1 a_1}{1 + b_1 a_1} Y_{t-1} + u_{t6}$$

una forma reducida aproximadamente análoga a (3) y (5).

Se probaron dos versiones específicas de predicción directa de inflación. La primera simplemente supone expectativas adaptativas con ajuste total de los errores: $DP_t^E = DP_{t-1}$, dando:

$$(7) \quad Y_t = a^*_0 + a^*_1 (DM_t - DP_{t-1}) + a^*_2 (\text{tiempo}) + a^*_3 Y_{t-1} + u_{t7}$$

Aunque esto parecería una fuerte restricción, tiene el mérito de la simplicidad y proporciona un criterio útil de comparación para modelos más complejos de expectativas. Es, también, una aproximación familiar para los que estudian las inflaciones latinoamericanas (véase Harberger, 1963, Robert Vogel, Edmund Sheehy y Susan Wachter).

Una versión más complicada permite que las expectativas inflacionarias se determinen mediante la historia de tasas pasadas de inflación, más una constante:

$$(8) \quad DPE_t = d^*_1 DP_{t-1} + d^*_2 DP_{t-2} + d^*_3 DP_{t-3} + d^*_0 + u_{t8}, \text{ dando}$$

$$(9) \quad Y_t = a^*_0 + a^*_1 (DM_t - DPE_t) + a^*_2 (\text{tiempo}) + a^*_3 Y_{t-1} + u_{t9}$$

donde los d^*_i se estiman sin restricción. El modelo de expectativas adaptativas implica:

$$\sum_i d^*_t = 1; \quad d^*_i = (1-d^*_1)d^*_i; \quad i \geq 1, \quad d^*_0 = 0$$

Sin embargo, se puede imaginar fácilmente algún comportamiento cíclico de precios mundiales o políticas sistemáticas de gobierno en respuesta a tendencias anormales de precios, produciendo algunos coeficientes negativos¹¹. Si $d^*_i = 0$, $i > 0$, entonces la inflación es un camino aleatorio con tendencia.

Los enfoques de crecimiento monetario y de predicción de inflación pueden considerarse como hipótesis alternativas con respecto a la formulación de la política de crecimiento monetario y su predicción óptima¹². La ecuación (3) y la ecuación (5), usando un crecimiento monetario pasado, se basan en predicciones de crecimiento monetario, suponiendo que la política depende del crecimiento monetario pasado, mientras que la ecuación (5), usando tasas de inflación en lugar de DMR, y las ecuaciones (7) y (9) pueden ser consideradas suponiendo una política de crecimiento monetario basada en la inflación pasada. Los dos enfoques serían equivalentes si la política y la función de demanda de dinero fueran no estocásticas y no hubieran errores de medición. En ese caso P y M son funciones exactas una de otra, y (4) y (8) son equivalentes. Dada

¹¹ Diz racionaliza tales coeficientes en Argentina como sobrerreacciones frente a la expansión monetaria y Sheehy informa acerca de un coeficiente significativamente negativo para el dinero rezagado en dos períodos en sus regresiones para explicar la inflación argentina.

¹² El supuesto de ajuste total de los stocks de saldos monetarios significa que la historia es útil solamente mientras transmita información acerca de la senda futura de la política monetaria; no habiendo excesos de saldos monetarios que deban absorberse o efectos rezagados en períodos subsiguientes. Sin embargo, una interpretación alternativa podría ser que (3) y (5) son versiones restringidas del impacto rezagado del dinero. Tal como lo señala Barro (1977), es difícil separar esas influencias rezagadas de la influencia del dinero inesperado, a menos que se prediga el dinero con algo que no sean valores rezagados. No obstante, podemos sospechar que las reacciones de política dominan, más que los impactos del dinero, si los coeficientes no restringidos de valores aparecen con signos negativos y si el crecimiento monetario rezagado es un predictor de la inflación relativamente malo.

la naturaleza estocástica de la función de demanda de dinero y de la política, y suponiendo que el elemento estocástico está serialmente correlacionado —una proposición que se examina empíricamente más abajo—, entonces la calidad relativa de las dos predicciones, en el sentido del menor error de predicción, depende de la regla efectiva de política que se usa¹³. Es decir, la inflación rezagada puede resultar un mejor predictor si los elementos estocásticos pasados en la versión diferente de (2) afectan M_t ¹⁴. Esto bien puede ser cierto —imaginen el aprieto por el que pasaría un ministro de Hacienda que justifique su inercia sobre la inflación haciendo referencia a un desplazamiento negativo aleatorio en la demanda de dinero.

Los tests de *timing* de Christopher Sims se usan también en este estudio, conjuntamente con (8) y con variantes de (5) para establecer la regla de política. La aplicación de Wachter de los tests a datos trimestrales provenientes de Brasil, Chile y México indican que no se puede rechazar la hipótesis de que la inflación pasada influye en la creación de dinero, aunque el resultado no aparezca con los datos anuales. Los resultados de ARIMA de Fernández, también con datos trimestrales, indican que los valores rezagados de los precios explican la mayor parte de la variación corriente en estos mismos.

Si la inflación pasada influye realmente en la creación monetaria, las tasas de inflación rezagadas o variables correlacionadas con ellas podrían reducir la significancia de las tasas de creación monetaria rezagadas en ecuaciones estimadas de inflación¹⁵. Esto explicaría la significancia de variables estructurales como salarios rezagadas en las regresiones de inflación de Harberger (1963), Carlos Díaz Alejandro (1970, 1977) y Sheehy. No obstante, mientras ecuaciones como la (8) parecieran implicar que la inflación pasada origina inflación, esto sólo sucede debido a la regla para el crecimiento monetario. Una nueva regla monetaria cambiaría la inflación en una forma que sería impredecible usando las ecuaciones (7) y (8), pero eventualmente predecible usando la función de demanda de dinero (2).

Aquí debiera observarse que todas las formas discutidas previamente implican el uso de información del futuro en cada momento del tiempo. Esto es porque la tendencia estimada y los coeficientes de los valores rezagados, que se usan hipotéticamente para la predicción, están basados en la muestra completa, no sólo en información previa a cada observación, como sucede en las expectativas adaptativas. No obstante, tal vez esto es menos inquietante de lo que pudiera parecer. Las expectativas estimadas de inflación se basan en una forma simplista que, obviamente, omite muchas variables que podrían ayudar en la predicción y tiene un error de pronóstico correspondientemente mayor que el de las expectativas efectivas. El uso de una constante (y coeficientes) estimada para la muestra, hace necesario que el predictor sea correcto en promedio y, tal vez, que se aproxime más estrechamente a las expectativas efectivas.

¹³ Este punto descuida la medición del error de M , que desempeña una función importante en el análisis de Sargent y Wallace.

¹⁴ La crítica de Marcelle Arak hacia el test de Lucas (1973) padece de un olvido de la naturaleza estocástica de la función de demanda nominal.

¹⁵ Robert King aduce que las expectativas racionales pueden hacer que los precios "dirijan" al dinero.

Por último, ya que el interés se ha centrado en la relación entre crecimiento e inflación y puesto que es natural pensar en un marco de crecimiento al tratar con países en desarrollo, también se han estimado versiones de las ecuaciones (3), (5), (7) y (9) en tasas de crecimiento (logarítmicas). Sin embargo, en vez de tomar simplemente las primeras diferencias, las estimaciones se realizaron bajo la restricción $a_2 = 0$, $a_3 = 1$.

$$(3') \quad DY_t = a'_1 DM_t + a'_2$$

$$(5') \quad DY_t = a'_1 DMR_t + a'_2$$

$$(7') \quad DY_t = a^{*1} (DM_t - DP_{t-1}) + a^{*2}$$

$$(9') \quad DY_t = a^{*1} (DM_t - DP^E_t) + a^{*2}$$

Estas ecuaciones se pueden interpretar directamente diciendo que la oferta normalmente crece a una tasa promedio o "natural", mientras que la producción corriente crece en más o en menos debido a la inflación inesperada¹⁶. Si son estadísticamente no distinguibles de las correspondientes ecuaciones de niveles, entonces la forma simple de primeras diferencias tampoco puede ser rechazada, ya que (3') - (9) son ecuaciones esencialmente de primeras diferencias con restricciones adicionales¹⁷.

La aceptación de estas ecuaciones implica que la producción podría diferir persistentemente de los niveles normales por períodos largos, debido al gran coeficiente de la producción rezagada. Literalmente, una sola perturbación o un alza inesperada en M o DM en (3'), DMR en (5') mantendría para siempre el ingreso sobre su nivel "normal". En (7') o (9'), la producción volvería a lo normal, después de una sola perturbación en M , aunque no después de una en DP . Semejante resultado empírico puede explicarse de muchas maneras. *Shocks* de oferta, términos de intercambio anormales y tipos de cambio incorrectos pueden persistir por largos períodos y afectar, correspondientemente, los niveles de producción. El modelo usual IS-LM implicaría que una sola perturbación en M elevaría el stock de capital, con efectos en la producción que persistirían bastante más allá que la mayoría de los límites de muestras pequeñas; muchos otros modelos tendrían implicancias similares para la acumulación de capital. No es, por lo tanto, sorprendente que los coeficientes de producción rezagada no sean estadísticamente diferentes de uno en el sesenta por ciento de los países estudiados por Lucas (1973). Más aún, el uso de niveles

¹⁶ Nótese que al estimar (7') y (9'), a^{*1} multiplicado por la diferencia promedio entre DM_t y DP_{t-1} o DP^E_t llega a ser parte del término constante, pero que el producto es simplemente la elasticidad con respecto al ingreso (estimada) de la demanda de dinero, multiplicada por el crecimiento promedio del ingreso y a^{*1} , de modo que la interpretación de a^{*2} es similar a la de a'_2 .

¹⁷ No alcanzan a ser versiones restringidas de las ecuaciones de primera diferencia, puesto que mientras a_3 se restringe a ser original a 1, el coeficiente de la variable de inflación inesperada rezagada se restringe a cero, en vez de a a_1 . Los resultados de la sección E demuestran que esta diferencia no es importante.

sesga negativamente el coeficiente de producción rezagada y tiende a producir residuos autocorrelacionados si a_3 está cerca de uno; esto es efectivo en un grado aún mayor si se usan datos desestacionalizados. Así, la forma de estimación apropiada no es evidente a priori.

Mientras que los resultados de este estudio sustentan la aplicabilidad de la forma de tasas de crecimiento, también indican que la posibilidad de elevar la producción a través de un aumento único en la inflación inesperada sigue siendo teórica. En primer lugar, un aumento semejante produciría errores autocorrelacionados al predecir la inflación en una muestra pequeña, pero las ecuaciones de predicción en este estudio parecen exhibir residuos serialmente no correlacionados, aunque la prueba es débil. No es sorprendente que no se haya llevado a cabo este experimento monetario en especial; si esto hubiera ocurrido, sus efectos probablemente habrían estimulado más experimentos con reacciones aún mayores por parte del público y luego de los elaboradores de políticas, destruyendo así el carácter único inicial del experimento. Segundo, los efectos independientes rezagados del crecimiento monetario inesperado sobre la producción son estadísticamente insignificantes una vez que se introduce la producción rezagada como variable explicativa, implicando una relación tenue entre la inflación inesperada y el crecimiento de la capacidad.

Un trabajo anterior de Lucas (1973) sugiere que a_1 está inversamente relacionado con la variabilidad de la inflación. Sus estimaciones para 14 países de baja inflación generalmente entregan valores entre .8 y .4. Mientras existe una leve relación inversa entre a_1 y la variabilidad de inflación en estos países, la mayor parte del apoyo a su punto de vista viene de su "segundo" punto de información: los dos países fronterizos latinoamericanos, Argentina y Paraguay, donde los coeficientes están bajo .03 y son no significativos. Barro (1979) encontró coeficientes similarmente bajos y no significativos para Brasil y Colombia, pero los coeficientes que obtuvo para México son conjuntamente significativos y la suma de ellos está en el rango de países con inflación baja.

III. RESULTADOS EMPÍRICOS USANDO CAMBIOS INESPERADOS EN EL CRECIMIENTO MONETARIO PARA EXPLICAR LA PRODUCCIÓN

El cuadro 1 presenta estimaciones y estadísticas de ajuste para las ecuaciones (3) y (3'), expectativas que suponen que el dinero es un camino aleatorio con tendencia. La formulación de tasas de crecimiento es estadísticamente no distinguible de la formulación de Lucas en términos de niveles; el aumento en la SRC*, debido a las dos restricciones de tasa de crecimiento (compare las partes superiores e inferiores del cuadro 1), entrega un estadígrafo F menor que 2 para todos los países, con excepción de Brasil (4.1). Operacionalmente esto significa que no puede descontarse el impacto positivo de un aumento único en dinero o crecimiento monetario.

Un crecimiento monetario inesperado de diez puntos porcentuales eleva la producción alrededor de un punto porcentual por sobre la tendencia en los

* Suma de residuos al cuadrado.

CUADRO 1

PRODUCCION Y CRECIMIENTO DE LA PRODUCCION COMO FUNCIONES DEL CRECIMIENTO MONETARIO

	<i>Brasil</i> 1952-1974	<i>Chile</i> 1952-1970	<i>Colombia</i> 1951-1974	<i>México</i> 1950-1974	<i>Perú</i> 1951-1974	<i>Conjunta</i> a
(3) $Y_t = C_1 + \frac{a_1}{1 + a_1 b_1} DM_t + a_2 (\text{tiempo}) + a_3 Y_{t-1}$						
C_1	-.074 (.2)	-.246 (.7)	-.286 (.5)	-1.11 (1.9)	-.487 (1.2)	—
$\frac{a_1}{1 + a_1 b_1} = a'_1$	-.130a (2.8)	-.026 (.4)	.092 (1.8)	.133a (2.3)	.092 (1.2)	-.018 (0.7)
a_2	.00086 (.1)	.0048 (.9)	.0028 (.5)	.016 (2.0)	.014 (1.5)	—
a_3	1.02 a (9.3)	.88 a (5.6)	.95 a (8.1)	.74 a (5.6)	.71 a (4.1)	—
G.L.	19	15	20	21	20	99
SRC	.0119	.0054	.0036	.0051	.0116	.0458
ESE	.0250	.0189	.0134	.0156	.0242	.0216
R ²	.997	.993	.999	.999	.996	.99
DW	2.1	1.24 b	1.45 b	1.82	1.42 b	—
(3') $DY_t = a'_2 + a'_1 DM_t$						
a'_2	.095a (5.8)	.051a (3.1)	.032a (4.3)	.047a (6.0)	.036a (3.2)	e
a'_1	-.082 (1.7)	-.050 (1.0)	.11 a (2.6)	.134a (2.2)	.100 (1.5)	.004 (0.1)
SRC	.0167	.0057	.0038	.0061	.0139	.0536
ESE	.0282	.0184	.0132	.0163	.0252	.0223
R ²	.12	.06	.23	.18	.09	.21
DW	1.36 c	1.30 c	1.38 c	1.97	1.58	—
DS de DM	.1244	.0857	.0624	.0559	.0784	—

Notas para todos los cuadros: Valor absoluto del estadígrafo t entre paréntesis.

DS : Desviación estándar, G.L. = grados de libertad.

SRC: Suma de residuos al cuadrado.

ESE: Error estándar de estimaciones.

DW : Estadígrafo de Durbin-Watson. Fuentes de datos:

IFS; Ffrench-Davis (Chile), U.N. Yearbook National Accounts (Perú 71-74). Datos proporcionables si se los solicita. Para más detalles ver mi Int. Fin. Disc. Paper (Trabajo de Discusión de las Finanzas Internacionales).

Notas para el cuadro 1:

a Significativo a un nivel del 95%.

b Autocorrelación posible al nivel .01.

c Autocorrelación posible al nivel .025.

d Los valores individuales respectivos para a_2 (y t's) son:

.0018 (.3), .0051 (.9), .0015 (.2), .0165 (.15), .0199 (2.6);

Para a_3 (y t's): 1.00 (10.6), .87 (5.5), .99 (5.3), .74 (4.1), .61 (4.1).

Una regresión colectiva ponderada por el inverso del ESE por país individualmente, produjo un SRC que excedía el total ponderado de los SRC individuales por la significativa cantidad de 20.2%.

e Constantes por país individual (y t's) eran: .058 (5.8), .023 (2.5), .045 (9.2), .047 (7.2), 0.58 (12.9). La correspondiente regresión colectiva ponderada aumentó el total considerado de los SRC individuales en un 15.7% (significativo).

países con inflación moderada como Colombia, México y Perú. No obstante, en la formulación de niveles este coeficiente es significativamente positivo sólo para México y en la formulación de crecimiento lo es sólo para México y Colombia. El test Durbin-Watson indica que no hay autocorrelación para la forma de crecimiento para México y Perú; que hay autocorrelación marginal para Colombia, respaldando la aproximación de ajuste total de los stocks dentro de un período¹⁸.

Los casos de inflación alta, Brasil y Chile, presentan una relación negativa entre crecimiento monetario real y una posible autocorrelación. Como se observa en el cuadro 1, una regresión combinada* de los casos de inflación alta y moderada en la forma de (3'), usando constantes separadas para cada país (o 3 usando también coeficientes rezagados separados y tendencias en el tiempo), no sólo entrega un coeficiente no significativo de crecimiento inesperado de dinero, sino que también una SRC mayor que 21%, 15% mayor que la suma de las regresiones individuales. El estadígrafo F para la restricción combinada es 3.36 con (5,105) grados de libertad para (3') (ó 4.14, (5,95) para (3)), lo que excede el valor crítico y, con lo cual, rechaza la hipótesis de que la reacción a una inflación inesperada es la misma en todos los países.

No es de sorprender la diferencia significativa entre los dos conjuntos de países. Un examen de los procesos de oferta de dinero de Brasil y de Chile, antes de calcular el DMR indica que son significativamente diferentes a un camino aleatorio con tendencia (véase cuadro 2). Al usar (3) o (3') se impone un proceso de oferta de dinero incorrecto y, por lo tanto, una expectativa irracional. En los otros tres casos, la hipótesis del camino aleatorio es aceptable. Los cinco procesos de oferta de dinero son estables y, con excepción de Brasil y Perú, presentan al menos un coeficiente negativo y correctivo.

Según se muestra en el cuadro 2, la ecuación (5') (o la estadísticamente no distinguible (5)) entrega coeficientes negativos no significativos de crecimiento inesperado de dinero y una posible autocorrelación en los casos de Brasil, Chile y Perú. Los países moderadamente inflacionarios presentan similares resultados para (3') y (5') (ó (3) y (5)), en términos de coeficientes, niveles de significancia y autocorrelación, como debía esperarse dado lo razonable de la hipótesis de camino aleatorio para la oferta de dinero (compare cuadros 1 y 2).

También parece ser razonable investigar la hipótesis de Sargent y Wallace con respecto a las expectativas racionales basadas en la inflación pasada. Esto es especialmente cierto, puesto que en Brasil y en Chile la inflación rezagada es un mejor predictor del crecimiento monetario que el crecimiento monetario

¹⁸ Nótese, sin embargo, que el dinero se define como un promedio anual de cifras de fin de mes para suavizar los datos y evitar un crecimiento errático del dinero a fin de año, lo que puede haber contribuido a que los resultados de Barro fueran pobres. No obstante, también tiende a sesgar los resultados hacia la aceptación de un ajuste total de stocks. Por otra parte, la cifra anual promedio de dinero tiende a estar cerca de la cifra de junio y probablemente los resultados de la regresión no empeorarían mucho con la sustitución de la segunda por la primera.

* *N. del T.*: En el original, *pooled regression*.

CUADRO 2

ECUACIONES DE PRODUCCION USANDO UN PREDICTOR AUTORREGRESIVO DEL CRECIMIENTO DE DINERO

	<i>Brasil</i> 1952-1974	<i>Chile</i> 1952-1970	<i>Colombia</i> 1954-1974	<i>México</i> 1950-1974	<i>Perú</i> 1954-1974
(5')	$DY_t = a'_2 + a'_1 DMR_t, DMR_t = DM_t - \widehat{DM}_t = u_{t4}$				
a'_2	.069 a (11.1)	.035 a (8.3)	.051 a (17.9)	.062 a (18.9)	.051 a (9.5)
a'_1	-.045 (.7)	-.070 (1.1)	.16 a (2.7)	.12 (2.0)	.02 (.2)
G.L.	21	17	19	23	19
SRC	.0186	.00567	.00318	.00635	.0117
ESE	.0298	.0183	.0129	.0166	.0248
R ²	.02	.07	.24	.15	.00
DW	1.21 b	1.38 b	1.44	1.93	1.22 b
(4)	$DM_t = d_0 + d_1 DM_{t-1} + d_2 DM_{t-2} + d_3 DM_{t-3} + u_{t4}$				
d_0	.10 (1.7)	.21 a (2.4)	.27 a (3.1)	.14 a (3.6)	.046 (1.0)
d_1	.55 a (2.5)	.71 a (2.7)	.02 (.1)	.02 (.1)	.42 (1.7)
d_2	.03 (.1)	-.36 (1.3)	-.32 (1.1)	-.17 (.8)	.06 (0.2)
d_3	.11 (.5)	-.01 (.1)	-.33 (1.5)	n.s.	.25 (1.1)
G.L.	19	15	17	22	17
SRC	.1851	.0853	.0482	.0732	.0855
ESE	.0987	.0754	.0532	.0576	.0710
R ²	.46	.37	.14	.03	.27
DW	1.96	1.87	1.77	2.10	1.95
t of c c	.1	.1	.1	.1	.2

Notas: a Significativo a un nivel de 95%.

b Autocorrelación posible a un nivel .025.

c t de c se refiere al estadígrafo t del coeficiente u_{t-1} en la regresión $u_t = cu_{t-1}$

n.s. = t < .1.

rezagado¹⁹ (la razón de ESE* que se muestra en la mitad inferior del cuadro 2 con respecto a los del cuadro 3 es 1.5 y 1.3, respectivamente). Más aún, la hipótesis de que el crecimiento pasado de dinero "produce" inflación futura se rechaza al usar un test Sims, en cambio no puede rechazarse la hipótesis de

¹⁹ Para Chile y Brasil, a través de este estudio, la inflación rezagada se refiere al período diciembre a diciembre. Esta información es medio año más actual que la proporcionada por los cambios rezagados en el stock promedio de dinero (centrado al 30 de junio). La inflación rezagada definida así no es contemporánea con la producción, salvo que el nivel de precios de diciembre sea anunciado en enero o febrero.

Si los precios se adaptan rápidamente a las variaciones en la tasa de expansión monetaria, o si muchos precios en el índice están controlados por el gobierno y tienden a ser ajustados

que la inflación pasada afecta el crecimiento de dinero presente²⁰. Para Colombia, México y Perú, el crecimiento monetario rezagado predice ligeramente mejor el crecimiento monetario que la inflación pasada, pero ninguna regresión es realmente significativa. (La correspondiente razón de ESE es .96, .98 y .93, respectivamente. Véase el cuadro 3 del autor para más detalles). Los test Sims, para estos tres países no muestran ninguna dirección evidente de causalidad²¹. También vale la pena notar que los cinco países presentan al menos un coeficiente correctivo negativo de inflación pasada.

Como lo demuestra el cuadro 3, el crecimiento monetario inesperado efectivamente tiene un efecto positivo (no significativo) sobre el crecimiento real en Brasil y Chile, cuando se usa la inflación pasada para predecir el crecimiento monetario²². El uso de la inflación rezagada también hace que la predicción del crecimiento brasileño y chileno, según lo mide el ESE, sea comparable

en diciembre, entonces, intuitivamente hablando, la inflación de diciembre a diciembre proporcionaría mejores predicciones del crecimiento de dinero año a año que el crecimiento de dinero rezagado o las tasas de inflación anuales. Esta hipótesis parece comprobada: las predicciones de crecimiento monetario con tasas de inflación calculadas a partir de los promedios de precios anuales pasados sólo son ligeramente mejores en términos de ESE que los calculados a partir de tasas de crecimiento monetario pasados y las correspondientes ecuaciones de producción son mucho peores que las del cuadro 3. Las cifras de oferta de dinero de diciembre son una fuente alternativa de información actualizada. Desgraciadamente están distorsionadas por el aumento altamente variable de fines de año en el suministro de dinero en Latinoamérica, que introduce una varianza espuria en la variable independiente y reduce su utilidad como predictor. Los experimentos que usaron estos datos entregaron resultados en la ecuación (5) y al explicar el crecimiento de dinero de junio a junio que eran similares a los obtenidos en el cuadro 2 con promedios anuales de crecimiento monetario. Para Colombia y México, el uso de inflación de fin de año o promedios anuales no produjo diferencias en los resultados. El uso de dinero a fin de año redujo todos los niveles de significancia en el caso de Colombia.

* *N. del T.*: Error estándar del estimador.

²⁰ El estadígrafo F para restringir los 3 coeficientes de valores rezagados de M a cero, relativos a la regresión $DP_t = C_1 + \sum_{i=t-3}^{t+3} f_i DM_i$ fue solamente 1,35 con (3,11) grados de libertad para Brasil y 2,33 (3,7) para Chile, ambos menores que los valores críticos. Esto se confirma corriendo regresiones de la forma $DM_t = C_2 + \sum_{i=t-3}^{t+3} F_i DP_i$. Restringiendo los tres coeficientes futuros a cero, no tiene efecto en la regresión brasileña; el estadígrafo F para Chile es sólo .74 (3,7). Restringiendo los coeficientes de rezago a cero entrega estadígrafo F de 7.10 (3,11) para Brasil, fuera de la región crítica, pero sólo de 1.00 (3,7) para Chile. Los resultados que usan dos rezagos positivos y dos negativos fueron similares, salvo que el hecho de eliminar los coeficientes de precios rezagados en las regresiones de DM como función de DP_t produjo una baja significativa en la SRC para Chile. Esencialmente, se obtuvieron los mismos resultados usando inflación en el promedio anual o en precios. Ninguno de los datos fue procesado.

²¹ En ninguno de los casos el estadígrafo F era superior a 1.64, y solamente 4 excedían 1.0. En comparación, el valor crítico para 3,13 grados de libertad es 3.49; para 3.9 es 3,86. Nuevamente se dejaron intactos los datos. La inflación se refiere a cambios en el promedio anual de precios.

²² Los otros tres casos no se exponen, pero los resultados de la ecuación de producción son casi iguales a (5') usando el crecimiento monetario para Colombia y México; e iguales a (3') para Perú, en términos de coeficientes y ajustes. Para mayores detalles, ver cuadro 3 del autor.

CUADRO 3

ECUACIONES DE PRODUCCION DE BRASIL Y CHILE. LA INFLACION COMO PREDICTOR DEL DINERO Y ECUACIONES COLECTIVAS USANDO DOS PROCESOS DE OFERTA MONETARIA

	<i>Brasil</i> ^a 1952-1974	<i>Chile</i> ^a 1952-1970	5 países en forma conjunta
	(5') $DY_t = a'_2 + a'_1 DMR_t$ $DMR_t = DM_t - \hat{DM}_t$		
a'_2	.069 ^c (11.2)	.035 ^c (8.2)	^b
a'_1	.086 (.9)	.073 (.9)	.111 ^c (3.5)
G.L.	21	17	109
SRC	.0184	.0058	.0482
ESE	.0269	.0185	.0210
R ²	.03	.04	.29
DW	1.19 ^d	1.24 ^d	—
	$DM = d_0 + d_1 DP_{t-1} + d_2 DP_{t-2} + d_3 DP_{t-3} + u_t$		
d_0	.132 ^c (4.2)	.243 ^c (6.3)	
d_1	.66 ^c (5.4)	.50 ^c (3.5)	
d_2	.11 (.8)	-.06 (.4)	
d_3	-.04 (.3)	-.16 (1.2)	
SRC	.0858	.0474	
ESE	.0672	.0562	
R ²	.75	.65	
DW	1.68 ^e	1.63 ^e	

a La ecuación de predicción que usa precios de mediados de año produce un ESE de .0761 para Brasil y de .0696 para Chile. Los valores correspondientes de a_1 (y estadígrafo t) en (5') son .03 (.3) y -.04 (.6).

b Las constantes de las tasas de crecimiento por países (y estadígrafo t) son: .069 (15.8), .034 (7.2), .033 (4.9), .036 (5.6) y .049 (3.7). Una regresión colectiva, ponderada por el inverso del SEE para país individualmente aumentó el total de la SRC en un .42%. Una regresión en la forma de nivel dio $a_1 = .101$ (2.9) y una SRC de .0424, relativa a una suma de SRC's de 0.419 para casos individuales; la regresión colectiva ponderada aumentó SRC en 1,21%. Ver el cuadro 4 del autor, para mayores detalles.

c Significativo a un nivel del 95%.

d Autocorrelación posible al nivel .01.

e Autocorrelación posible al nivel .025.

al error estándar de crecimiento monetario para los tres países moderadamente inflacionarios (véase cuadro 1). El modelo de Lucas tiene la fuerte implicación de que, en ese caso, la respuesta a la inflación inesperada debe ser más o menos la misma. Por lo tanto, nuevamente se corrió la regresión combinada de los cinco países, conservando DM_t como la variable independiente en los países de inflación mediana, pero usando los residuos del predictor de inflación rezañado de DM_t en los países de inflación alta.

Como lo demuestra el cuadro 3, la ecuación combinada en la forma de (5') con constantes separadas para cada país (o (5) con constantes separadas, coeficientes rezagados y tendencias) entrega un coeficiente de .11 (.10) con un estadígrafo t de 3.5 (2,9). La SRC combinada es sólo alrededor de 1% mayor que la suma de las regresiones individuales de cada país, entregando un estadígrafo F para la restricción combinada de sólo .13 (5,105) (.27) (5,95)). Así, es muy aceptable la hipótesis de coeficientes similares a través de los países, proporcionando un fuerte respaldo a la teoría de Lucas. Más aún, las regresiones individuales y combinadas de los países presentan un nivel de confianza de 95% de alrededor de (0.04, 0.16) para el coeficiente a_2 , lo que está por debajo del intervalo de confianza de 95% para todos los países no-inflacionarios de Lucas, excepto Austria, Honduras y Suecia, respaldando nuevamente su hipótesis. Por último, la forma de crecimiento combinada es aceptable, puesto que las restricciones de la forma de crecimiento implican un estadígrafo F menor que 1.4, si se le compara, ya sea con la forma de nivel combinado, o con las regresiones individuales de los países en la forma de nivel.

IV. RESULTADOS EMPÍRICOS USANDO INFLACIÓN REZAGADA PARA PREDECIR INFLACIÓN Y EXPLICAR LA PRODUCCIÓN

El cuadro 4 presenta estimaciones de la ecuación (7'), junto con estadísticas sobre la tasa promedio de inflación, su desviación estándar y el ESE usando DP_{t-1} nuevamente, como predictor. Esta forma de crecimiento no puede distinguirse de una en niveles, lo que implica, en este caso, que un cambio único en el dinero no tiene efecto permanente, pero que no puede rechazarse la hipótesis de que un cambio por una vez y para siempre en el crecimiento monetario podría elevar el ingreso por sobre la tendencia²³. Las ecuaciones de producción en la forma de (9) o (9'), usando predictores autorregresivos más complicados de la inflación, fueron inferiores a aquellas en que se usó inflación rezagada o predictores autorregresivos del dinero y no se presentan aquí²⁴.

La simple inflación rezagada proporciona un muy buen predictor de forma reducida de la inflación. El efecto proporcional sobre el crecimiento de la producción de la (forma reducida de) inflación inesperada sigue siendo alrededor

²³ Las regresiones del nivel producción en función de esta medida de inflación no-anticipada, una tendencia y el nivel rezagado de producción, generalmente produjeron coeficientes de la tercera variable que diferían de uno por la estadísticamente insignificante cantidad del dos por ciento o menos, coeficientes de tendencia insignificantes estadísticamente, coeficientes de inflación no-anticipada que eran bastante similares a los obtenidos en la ecuación de crecimiento y estadígrafos de Durban-Watson que permitirían el rechazo de la hipótesis de autocorrelación, aun cuando el test está en alguna medida sesgado.

²⁴ Todos los países exhibieron un coeficiente negativo, aunque sólo en el caso de Chile éste fue significativamente distinto de cero. Todos los países exhibieron al menos un coeficiente significativo, salvo México y Perú, pero en todos los casos, salvo Brasil, fue imposible rechazar la restricción de que la suma de coeficientes de inflación rezagada era cero. En Brasil, México y Perú no se pudo rechazar un proceso adaptativo, aunque el poder del test era bastante bajo para los dos últimos casos. La ecuación de producción al usar este proceso, (9'), fue mucho peor que (7') para Brasil y México, ligeramente peor que (7') para Chile y casi igual a (5') para Colombia y casi igual a (3'), (7') ó (5') usando inflación para Perú. Para mayores detalles ver cuadro 6 del autor.

CUADRO 4

CRECIMIENTO DE LA PRODUCCION COMO FUNCION DEL CRECIMIENTO MONETARIO MENOS INFLACION REZAGADA

	<i>Brasil</i> ^a 1952-1974	<i>Chile</i> ^a 1952-1970	<i>Colombia</i> 1951-1974	<i>México</i> ^b 1950-1974	<i>Perú</i> 1951-1974	<i>Conjunta</i>
(7') $DY = a'_2 + a'_1 (DM_t - DP_{t-1})$						
a'_2	.058 ^d (7.9)	.030 ^d (7.6)	.047 ^d (13.1)	.052 ^d (4.7)	.046 ^d (6.8)	^c
a'_1	.166 ^d (2.2)	.109 ^d (2.9)	.067 (1.9)	.156 ^d (3.8)	.075 (1.2)	.12 ^d (5.0)
DF	21	17	22	23	22	109
SRC	.0154	.0041	.0042	.0046	.0144	.0437
ESE	.0271	.0155	.0140	.0142	.0256	.0200
R ²	.19	.32	.14	.38	.06	.36
DW	1.59	1.71	1.51	2.33	1.66	—
Desviación estándar de la inflación	.146	.140	.081	.051	.034	—
Inflación promedio ($P_t - P_{t-1}$) ²	.259	.281	.109	.059	.085	—
G.L. + 1	.134	.155	.079	.057	.041	—

a Brasil y Chile usan datos de precios al por mayor de fin de año al computar DP_{t-1} . Las regresiones correspondientes usando promedios anuales son:

$$DY = .062 + .12 (DM_t - DP_{t-1}), \text{ SRC} = .0168, R^2 = .12, DW = 1.54 \text{ y}$$

$$DY_t = .33 + .048 (DM_t - DP_{t-1}), \text{ SRC} = .0054, R^2 = .10, DW = 1.48.$$

b México usa IPC. Los resultados usando IPM son similares.

c Las constantes de las tasas de crecimiento por país en forma individual (y t's) son: .062 (10.7), .030 (8.2), .044 (14.3), .045 (8.4), .055 (17.7). Una regresión colectiva, ponderando muestras de cada país por el inverso de sus errores estándares, resultó en una SSR que era solamente un 3.05% superior a la suma de los casos individuales. Para mayores detalles ver el cuadro 4 del autor.

d Significativo a un nivel 95%.

de .1, pero ahora es estadísticamente significativo en tres casos y casi lo es en el caso de Colombia. Los estadígrafos Durbin-Watson son superiores a 1.4 y esto sugiere que los efectos sobre el crecimiento de cambios inesperados en la inflación tienden a ser exclusivamente contemporáneos. Para Brasil y Chile en particular, el crecimiento monetario menos la inflación rezagada (de diciembre a diciembre) proporciona una explicación más significativa de las desviaciones con respecto a la tendencia de crecimiento que cualquiera de las otras fórmulas más complicadas. Ahora se elimina la autocorrelación previa en los residuos. El crecimiento de la producción en México se explica también mejor mediante (7'); las mejores ecuaciones de producción son, para el caso de Colombia, la (5'), y para Perú, (3').

Estos resultados son interesantes, ya que las diferentes formas reducidas para la producción se diferencian solamente en las ponderaciones que se le asignan al crecimiento pasado de dinero y a los "errores" en una forma de crecimiento de (2). Sin embargo, en una inflación rápida las diferencias en ponderaciones que resultan del uso de la inflación rezagada entregan una representación* en forma reducida mucho mejor para la inflación predicha que el proceso indirecto de representar** la inflación inesperada mediante los errores de las predicciones de crecimiento monetario. Este resultado puede atribuirse, hasta cierto punto, a una mayor información al día, pero incluso el uso de cambios en el nivel promedio de precio en (7) entrega resultados algo mejores que (3') o (5') (véase cuadro 4, nota a). Al menos, el perfeccionamiento en la ecuación de producción brinda una confirmación adicional al punto de que los predictores "racionales" de inflación incluyen inflación pasada, si se elabora la política de crecimiento monetario en base a la inflación pasada.

En una inflación menos rápida, como Colombia y Perú, en que tanto el crecimiento económico como la inflación se aproximan más a un camino aleatorio con tendencia, parece haber poco que escoger entre los diferentes esquemas de ponderación, e incluso sirve un camino aleatorio con tendencia. El caso de México es algo anómalo.

La mejor representación de la inflación en la ecuación de producción es $(DM_t - DP_{t-1})$, a pesar de la naturaleza de camino aleatorio del proceso monetario. Posiblemente, esto se debe a la mayor confianza de México en un tipo de cambio fijo efectivo que convertiría al dinero en una variable más endógena.

La similitud de los coeficientes de estos cinco países sugiere un test de su igualdad. Como lo demuestra el cuadro 4, no se infiere una diferencia estadística significativa en los coeficientes individuales por países al comparar la SRC colectiva con la SRC de las ecuaciones individuales; el estadígrafo F es sólo .54 (5,105 grados de libertad). Sigue siendo una buena aproximación el decir que un aumento inesperado de diez puntos porcentuales en la tasa de expansión monetaria produce un aumento de alrededor de 1 punto porcentual en la tasa de crecimiento. Este crecimiento extra fue "pagado", dentro de la muestra, a medida que el crecimiento monetario volvía a su tasa habitual y la inflación rezagada superaba*** la tasa efectiva.

Aunque a primera vista estos resultados parecen estar de acuerdo con los primeros resultados colectivos, en realidad presentan algunos interrogantes y sugieren la necesidad de posteriores trabajos teóricos y empíricos. Conforme a la hipótesis de Lucas, la reacción similar a la inflación inesperada discutida en la sección C tiene sentido; los cinco países experimentaron crecimientos monetarios igualmente predecibles. Coeficientes estadísticamente similares por países se obtuvieron también para la respuesta al crecimiento monetario menos la inflación rezagada, y los ajustes son algo mejores que los de la sección C. Sin embargo, como se muestra en el cuadro 4, la inflación rezagada está lejos de ser un predictor igualmente bueno de la inflación en todos los países, lo que arroja alguna duda sobre la hipótesis de que la respuesta a shocks inesperados

* N. del T.: En el original, *proxy*.

** N. del T.: En el original, *proxying*.

*** N. del T.: En el original, *overshoot*.

en la demanda agregada se relaciona inversamente a la predecibilidad de los shocks en la demanda agregada. Por supuesto, el modelo de Lucas no es estrictamente comparable al usado aquí y las diferencias en la calidad de las predicciones parecen existir entre Perú y México y los otros tres países.

V. EXPERIMENTOS CON CAMBIOS EN RÉGIMENES MONETARIOS — BRASIL

Los cambios en las circunstancias externas o la política de gobierno local pueden haber producido diferencias sustanciales en las estructuras autorregresivas de inflación dentro de los períodos estudiados. Si esto es efectivo, entonces la inflación rezagada puede ser un mejor representante * de la inflación esperada que los resultados de una sola ecuación de predicción impuesta sobre todo el período. Mientras que esto se puede remediar usando ecuaciones de producción para subperíodos, la naturaleza errática de la elaboración de política latinoamericana reduce el tamaño de la muestra útil y el pequeño número de observaciones anuales prohíbe el uso de técnicas de ARIMA. Puede que Brasil sea una posible excepción, al experimentar un golpe de estado militar en 1964. Desde 1965 el gobierno militar siguió políticas monetarias esencialmente similares hasta 1974 (pero ver Samuel Morley).

El cuadro 5 ilustra los mejores resultados al subdividir la muestra entre las estructuras de inflación autorregresivas pre y post 1965; las ecuaciones que usan la inflación rezagada como predictor son algo peores.

CUADRO 5

CRECIMIENTO DE LA PRODUCCION BRASILEÑA. 2 REGIMENES MONETARIOS

ECUACION (5*) (USANDO CRECIMIENTO MONETARIO DEL PASADO PARA PREDECIR)	
1952-1974	$DY_t = \underset{(9.3)}{.060} + \underset{(2.7)}{.090} DMR_t$
	ESE = .0250 SRC = .0142 R ² = .26 DW = 1.69
1952-1965	$DM_t = \underset{(1.6)}{.05} + \underset{(1.8)}{.36} DM_{t-1} + \underset{(3.8)}{1.03} DM_{t-2}, DMR_t = DM_t - \hat{DM}_t$
	ESE = .0400 SRC = .0176 R ² = .94 DW = 2.36
1967-1974	$DM_t = \underset{(1.2)}{.19} + \underset{(.5)}{.21} DM_{t-1} + \underset{(1.1)}{.19} DM_{t-2} DMR_t = DM_t - \hat{DM}_t$
	ESE = .0510 SRC = .0131 R ² = .19 DW = 1.30 *
1966	$\hat{DM}_t = .3775, (DM_t = .2275), DMR_t = .15$
SRC total para ecuaciones de expectativas = .0612.	

* N. del T.: En el original, *proxy*.

Las SRC para las predicciones del crecimiento de dinero son cerca de un tercio de las obtenidas en el cuadro 2, una diferencia estadísticamente significativa²⁵. En el primer período, el crecimiento monetario y la inflación son inestables. La suma de los coeficientes de crecimiento monetario rezagado es superior a uno, una diferencia estadísticamente significativa, aunque se omita la constante. En el segundo período, la inflación es estable y el proceso de oferta monetaria se aproxima a un camino aleatorio con tendencia.

La correspondiente ecuación de producción (5') domina todos los resultados previos con un coeficiente fuertemente significativo para el crecimiento monetario inesperado, pero que no es significativamente diferente de los obtenidos para los otros cuatro países. Esto no sólo proporciona un apoyo de corte transversal adicional, sino que confirma la hipótesis de Lucas en otras dos formas. Primero, la predecibilidad de la inflación es casi igual en ambos períodos, de modo que el coeficiente de respuesta debería ser casi el mismo, aunque inferior al de los países desarrollados. Segundo, la ecuación de producción se ajusta mucho mejor cuando tomamos en cuenta la diferente formación de expectativas bajo los dos procesos de oferta monetaria diferentes. Desgraciadamente, esta metodología no se pudo aplicar a otros casos, por ejemplo, Chile y Perú, debido a la vida relativamente corta de regímenes monetarios objetivamente identificables.

VI. SHOCKS PERSISTENTES EN LA OFERTA VERSUS EFECTOS REZAGADOS DE LA INFLACIÓN INESPERADA

Un trabajo teórico reciente realizado por Lucas (1975) y otro empírico hecho por Barro (1977, 1978), sugieren que los aumentos inesperados de la inflación pueden tener efectos persistentes. En especial, Barro encuentra coeficientes significativos de valores corrientes y rezagados en dos períodos de cambios inesperados en el dinero en los EE. UU. y, coeficientes conjuntamente significativos en el caso de México. Los coeficientes tienden a tener un patrón triangular. Obviamente, hay algún interés en ver si estos resultados se pueden repetir.

Shocks persistentes en la "oferta" tales como fracasos en las cosechas, desastres naturales, cambios en los precios mundiales y regímenes de intercambio comercial también pueden ser fuente importante de variaciones persistentes en la producción en los países considerados aquí, que se basan en sus recursos naturales y se orientan hacia el exterior. El empirismo práctico sugiere que la producción está sobre o bajo lo "normal" por períodos bastante largos y éste se confirma por los grandes coeficientes estimados de la producción rezagada citados anteriormente. Aún más, dichos shocks pueden tener complejas interacciones con el crecimiento monetario y la inflación. Así, omitir alguna medida de estos shocks puede sesgar la significación del crecimiento monetario rezagado en las regresiones de producción²⁶. Una forma de reducir este problema

²⁵ El estadígrafo F excede a 5, con (4,17) grados de libertad; se obtiene un resultado similar para la restricción de los dos regímenes inflacionarios.

²⁶ La producción rezagada también puede influir en las predicciones corrientes de inflación y/o crecimiento monetario. Sin embargo, este efecto no puede separarse de un efecto directo rezagado sobre la producción.

consistiría en incluir valores rezagados de producción en regresiones de producción en función de perturbaciones de demanda rezagadas y luego probar la significación de los dos grupos de variables²⁷. Mientras que la inclusión de la producción rezagada naturalmente reduciría la significación a perturbaciones de demanda rezagadas, los resultados anteriores sugieren que existe suficiente variación corriente independiente en la serie como para permitir la estimación de la significación de ambas variables.

El cuadro 6 presenta la regresión de la hipótesis conjunta de producción en función de tiempo, producción rezagada —en que el valor de la producción rezagada en más de un período fue no significativo— y las series de inflación esperada corriente y rezagadas que entregó el mejor ajuste. Generalmente, la serie de la inflación inesperada se derivó del mejor predictor usado anteriormente, pero los resultados de los test son fuertes para todos los métodos de predecir la inflación usados anteriormente.

Aunque los coeficientes de inflación inesperada corriente y rezagada exhiben un patrón triangular cuando se omite la producción rezagada, éste desaparece cuando se incluye la producción rezagada. Para probar la influencia independiente de la inflación inesperada rezagada y de la producción rezagada se hizo una comparación entre la SRC obtenida al omitir uno u otro conjunto de variables y la que se obtuvo para la hipótesis conjunta (líneas 20 y 21). Finalmente, se muestra el estadígrafo F para la forma de tasa de crecimiento con el objeto de comparar²⁸.

En todos los casos en que se omitió el valor rezagado de la producción, el ajuste de la ecuación de producción empeoró. Así, la producción rezagada entra en forma independiente de las perturbaciones corrientes y rezagadas de la demanda. Sin embargo, el omitir los valores rezagados de la inflación inesperada tenía un efecto no significativo. Así, mientras en algunos casos los valores rezagados de la inflación inesperada pueden ser conjuntamente significativos al explicar la producción si se omite la producción rezagada, una gran parte de su significación se debe a su correlación con la producción rezagada. Una vez que se incluya la producción rezagada, la inflación inesperada rezagada tiene una influencia independiente no significativa. Finalmente, la forma (restringida) de tasa de crecimiento se ajusta a los datos dos a cuatro veces mejor que las regresiones que incluyen solamente valores corrientes rezagados de inflación inesperada y una tendencia.

Estos resultados indican que si las perturbaciones de la demanda tienen efectos rezagados, esto es principalmente a través de su efecto inicial sobre la producción. Además, la producción se desvía persistentemente de la tendencia, independientemente de las medidas de perturbaciones de la demanda usadas aquí, indicando fuertes efectos de la oferta.

²⁷ Est test fue sugerido por Robert King.

²⁸ Las diferencias en el tamaño de la muestra indican que la SRC restringida no siempre aparece en los cuadros anteriores.

CUADRO 6

TESIS PARA EFECTOS REZAGADOS DE INFLACION INESPERADA

$$Y_t = a_0 + a_1x_t + a_2(\text{tiempo}) + a_3Y_{t-1} + a_4x_{t-1} + a_5x_{t-2} + a_6x_{t-3}$$

	<i>Brasil</i> ^c 1952-1974	<i>Chile</i> 1954-1970	<i>Colombia</i> 1956-1974	<i>México</i> 1950-1974	<i>Perú</i> 1956-1974
$x_t = (DM_t - DP_{t-1})$					
$x_t = DMR_t^d$					
$x_t = DMR_t^e$					
$x_t = (DM_t - DP_{t-1})$					
$x_t = DMR_t^e$					
a_0	.54 (1.2)	-.86 (2.5)	-.19 (2.2)	-.88 (1.6)	-.37 (0.7)
a_1	.135 (1.6)	.108 (1.2)	.098 (1.4)	.130 (2.9)	.068 (0.6)
a_2	.010 (1.3)	.015 (2.5)	.009 (1.4)	.013 (1.7)	.010 (0.9)
a_3	.851 (1.3)	.631 (3.9)	.854 (6.8)	.794 (6.6)	.796 (4.0)
a_4	.114 (1.3)	.021 (0.2)	-.069 (0.9)	.043 (1.0)	.046 (0.4)
a_5	.161 (1.9)	n.s.	.004 (0.1)	-.001 (0.3)	.044 (1.5)
a_6	.004 (1.0)	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
DF	16	12	13	19	13
SRC	.01096	.002324	.001657	.00355	.00825
ESE	.0262	.01454	.01129	.0137	.0252
DW	1.71	1.66	2.07	2.29	1.19
F	H_1 ^f 1.62	.03	1.64	1.93	.13
F	H_2 ^g 43.62 ⁱ	16.20 ⁱ	46.54 ⁱ	43.0 ⁱ	15.8 ⁱ
F	H_3 ^h 1.30	3.62 ⁱ	2.60	1.15	.40

a Significativo a un nivel del 95%.

b Autocorrelación posible a un nivel .025.

c Ajuste usando dinero rezagado fue un poco mejor, pero todos los coeficientes de dinero rezagado fueron negativos. Los resultados de los test F sobre las restricciones produjo resultados similares.

$$d \quad DMR_t = DM_t - \widehat{DM}_t, \quad \widehat{DM}_t = \text{constante} + \sum_{i=1}^3 d_i * DP_{t-1}$$

$$e \quad DMR_t = DM_t - \widehat{DM}_t, \quad \widehat{DM}_t = \text{constante} + \sum_{i=1}^3 d_i DM_{t-1}$$

$$f \quad H_1 = a_4 \text{ to } a_6 = 0$$

$$g \quad H_2 = a_3 = 0$$

$$h \quad H_3 = a_2, a_4 \text{ to } a_6 = 0, a_3 = 1$$

i La restricción afectó significativamente SRC medido a través de estadígrafo F a un nivel del 95%.

VII. CONCLUSIONES

Este trabajo ha investigado la prolongada interrogante de la relación entre inflación y crecimiento en América Latina aplicando un enfoque de expectativas racionales o consistentes a cinco países latinoamericanos inflacionarios.

Como método práctico *, diez puntos porcentuales de inflación inesperada elevan la producción en alrededor de un punto porcentual sobre la tendencia o entregan un punto porcentual extra de crecimiento, cuando se interpretan los datos en un marco de tasa de crecimiento. La formulación de crecimiento no se puede rechazar con el presente conjunto de datos.

El uso de diversas hipótesis simples considerando el proceso de oferta monetaria puede igualar la predecibilidad de la inflación en los cinco países bajo consideración. Esta predecibilidad es baja para los estándares de la OECDE **. El correspondiente coeficiente estimado de inflación inesperada es estadísticamente no distinguible a través de los cinco países y significativamente menor que en los países de la OECDE, respaldando la hipótesis de Lucas de que la reacción a la inflación inesperada se relaciona inversamente con su predecibilidad.

Muchos procesos diferentes para formar expectativas de inflación funcionan aproximadamente igual al explicar la producción en países con una inflación media. En Brasil y Chile el crecimiento monetario se predice mucho mejor mediante la inflación pasada en vez del crecimiento monetario pasado. Las predicciones anteriores también funcionan mejor en las ecuaciones de producción. También, al menos un período de inflación o crecimiento monetario rezagado parece tener una correlación negativa con la inflación corriente, arrojando algunas dudas sobre las expectativas adaptativas. Experimentos con datos brasileños indican una adaptación bastante rápida a los nuevos procesos de oferta monetaria, medidos según la predecibilidad de la inflación y el ajuste de las ecuaciones de producción.

Al juzgarla únicamente por la significación, la ecuación de producción, la inflación rezagada es el mejor predictor de la inflación en tres de los cinco casos y casi tan bueno en los otros dos. La regresión colectiva respalda el método práctico ya mencionado del diez por ciento y no permite rechazar la hipótesis de que los países reaccionan en forma similar a la inflación inesperada. Sin embargo, este resultado provoca algunas dudas acerca de la hipótesis de Lucas, puesto que la inflación rezagada está lejos de ser un predictor de la inflación igualmente bueno en los cinco países.

Finalmente, la mayor parte del efecto producción de las perturbaciones monetarias inesperadas parece ser corriente. Aunque hay desviaciones persistentes de la producción con respecto a los niveles normales, como lo implica la forma de crecimiento, éstas parecen relacionarse más con los shocks de oferta que con los efectos rezagados de cambios monetarios inesperados. Trabajos futuros explorarán cómo estos shocks pueden relacionarse con el sector externo.

REFERENCIAS

- Arak, M., "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs: Comment," *American Economic Review* (septiembre 1977), 67, 728-30.
- Barro, R., "Unanticipated Money Growth and Employment in the U.S.," *American Economic Review* (marzo 1977), 67, 101-105.

* N. del T.: En el original, *as a rule of thumb*.

** N. del T.: Organization for Economic Cooperation and Development.

- Barro, R., "Money and Output in Mexico, Colombia, and Brazil", en J. Behrman y J. Hanson, eds., *Short-Term Macroeconomic Policy in Latin America*, Ballinger (1979).
- Barro, R., "The Short-Run Relation Between Output and Inflation: Is There a Phillips Curve in Colombia?", Departamento Nacional de Planeación, Bogotá (1974).
- Barro, R. y S. Fisher, "Recent Developments in Monetary Theory", *Journal of Monetary Economics* (abril 1976), 2, 133-167.
- Baer, W. y P. Beckerman, "Indexing in Brazil", *World Development* (octubre-diciembre 1974).
- Cagan, P., "The Monetary Dynamics of Hyperinflation", en M. Friedman, ed., *The Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press (1956).
- Campos, R., "Two Views on Inflation in Latin America", en A. Hirschman, ed., *Latin American Issues*, New York: 20th Century Fund (1961).
- Díaz Alejandro, C., *Essays on the Economic History of the Argentine Republic*, New Haven, Yale (1970).
- Díaz Alejandro, C., *Foreign Trade Regimes and Economic Development: Colombia*, New York, NBER, 1972.
- Diz, A., "Money and Prices in Argentina", en D. Meiselman, ed., *Varieties of Monetary Experience*, Chicago, 1970, 111-23.
- Dutton, D., "A Model of Self Generating Inflation", *Journal of Money Credit and Banking* (noviembre 1971), 3, 245-262.
- Fernández, R., "An Empirical Inquiry on the Short-Run Dynamic of Output and Prices", *American Economic Review* (septiembre 1977), 67, 595-609.
- Fernández, R. and J. Hanson, "Las Interrelaciones del Corto Plazo entre Inflación, Producción y Empleo en América Latina", en ILPES, *Planificación de Corto Plazo: La Dinámica de los Precios, el Empleo y el Producto*, ILPES, Cuaderno N° 25, Santiago, Chile.
- Ffrench-Davis, R., *Políticas Económicas en Chile, 1952-1970*, Santiago, Chile.
- Hanson, J., "The Short-Run Relation Between Growth and Inflation in Latin America: A Quasi Rational or Consistent Expectation Approach", *Int. Fin. Discussion Paper* N° 118, Board of Governors of the Federal Reserve, Washington (1978).
- Harberger, A., "The Dynamics of Inflation in Chile", en C. Christ ed., *Measurement in Economics: Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Honor of Yehuda Grunfeld*, Stanford (1963), 219-50.
- Harberger, A., "Inflación Fiscal", *Cuadernos de Economía de la Universidad Católica de Chile*, año 12, N° 37 (diciembre 1975), 33-46.
- King, R., "A Note on Expectations and Tests of Temporal Causation", sin publicar.
- Lucas, R., "Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis", en O. Eckstein, ed., *Conference on the Econometrics of Price Determination*, Washington, 1970, 50-59.
- Lucas, R., "Some International Evidence on the Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review* (junio 1973), 63, 326-34.
- Lucas, R., "An Equilibrium Model of the Business Cycle", *Journal of Political Economy* (diciembre 1975), 83, 1113-44.

- Lucas, R. y L. A. Rapping, "Price Expectations and the Phillips Curve", *American Economic Review* (junio 1969), 59, 242-50.
- Nelson, C., "The Prediction Performance of the FRB, MIT, PENN Model of the U.S. Economy", *American Economic Review* (diciembre 1973), 62, pp. 902-17.
- Morley, S., "Inflation and Stagnation in Brazil", *Economic Development and Cultural Change* (enero 1971), 19, 184-203.
- Muth, J., "Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts", *Journal of American Statistical Association* (junio 1960), 55, 299-306.
- Phelps, E., "Money Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium", *Journal of Political Economy* (agosto 1968), Pt. II, 76, 678-711.
- Sargent, T. y Neil Wallace, "Rational Expectations and the Dynamics of Hiperinflation", *International Economic Review* (junio 1973), 14, 328-50.
- Sheehy, E., "The Dynamics of Inflation in Latin America: Comment", *American Economic Review* (septiembre 1976), 66, 692-94.
- Sierra, E., *Tres Ensayos de Estabilización en Chile*, Santiago, Editorial Universitaria (1970).
- Sims, C., "Money, Income, and Causality", *American Economic Review* (septiembre 1972), 62, 540-53.
- Thropp, E., *Beat the Dealer*, New York (1962).
- Vogel, R., "The Dynamics of Inflation in Latin America, 1950-1969", *American Economic Review* (marzo 1974), 64, 102-14.
- Wachter, S., *Latin American Inflation*, Lexington, Massachusetts, Heath (1976).
- Zarnowitz, V., *An Appraisal of Short-Term Economic Forecasts*, New York, Columbia, 1967.