

DINERO Y CICLO ECONOMICO EN LA ECONOMIA ARGENTINA

ALBERTO HERROU-ARAGÓN*

ABSTRACT

The main purpose of this study is to analyze the responses of real output to monetary shocks in the Argentine economy during 1964-1982. The results, derived from Sims' multivariate analysis of time series, indicate that those responses are statistically significant although real output seems to respond to monetary shocks with some delay. In addition, these responses are compared with those of the U.S. and Germany, countries with smaller variance of monetary shocks. It is found that the total response of real output to monetary shocks in the Argentine economy is much smaller than those of the U.S. and Germany. In this way, the main implication of the equilibrium theory of business cycles relating the effect of aggregate demand on real output to its variance receives some support in this study.

1. INTRODUCCIÓN

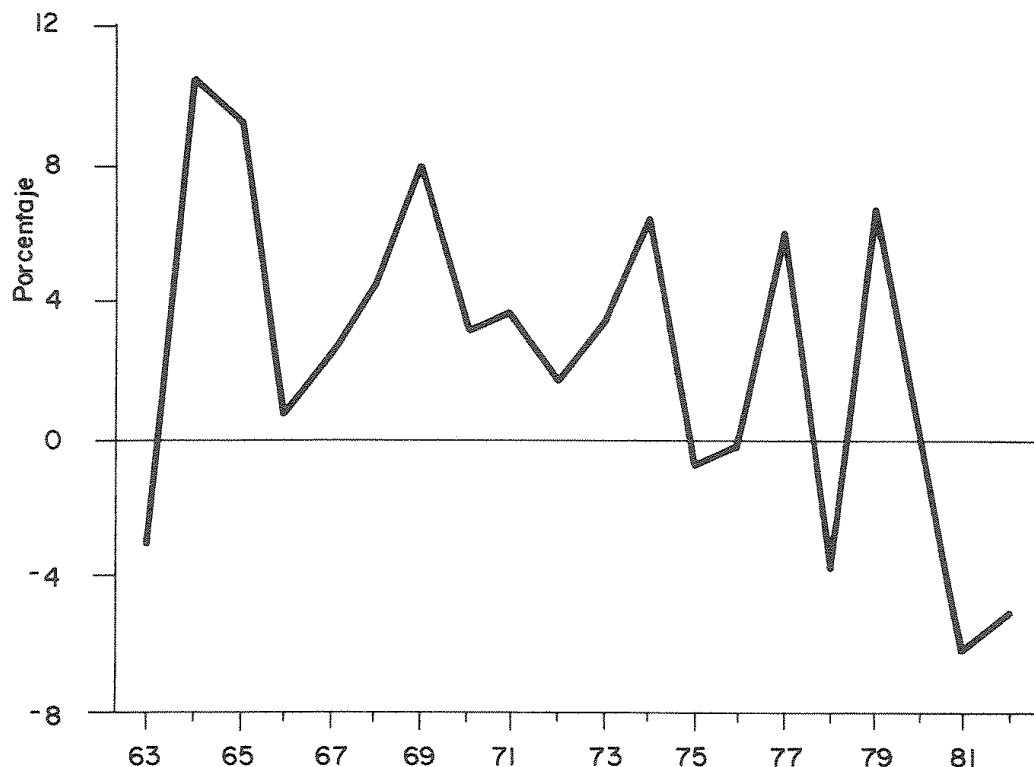
La economía argentina ha experimentado fluctuaciones severas en su producto real en los últimos veinte años. Para ilustrar este punto, alguna evidencia sobre tales fluctuaciones se presentan en el Gráfico 1. El producto real cayó aproximadamente 4% en 1963, seguido de una tasa anual de crecimiento de 9% durante 1964 y 1965. Prácticamente no hubo crecimiento durante 1966 y 1967, pero el producto creció 4,8% en 1968 y 6,5% en 1969. En 1974 hubo otro *boom*, seguido por una recesión durante parte de 1975 y 1976. En 1977 el producto real creció 6%, pero cayó nuevamente en 1978. Después de crecer 7% en 1979, no hubo crecimiento durante 1980, para caer en recesión durante 1981 y 1982.

Ha habido varios intentos en la literatura relacionada con teorías de equilibrio del ciclo económico para explicar tal comportamiento del producto real en la economía argentina.

En su estudio sobre el *trade off* entre inflación y producto real, R. Lucas (1973) estima un modelo en el cual los oferentes de trabajo responden positivamente a movimientos no anticipados en el nivel de precios. Debido a que los oferentes de trabajo reciben información sobre los precios nominales de los bienes que producen más rápidamente que con respecto al nivel general de precios, ellos infieren los precios

* Economista del Banco Mundial. Este trabajo es una versión de mi Tesis Doctoral presentada a la Universidad de Chicago. Deseo agradecer las sugerencias de Bob Lucas, Jr., Lars Hansen y Larry Sjaastad, miembros de mi Comité de Tesis. Agradezco también los comentarios de Larry Weiss y de colegas del Seminario de Dinero y Bancos de la Universidad de Chicago, a una versión inicial de mi disertación. Ana María Calasich se desempeñó como mi secretaria descifrando el manuscrito de esta versión de mi tesis.

GRAFICO Nº 1

TASAS DE CAMBIO EN EL PRODUCTO NACIONAL BRUTO
EN LA ECONOMIA ARGENTINA

relativos a partir de sus propios precios nominales, prediciendo cuál será el nivel de éstos. De este modo, para expectativas dadas sobre el nivel de precios, los incrementos en los precios nominales de bienes van a ser atribuidos, al menos parcialmente, a un aumento en los precios relativos y se producirá, en consecuencia, un incremento en la oferta de bienes. En la medida que el incremento en los precios nominales refleje un aumento en el nivel general de precios, la oferta agregada debe aumentar. Lucas muestra cómo la respuesta de los oferentes a cambios no anticipados en el nivel de precios depende del tamaño relativo de la varianza del nivel de precios y de precios relativos. A medida que la varianza del nivel de precios se incrementa, la respuesta a cambios no anticipados en el nivel de precios disminuirá porque los oferentes tenderán a atribuir los cambios en los precios nominales de bienes individuales a cambios en el nivel de precios. En la evidencia empírica, la hipótesis de Lucas sobre la pendiente de la curva Phillips recibe apoyo comparando países con varianza pequeña en el nivel de precios, tales como Estados Unidos, con países con varianza grande como Argentina y Paraguay. Lucas estima el modelo con datos anuales para 1953-1967 y no encuentra evidencia de respuestas significativas del producto real a cambios en la demanda agregada (medida como cambios en el ingreso nominal) en la economía argentina. Estos hallazgos han sido confirmados por Alberro (1980) en una extensión del trabajo de Lucas.

La misma clase de modelo ha sido estimada por R. Fernández (1977) con datos trimestrales para la economía argentina. Fernández encuentra una respuesta positiva de la producción industrial a cambios no anticipados en el nivel de precios, que es estadísticamente significativa, aunque esta relación es bastante inestable.

Finalmente, Kormendi y Meguire (1984) estiman una versión del modelo de Barro (1976), en el cual la tasa de crecimiento del producto real es una función de los valores corrientes y rezagados de la tasa de cambio no anticipada de la cantidad de dinero. La idea es proveer tests adicionales sobre la hipótesis de Lucas acerca de la pendiente de la curva Phillips. Los autores tampoco encuentran evidencia alguna de respuestas estadísticamente significativas de producto real a cambios no anticipados de la cantidad de dinero en la economía argentina.

El objetivo de este trabajo es, primero, estudiar las interrelaciones dinámicas entre la cantidad de dinero y el producto real a fin de indagar sobre el rol de los shocks monetarios en la generación del comportamiento observado del producto real en la economía argentina. El análisis, sin embargo, no está limitado a estudiar las relaciones entre shocks monetarios y producto real, sino que también incluye un universo más amplio de variables, como la tasa nominal de interés y la tasa de inflación. Las interrelaciones dinámicas entre las variables son estimadas y analizadas mediante la metodología de análisis multivariado de C. Sims.

Esta metodología utiliza un vector autorregresivo sin restricciones¹ como un paso intermedio en la estimación de las respuestas dinámicas de las variables del sistema a shocks en las mismas variables. Además, la varianza de los errores de pronóstico a varios horizontes temporales es descompuesta en las varianzas de sus componentes, a fin de evaluar las magnitudes relativas de los efectos de los diferentes shocks sobre las variables del sistema. La razón para incluir la tasa de interés nominal entre las variables proviene del trabajo de Sims (1972, 1980a y b). En su trabajo de 1972 Sims encuentra un ordenamiento causal de Granger de la cantidad de dinero hacia ingreso nominal. Definiendo un universo más amplio de variables, incluyendo también el nivel de precios y una tasa de interés nominal de corto plazo, Sims (1980b) encuentra que la tasa nominal de interés captura la mayor parte del contenido predictivo de la cantidad de dinero sobre el producto real y que el dinero no causa producto real en el sentido de Granger. La misma evidencia es hallada por Sims (1980a) en países como Alemania Federal, Francia y el Reino Unido. En todos los casos investigados existen respuestas negativas de la cantidad de dinero y del producto real a innovaciones en la tasa de interés nominal. De esta manera, el contenido predictivo de la cantidad de dinero sobre el producto real es espurio en sistemas en que se omite la tasa de interés nominal, debido a que proviene de una variable omitida que ayuda a predecir tanto la cantidad de dinero como el producto real. Esta regularidad empírica ha sido racionalizada por Grossman y Weiss (1982). Ellos muestran que, en un modelo con información restringida, los individuos no pueden identificar los shocks, que no son observados directamente, a través de los precios que sí se observan directamente. En el modelo de Grossman y Weiss los precios observados por los individuos son la tasa de interés nominal y el nivel de precios. De este modo, por ejemplo, se incorporan shocks de productividad a cambios en la tasa de interés nominal. Los individuos que no son capaces de identificar los shocks completamente atribuirán los cambios en la tasa de interés nominal a cambios en la tasa de interés real, al menos en parte, y el producto real se verá así afectado.

El segundo objetivo de este trabajo es efectuar algunas comparaciones de las respuestas del producto real a shocks monetarios y de tasas de interés en países como Estados Unidos y Alemania Federal. En el caso del impacto de los shocks monetarios sobre el producto real, el objetivo de la comparación internacional es relacionar la

¹ Un vector autorregresivo no restringido significa aquí que no se usa la teoría económica para clasificar las variables en endógenas o exógenas como en el trabajo econométrico tradicional. En su lugar, todas las variables se tratan, en principio, como endógenas.

magnitud de tales respuestas a parámetros como la varianza de los shocks monetarios o la literatura sobre la neutralidad del dinero citada anteriormente. En el caso de los shocks de tasas de interés, el objetivo es tratar de identificar si la regularidad empírica hallada por Sims para Estados Unidos y Alemania se da también en el caso argentino.

En la Sección 2 se discuten algunos aspectos metodológicos. En la Sección 3 se analizan los resultados de la estimación, con datos de la economía argentina, de las respuestas de las variables a diferentes shocks y la descomposición de las varianzas de los errores del pronóstico. En la Sección 4, el análisis se extiende a Estados Unidos y Alemania, y los resultados se comparan con los de la economía argentina. Por último, en la Sección 5 están las conclusiones finales.

2. ASPECTOS METODOLÓGICOS

En esta sección se analizan los aspectos esenciales de la metodología de Sims.

Sea $X(t)$ un vector de variables estocásticas indeterminísticas con covarianza estacionaria y supongamos que sigue una representación dada por un sector autorregresivo del siguiente tipo²:

$$X(t) = \sum_{j=1}^n A_j X(t-j) + e(t) \quad E(e(t) \cdot e(t-n)) = 0, n \neq 0 \quad (1)$$

Si este vector autorregresivo es invertible, entonces una representación dada por un promedio móvil para el proceso $X(t)$ puede calcularse como:

$$X(t) = \sum_{j=0}^{\infty} B_j e(t-j) \quad (2)$$

donde $e(t-j)$ es aquella parte de $X(t-j)$ que no puede predecirse linealmente a través de su pasado³ y B_0 se normaliza para que sea la matriz identidad. Claramente, la ecuación (2) refleja las respuestas del proceso $X(t)$ a shocks a las variables del sistema y es una construcción útil para caracterizar las interrelaciones dinámicas entre las variables. Si los elementos del vector de innovaciones $e(t)$ fueran contemporáneamente no correlacionados, entonces las respuestas dinámicas de (t) a algunas innovaciones, manteniendo en cero las restantes, podrían ser aisladas⁴. Del mismo modo, si las innovaciones son contemporáneamente ortogonales, entonces sus varianzas pueden descomponerse entre las partes atribuibles a las de sus componentes. Sin embargo, en general, la matriz de varianzas y covarianzas de $e(t)$ no es diagonal y no existe una forma única de

² Esta representación es una particular en la familia de representaciones autorregresivas y de promedio móvil. Estas representaciones de índole más general permiten una parametrización más parsimoniosa de modelos de series temporales, pero debido a su naturaleza no lineal es muy difícil de manejar en análisis multivariado.

³ Esto es, $e(t) = X(t) - E X(t)/X(t-j) j=1, \dots$, donde $E(\bullet)$ es el operador de expectativas condicionales.

⁴ Alternativamente, el mismo tipo de experimentos puede hacerse usando los coeficientes del vector autorregresivo, pero las interrelaciones dinámicas a través de las ecuaciones son muy difíciles de interpretar.

ortogonalizar las innovaciones. Lo que hace Sims (1980c, 1981) es elegir una matriz triangular inferior G , tal que:

$$u(t) = Ge(t)$$

tenga una matriz de covarianzas unitaria. Esta ortogonalización triangular es equivalente a generar $u(t)$ mediante el vector de residuos proveniente de predecir $X_i(t)$ a través de los valores rezagados de $X(t)$ y los valores contemporáneos de $X_j(t)$ donde $j < i$. De esta manera, el vector $X(t)$ puede representarse en términos de las innovaciones ortogonales como:

$$X(t) = \sum_{j=0}^{\infty} B_j G^{-1} \quad u(t-j) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j (u(t-j)) \quad (3)$$

El error de pronóstico cometido al predecir $X(t)$ a través de $X(t-k)$ está dado por⁵:

$$X(t) - E[X(t)/X(t-k); k=1, \dots, n] = \sum_{j=0}^{k-1} C_j u(t-j) \quad (4)$$

y la matriz de varianzas de tal error de pronóstico es

$$\sum_{j=0}^{k-1} C_j \text{Var}(u(t-j)) C_j \quad (5)$$

Calculando los elementos de la diagonal de la matriz de varianzas, la varianza del error de pronóstico a varios horizontes de pronóstico puede descomponerse en la varianza de sus componentes a fin de calcular la proporción de la varianza total explicada por las varianzas de cada una de las innovaciones.

La caracterización de las respuestas de las variables a shocks a las mismas variables no tendría sentido si no fuera posible dar a las innovaciones ortogonales una interpretación estructural. Si se ve a una representación autorregresiva como una versión reducida de un modelo estructural dinámico, entonces los residuos de la forma reducida (las innovaciones) son una transformación lineal de los residuos de la forma estructural. Las innovaciones en una variable serían, de esta manera, combinaciones de shocks a las ecuaciones del modelo estructural y no sería posible interpretarlas como shocks monetarios o shocks de oferta agregada, por ejemplo. Sin embargo, aún es posible interpretar las innovaciones si el modelo estructural tiene forma recursiva. Si éste es el caso, entonces los residuos de la forma reducida de una ecuación que es recursiva estructuralmente están determinados por los shocks originados en la ecuación estructural.

Cuando las innovaciones están correlacionadas contemporáneamente, la identificación de las innovaciones depende de la manera en que las covarianzas se asignen entre las variables. La ortogonalización de las innovaciones de la manera propuesta por Sims está estrechamente vinculada a la descomposición de Choleski. El factor de Choleski es único, excepto por el ordenamiento de las variables y, por ser una matriz triangular inferior, captura la naturaleza recursiva de la forma estructural al ortogonalizar las innovaciones.

⁵ En lo que sigue, eso se denomina por simplicidad "error de pronóstico cometido al predecir una variable al horizonte k ".

Los diferentes ordenamientos de las variables dan lugar a diversos supuestos acerca de la recursividad del sistema, porque llevan a asignar las covarianzas de las innovaciones entre las diferentes variables de diversas maneras.

3. EL CICLO ECONÓMICO DE LA ECONOMÍA ARGENTINA: EL PAPEL DE LOS SHOCKS MONETARIOS.

El análisis de Sims está estrechamente relacionado a la Descomposición de Wold, esto es, un vector de variables estocásticas con matriz de covarianzas estacionarias puede pronosticarse a partir de un vector de valores corrientes y rezagados de las innovaciones de las variables. Esta sección está destinada a estimar la representación promedio móvil de un sistema de variables incluyendo el logaritmo del producto real, la tasa de variación de la cantidad de dinero, la tasa de inflación y una tasa de interés nominal de corto plazo. La estimación se usa luego para descomponer la varianza de los errores de pronóstico a diferentes horizontes temporales entre las varianzas de las innovaciones ortogonales. Ambos estadísticos son útiles en caracterizar las relaciones dinámicas entre las variables y determinar la importancia relativa de los shocks. No obstante la estimación del sistema no va a ser restringida por la teoría económica (es decir, las hipótesis de causalidad no se incorporan explícitamente en la estimación); se pueden hacer interpretaciones teóricas sobre la base de los estadísticos mencionados.

La representación promedio móvil se estima en base a un vector autorregresivo para las cuatro variables, con datos trimestrales que cubren el período III/1964-IV/1982 con I/1963-II/1964 como condiciones iniciales para la estimación. El período de la muestra fue elegido a fin de tener el máximo número de observaciones compatibles con la disponibilidad de los datos, en particular la tasa de interés nominal de corto plazo⁶. El vector autorregresivo incluye seis rezagos de las variables, una constante y variables de tendencia lineal y cuadrática⁷. Una variable *dummy* se incluye también para capturar los efectos de la guerra del Atlántico Sur durante parte de 1982. Los datos no están corregidos por estacionalidad, por lo que se incluyen tres *dummies* estacionales en el vector autorregresivo.

Se sometieron diferentes estructuras de rezagos a prueba de hipótesis para seleccionar el modelo apropiado del vector autorregresivo. Tanto el test de máxima verosimilitud como el criterio de Hannan y Quinn indican que la hipótesis de un vector autorregresivo de orden seis no puede rechazarse⁸.

Como se mencionó anteriormente, estudiar las interrelaciones dinámicas entre variables a través de un vector autorregresivo es bastante complicado, porque las desviaciones estándares de los coeficientes son muy grandes debido a que hay que estimar

⁶ La cantidad de dinero se define como circulante en manos del público más depósitos en cuenta corriente y a plazo. La tasa de inflación es la tasa de variación del índice de precios al consumidor. La tasa de interés nominal es el rendimiento de documentos comerciales en el llamado mercado de aceptaciones bancarias.

⁷ La inclusión de una tendencia lineal y cuadrática se debe a que se trata de capturar el componente permanente del producto real y los cambios posibles en este componente a través del tiempo.

⁸ El valor del estadístico de Hannan y Quinn es estimado en (-.325) para probar la hipótesis de 4 vs 6 rezagos y esto lleva a rechazar la hipótesis de rezagos más restringidos. El valor calculado del X^2 para la prueba de máxima verosimilitud es (66,30) y la hipótesis de rezagos restringidos puede rechazarse.

un número considerable de parámetros. Se puede obtener información más confiable, sin embargo, analizando la representación promedio móvil. La importancia relativa de los diferentes shocks puede estudiarse a través de la descomposición de la varianza de los errores de pronóstico a diferentes horizontes temporales en las varianzas de las innovaciones ortogonales.

La descomposición de la varianza de las innovaciones ortogonales se presenta en el Cuadro 1⁹. Los resultados indican que el 44% de la varianza de las innovaciones del producto real es explicado por la varianza de las innovaciones en la cantidad de dinero y el 30% por la de sus propias innovaciones a un horizonte de pronóstico de dieciséis trimestres. Además, la proporción de la varianza del error del pronóstico del producto real explicado por la varianza de las innovaciones en la tasa de interés nominal es de 14% a un horizonte de pronóstico de dieciséis trimestres y no se puede detectar contenido predictivo alguno de la tasa de inflación sobre el producto real con base en la descomposición de las varianzas¹⁰.

Debe también mencionarse que la tasa de variación de la cantidad de dinero no es exógena en este sistema, porque 31% de la varianza de sus innovaciones es explicada por la varianza de las innovaciones en la tasa de inflación a un horizonte de pronóstico de dieciséis trimestres.

Las respuestas del producto real a los shocks a las variables se muestran en el Gráfico 2 y en el Cuadro 2, conjuntamente con los niveles de significación marginal de los coeficientes¹¹.

Las respuestas del producto real a un shock monetario no son estadísticamente significativas durante los primeros cuatro trimestres. Desde el quinto hasta el octavo trimestre, las respuestas son positivas y estadísticamente significativas, con un máximo entre el sexto y séptimo trimestre. Posteriormente, las respuestas se vuelven negativas y son significativas, sugiriendo que no se pueden obtener efectos duraderos sobre el producto real a través de shocks monetarios. Esto parece estar de acuerdo con la teoría de

⁹ Los resultados son algo sensibles a la especificación de los rezagos del vector autorregresivo. Con una estructura de cuatro rezagos, la descomposición de las varianzas de las innovaciones a un error de pronóstico al trimestre dieciséis es la siguiente:

Variable explicada	Por DRM2	Innovaciones		en LGP
		IR	INF	
DRM2	.20	.07	.69	.04
IR	.07	.24	.64	.05
INF	.08	.09	.77	.06
LGP	.19	.22	.09	.50

Es decir, parece que la tasa de variación en la cantidad de dinero juega un papel menor porque la varianza de sus innovaciones explica el 19% de la varianza total de las innovaciones en producto real.

¹⁰ Estos resultados no son sensibles al orden de las variables en la matriz de Choleski. El lector interesado puede solicitar al autor los resultados con ordenamientos diferentes.

¹¹ Los niveles de significación marginal de los coeficientes son iguales a uno, menos la probabilidad calculada de que los coeficientes estén a un lado de cero. Las probabilidades se calcularon por integración Monte Carlo de una distribución posterior de los parámetros del vector autorregresivo con una prior difusa. Se utilizaron 600 extracciones aleatorias para calcular los momentos posteriores y los niveles de significación. Una vez que los coeficientes del vector autorregresivos son simulados, es inmediato convertirlos en los coeficientes de la representación promedio móvil. Debe señalarse que el número de simulaciones se determinó de un modo ad hoc basado en el costo del procedimiento.

CUADRO Nº 1

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA: DATOS TRIMESTRALES
DE ARGENTINA
Período III/1964-IV/1982
Factorización de Choleski

Variable explicada	Horizonte de pronóstico (trimestre)	DRM2	Por innovaciones en		LGP
			IR	INF	
DRM2	1	1.00	.00	.00	.00
	4	.52	.11	.33	.04
	8	.28	.12	.55	.04
	12	.45	.12	.40	.03
	16	.55	.09	.31	.05
IR	1	.06	.94	.00	.00
	4	.03	.48	.46	.03
	8	.21	.22	.55	.02
	12	.50	.12	.37	.01
	16	.57	.10	.31	.02
INF	1	.14	.03	.84	.00
	4	.13	.07	.74	.06
	8	.22	.10	.57	.11
	12	.38	.09	.41	.11
	16	.38	.10	.40	.13
LGP	1	.02	.00	.03	.94
	4	.06	.11	.04	.79
	8	.34	.13	.03	.50
	12	.43	.14	.03	.39
	16	.44	.14	.04	.38

NOTA: El orden de las variables en la ortogonalización es como el que se muestra en el cuadro.

DRM2 = Tasa de cambio en la oferta monetaria

IR = Tasa de interés nominal.

INF = Tasa de inflación.

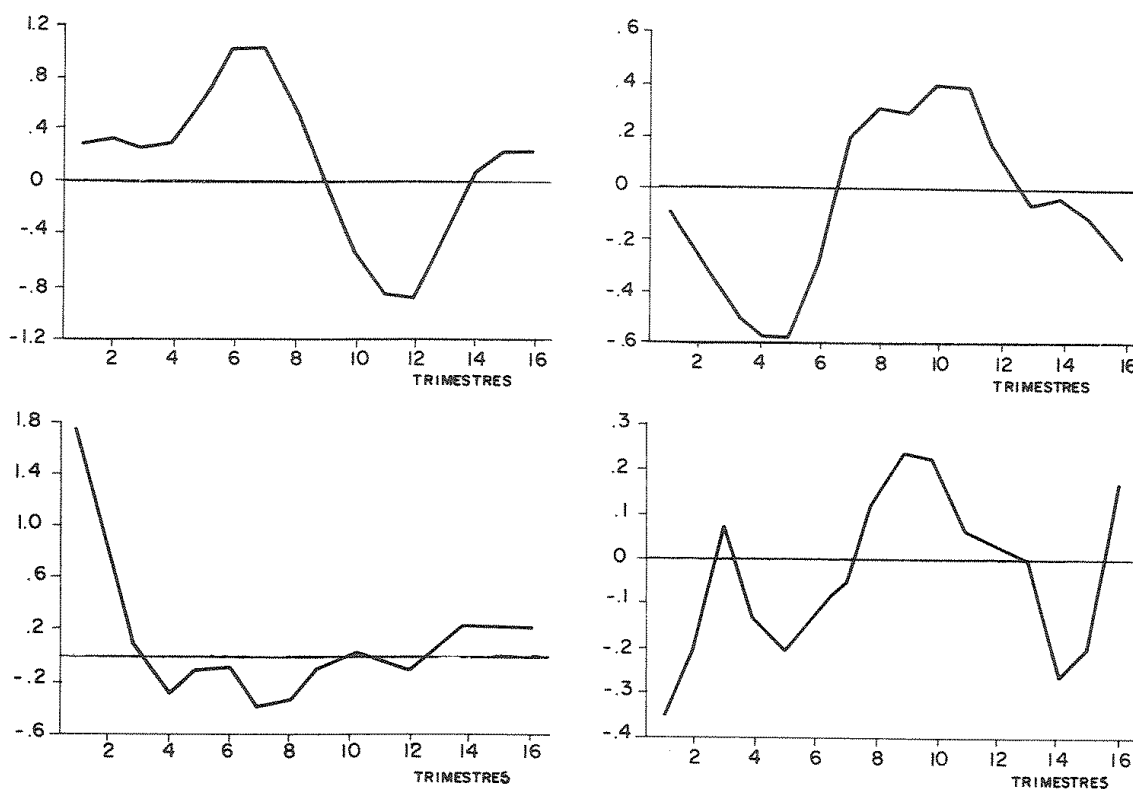
LGP = Logaritmo del Producto Nacional Real.

Lucas sobre el ciclo económico, en la cual los oferentes son engañados inicialmente por cambios no anticipados en la cantidad de dinero, pero luego, cuando reconocen el error en las percepciones, el producto real retorna a su tendencia. Las respuestas negativas y significativas del producto real a los shocks de tasas de interés nominal pueden identificarse; no obstante su tamaño relativo es más pequeño con respecto a las respuestas a shocks monetarios. Al igual que en Sims (1980a), esto también produce problemas de interpretación, por cuanto la mayor parte de las teorías sobre fluctuaciones económicas enfatizan que la tasa de interés real, y no la nominal, es la variable clave y la tasa nominal es una señal imperfecta de la tasa real. Una explicación que ha sido dada por Grossman y Weiss (1982) es que, en una economía monetaria, la tasa de interés nominal es una señal

imperfecta sobre los shocks de productividad y los shocks a la demanda por dinero, que producen cambios en la tasa de interés nominal y pueden ser atribuidos, al menos parcialmente, a shocks de oferta a pesar de ser shocks en el mercado monetario. De este modo, en una economía con restricciones al set de información, los cambios en la tasa de interés nominal contienen algún elemento predictivo sobre el producto real¹².

GRAFICO Nº 2

RESPUESTAS DEL LOGARITMO DEL GNP REAL A UN SHOCK
DE DESVIACION ESTANDAR A DIVERSAS VARIABLES.
FACTORIZACION DE CHOLESKI DE LAS INNOVACIONES



4. ALGUNA EVIDENCIA INTERNACIONAL

Los resultados analizados anteriormente indican que la tasa de variación en la cantidad de dinero ayuda a predecir el producto real en la economía argentina no sólo porque se identificaron respuestas positivas significativas del producto real a los shocks monetarios, sino que también porque la varianza de las innovaciones monetarias explica gran parte de la varianza total del producto real.

¹² Un análisis alternativo de tipo IS-LM parece inconsistente con los resultados obtenidos. Supongamos que las innovaciones a la tasa de interés reflejan innovaciones a la inversión. Entonces, un incremento en la inversión producirá un incremento simultáneo en el producto real y en la tasa de interés. De este modo, si se excluye la inversión del universo de variables, surgiría una relación positiva entre las innovaciones en la tasa de interés y el producto real, no ciertamente una relación negativa.

CUADRO Nº 2

RESPUESTAS DEL PRODUCTO REAL A UN SHOCK DE DESVIACION
ESTANDAR A LAS VARIABLES DEL SISTEMA

Pesos	DRM2	IR	INF	LGNP
1	.0026 (.1283)	-.0008 (.3417)	-.0035 (.0300)	.0172 (.000)
2	.0032 (.0767)	-.0026 (.0867)	-.0020 (.1733)	.0087 (.0000)
3	.0025 (.2183)	-.0043 (.0050)	.0007 (.3900)	.0002 (.4917)
4	.0031 (.1200)	-.0057 (.0000)	-.0014 (.2550)	-.0029 (.1100)
5	.0061 (.0217)	-.0058 (.0000)	-.0021 (.2067)	-.0011 (.3217)
6	.0101 (.0000)	-.0028 (.0917)	-.0012 (.3133)	-.0008 (.3633)
7	.0102 (.0000)	.0019 (.1850)	-.0005 (.4200)	-.0041 (.0717)
8	.0060 (.0617)	.0032 (.0883)	.0014 (.2933)	-.0035 (.1233)
9	-.0001 (.4783)	.0030 (.0883)	.0024 (.2050)	-.0008 (.3833)
10	-.0050 (.1117)	.0041 (.0367)	.0022 (.2367)	-.0001 (.4783)
11	-.0085 (.0217)	.0039 (.0467)	.0006 (.4283)	-.0004 (.4183)
12	-.0088 (.0217)	.0010 (.3700)	.0003 (.4233)	-.0012 (.3233)
13	-.0043 (.1750)	-.0006 (.3783)	.0000 (.4850)	.0007 (.3950)
14	.0005 (.4333)	-.0003 (.4683)	-.0027 (.2350)	.0022 (.2033)
15	.0024 (.2800)	-.0011 (.3600)	-.0020 (.3067)	.0019 (.2400)
16	.0025 (.2950)	-.0027 (.1717)	.0017 (.2817)	.0019 (.2384)

NOTA: Los números entre paréntesis son los niveles normales de significación calculados de los coeficientes de las respuestas. El procedimiento de ortogonalización de las innovaciones es la factorización de Choleski.

El punto principal en la literatura sobre la explicación monetarista con expectativas racionales sobre el ciclo económico es que solamente los shocks monetarios importan para producir desviaciones de su tendencia de largo plazo en el producto real. El procedimiento estadístico para probar tal hipótesis de neutralidad del dinero tiene diversos problemas. Como hace notar Sargent (1976), si la cantidad de dinero es exógena, un modelo que incorpore la hipótesis de neutralidad es equivalente, desde el punto de

vista observacional, con otra formulación en la cual tal proposición no se cumple. Esto es, si la cantidad de dinero es exógena, entonces los parámetros del modelo de neutralidad del dinero no pueden ser identificados. Se han hecho varios intentos para solucionar este problema. En Barro (1977, 1978, 1979) y en Leiderman (1980) los coeficientes de los shocks monetarios en la ecuación de producto real son identificados a través de la hipótesis de expectativas racionales y por restricciones de exclusión mediante la estimación de una función de oferta monetaria para generar las innovaciones monetarias. En esta especificación se permite que algunas variables ayuden a predecir la cantidad de dinero, pero no el producto real. No obstante que los resultados tanto de Barro como de Leiderman son favorables a la hipótesis de neutralidad del dinero, ellos han sido puestos en duda por el trabajo de Mishkin (1983), en el sentido de que son sensibles a la especificación de la estructura de rezagos¹³.

Otra estrategia para probar la proposición de neutralidad del dinero es la sugerida por Lucas (1973). En su modelo de fluctuaciones económicas, Lucas afirma que el impacto de cambios no anticipados en la demanda agregada nominal sobre el producto real depende de la magnitud relativa de la varianza de la demanda agregada con respecto a la varianza de la demanda relativa. A medida que la primera se incrementa en relación a la segunda, el impacto de la demanda agregada sobre el producto real disminuye¹⁴. Debido a que el parámetro que relaciona el producto real con la demanda agregada nominal no es constante a través de diferentes regímenes, Lucas prueba la implicación de la proposición de neutralidad del dinero estimando el coeficiente para países diferentes e identificando diferentes regímenes. Esta identificación se lleva a cabo mediante el cálculo de la varianza de la demanda agregada nominal para los países seleccionados. Los resultados que Lucas obtiene indican que, para países como Argentina y Paraguay, con varianzas del ingreso nominal (como medida de la demanda agregada nominal) relativamente grandes, el parámetro estimado es sólo un décimo del estimado para países más estables, como los Estados Unidos. El mismo tipo de prueba de hipótesis es llevado a cabo por Alberro (1980) para una muestra más extensa de países y, nuevamente, la hipótesis de Lucas no puede rechazarse.

La hipótesis de Lucas es sometida a prueba por Kormendi y Meguire (1984) en el contexto de un modelo estrechamente relacionado al enfoque teórico de Barro. Debido a que la dinámica del modelo es diferente a la de Lucas, Kormendi y Meguire no pueden probar la proposición de Lucas examinando el efecto impacto de la demanda agregada sobre el producto real. En vez de esto, ellos definen lo que denominan el *peak effect* como la suma de las respuestas positivas del producto real a los cambios no anticipados en la cantidad de dinero y lo relacionan a la varianza de los shocks monetarios a través de diferentes países, tal como lo hacen Lucas y Alberro. La racionalización que Kormendi y Meguire provee para justificar la prueba de hipótesis es que el efecto de los shocks monetarios sobre el producto real se distribuye sobre un cierto período de tiempo debido a algunas variables de estado (quizá difíciles de identificar). El efecto total de los shocks monetarios es lo que está inversamente relacionado a la varianza de los shocks monetarios. Los resultados empíricos indican que no se puede rechazar esta versión de la hipótesis de Lucas.

¹³ Este procedimiento de identificación conduce a probar la hipótesis de neutralidad más las restricciones de exclusión. De este modo, es difícil detectar si el rechazo de la hipótesis de neutralidad se debe a sí misma o a las restricciones de exclusión. Este es un punto importante, porque la tasa de interés nominal ayuda a predecir el producto real y debiera ser incluido en la ecuación de producto.

¹⁴ La misma propiedad de la hipótesis de neutralidad del dinero fue encontrada por Barro (1976).

El propósito principal de esta sección es realizar la misma clase de comparación a través de países, esto es, analizar las respuestas del producto real a shocks monetarios para países diferentes. Específicamente, los resultados obtenidos en la sección anterior van a ser comparados con los de Estados Unidos y Alemania Federal para investigar si sus diferencias pueden asociarse con parámetros particulares, como en la literatura citada previamente.

Como en la sección anterior, las representaciones promedio móvil y las descomposiciones de varianzas se derivan a partir de vectores autorregresivos de orden cuatro¹⁵, con datos trimestrales de Estados Unidos y Alemania para el período 1964/III-1982/IV y con 1963/II-1984/II como condiciones iniciales.

La descomposición de varianzas basada en la factorización de Choleski de la matriz de covarianza de las innovaciones se presenta en los cuadros 3 y 4. Los resultados obtenidos con datos de Estados Unidos indican que el 37 y 28% de la varianza total del error de predicción del producto real a horizontes de cuatro y diecisiete trimestres son explicados por la varianza de los shocks monetarios¹⁶. El 37% del error de predecir el producto real con un horizonte de dieciséis trimestres es explicado por la varianza de las innovaciones en la tasa de interés nominal. La tasa de variación de la cantidad de dinero no parece ser exógena, porque el 19% de la varianza, en su pronóstico con un horizonte de cuatro trimestres, es explicado por la varianza de shocks a la tasa de interés nominal.

Los resultados obtenidos con datos de Alemania Federal indican también que el 24% de la varianza total del error de predecir el producto real con un horizonte de dieciséis trimestres es explicado por las innovaciones monetarias¹⁷ y el 25% es explicado por innovaciones en la tasa de interés nominal.

Los coeficientes de las representaciones promedio móvil producto real de Estados Unidos y Alemania se presentan en el Cuadro 5, junto a la significación estadística marginal de los coeficientes. En los dos casos existen respuestas positivas que son estadísticamente significativas del producto real a shocks monetarios. Tales respuestas ocurren desde el trimestre contemporáneo al shock monetario hasta el cuarto trimestre en Estados Unidos, y desde el trimestre contemporáneo hasta el sexto trimestre en el caso de Alemania. Las respuestas se muestran en el Gráfico 3 junto con las respuestas del producto real a los shocks monetarios. En los tres países es muy similar: en todos los casos hay respuestas inicialmente positivas y estadísticamente significativas frente a shocks monetarios, aunque la duración y las magnitudes de las respuestas son diferentes¹⁸.

¹⁵ El valor del criterio de Hannan y Quinn para probar la hipótesis de cuatro versus seis rezagos del vector autorregresivo es (.4350) para los Estados Unidos y (.1050) para Alemania y esto lleva a no rechazar un vector autorregresivo de orden cuatro en ambos casos.

¹⁶ La principal diferencia con los resultados de Sims parece ser la inclusión de variables de tendencia aparte de diferencias en los períodos de las muestras. Los resultados encontrados aquí son similares a los de S. King (1982).

¹⁷ La definición de cantidad de dinero es M1 para los Estados Unidos y M2 para Alemania. El criterio para seleccionar el agregado monetario fue cuál de ellos tenía más poder predictivo sobre el producto real y las variables nominales. En el caso de Alemania, el dinero se ordena segundo, porque hay una correlación entre dinero y la tasa de interés (-.34) y existen respuestas negativas del producto real a shocks en la tasa de interés. Si esta correlación entre innovaciones se asigna a los shocks monetarios, las respuestas del producto real a un shock monetario pueden ser quizás amplificadas. De este modo, cuando se las ordena en segundo lugar, las innovaciones monetarias están filtradas de cualquier contenido de tasas de interés.

¹⁸ A fin de hacer las respuestas comparables entre países, los coeficientes de las representaciones promedio móvil para el producto real se dividen por las desviaciones estándar del error de pronóstico a un trimestre en predecir la cantidad de dinero.

CUADRO Nº 3

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA: DATOS TRIMESTRALES U.S.A.

Período: III/1964-IV/1982

Factorización de Choleski (en %)

Variable explicada	Horizonte de pronósticos (trimestres)	Por innovaciones en			
		DRM1	IR	LGP	INF
DRM1	1	100,00	.00	.00	.00
	4	80,49	14,21	1,76	3,54
	8	73,63	15,13	3,71	7,54
	12	71,87	16,23	4,21	7,69
	16	69,55	18,68	4,18	7,59
IR	1	.65	99,35	.00	.00
	4	32,08	54,20	7,56	6,16
	8	37,14	44,08	12,88	5,90
	12	33,19	50,45	12,06	5,29
	16	32,35	51,85	11,29	4,51
LGP	1	14,27	4,74	80,99	.00
	4	37,14	7,43	51,76	3,67
	8	25,37	35,47	36,07	3,09
	12	28,84	37,23	30,97	2,96
	16	28,46	36,71	31,26	3,57
INF	1	.58	1,23	2,22	95,98
	4	8,42	21,00	2,09	68,49
	8	9,24	21,85	9,54	59,37
	12	11,46	37,81	7,46	43,27
	16	18,86	36,99	9,57	34,58

NOTA: El orden para la factorización de Choleski es como el que se muestra en el cuadro.

No obstante que es poco lo que se conoce sobre la dinámica del producto real frente a shocks monetarios, algo puede decirse con respecto al efecto máximo de éstos sobre el producto real, tal como lo hacen Kormendi y Meguire. Es decir, la proposición de Lucas sobre la pendiente de la curva Phillips en la versión de Kormendi y Meguire indica que el efecto máximo de un shock monetario sobre el producto real está inversamente relacionado a la varianza de los shocks monetarios. Esta es una propiedad de una clase particular de modelos del ciclo económico, que son las teorías de equilibrio. En el Cuadro 6 se presentan los estadísticos que suman la proposición mencionada para los tres países. Claramente, Argentina tiene la varianza más grande de los shocks monetarios y el efecto máximo es el menor cuando es comparado con el de países más estables, como Estados Unidos y Alemania (el efecto total de un shock monetario en Argentina es estimado en 38% del de Estados Unidos y 27% del correspondiente a Alemania). A fin de probar la hipótesis de que el efecto máximo de los shocks monetarios sobre el producto real es cero, los valores de las estadísticas t son calculados en (3.2718), (2.6832), y (2.1929) para Argentina, Estados Unidos y Alemania, respectivamente, y ello lleva a

rechazar la hipótesis nula a los niveles de significación estadística usuales. No obstante necesitarse más evidencia internacional a fin de probar la hipótesis de Lucas, la muestra reúne casos ampliamente diferentes en los cuales la varianza de los shocks monetarios en el caso de Argentina es aproximadamente cincuenta veces mayor que la de países más estables. Además, si se computan solamente las respuestas a un shock monetario unitario que son individualmente significativas, la suma de los coeficientes positivos es (.04) para Estados Unidos, (.012) para Argentina y (.055) para Alemania y, otra vez, las respuestas del producto real son menores en Argentina que en Estados Unidos y Alemania. De esta manera, la evidencia sugiere que la teoría del equilibrio del ciclo económico no está en contradicción con los datos muestrales¹⁹.

CUADRO Nº 4

DESCOMPOSICION DE LA VARIANZA: DATOS TRIMESTRALES
DE ALEMANIA

Período: III/1964-IV/1982

Factorización de Choleski (en %)

Variable explicada	Horizonte de pronósticos (trimestres)	Por innovaciones en			
		IR	DRM2	LGP	INF
IR	1	100,00	.00	.00	.00
	4	79,46	6,83	10,18	4,02
	8	54,43	20,32	20,81	4,44
	12	54,72	19,76	21,07	4,44
	16	54,34	20,01	20,75	4,90
DRM2	1	12,00	88,00	.00	.00
	4	28,26	69,69	1,97	.08
	8	27,48	64,58	5,95	2,00
	12	30,56	60,78	6,12	2,54
	16	29,97	60,57	6,72	2,74
LGP	1	.39	6,00	93,61	.00
	4	.74	23,23	72,77	3,25
	8	17,52	22,24	57,85	2,39
	12	26,14	20,63	49,57	3,66
	16	25,48	21,97	48,60	3,95
INF	1	3,46	1,23	.18	95,13
	4	5,92	14,10	12,38	67,60
	8	5,03	17,38	24,39	53,20
	12	7,00	17,81	27,35	47,84
	16	11,37	17,10	26,06	45,47

NOTA: Ver Cuadro 1.

¹⁹ En Kiddland y Prescott (1983), el efecto impacto de un shock de productividad se esparce a través del tiempo debido a la restricción de que se requiere tiempo para construir bienes de capital. No obstante el modelo no incorpora elementos monetarios, el tiempo requerido para construir bienes de capital puede racionalizar el efecto rezagado de un shock monetario sobre el producto real.

CUADRO Nº 5

RESPUESTAS DEL PRODUCTO REAL A UNA DESVIACION
ESTANDAR. SHOCK MONETARIO EN ARIOS PAISES
Datos trimestrales. Período: 1964/III-1982/IV

Pesos	Argentina		Estados Unidos		Alemania Occidental	
1	.0026	(.1283)	.0026	(.0000)	.0024	(.0267)
2	.0032	(.0767)	.0039	(.0000)	.0035	(.0050)
3	.0025	(.2183)	.0056	(.0000)	.0042	(.0050)
4	.0031	(.1200)	.0035	(.0117)	.0053	(.0000)
5	.0061	(.0217)	.0014	(.2200)	.0044	(.0083)
6	.0101	(.0000)	.0003	(.4700)	.0032	(.0617)
7	.0102	(.0000)	-.0001	(.4750)	.0024	(.1217)
8	.0060	(.0617)	-.0010	(.2517)	.0012	(.3117)
9	-.0001	(.4783)	-.0025	(.0633)	-.0001	(.4483)
10	-.0050	(.1117)	-.0031	(.0333)	-.0008	(.3100)
11	-.0085	(.0217)	-.0032	(.0210)	-.0014	(.2267)
12	-.0088	(.0217)	-.0032	(.0167)	-.0018	(.1883)
13	-.0043	(.1750)	-.0029	(.0200)	-.0018	(.1683)
14	.0005	(.4333)	-.0023	(.0617)	-.0017	(.1817)
15	.0024	(.2800)	-.0015	(.1967)	-.0017	(.1683)
16	.0025	(.2950)	-.0005	(.4000)	-.0014	(.2100)

NOTA: Los números entre paréntesis son los niveles de significación marginal de los coeficientes de la representación promedio móvil.

CUADRO Nº 6

EL "EFECTO PEAK" Y LA VARIANZA DE SHOCKS
MONETARIOS

Países	Efecto Peak		VDRM	
Argentina	.0171 ^a	(.0081) ^b	6.5888 ^a	(16.212) ^b
Estados Unidos	.0442		.1478	
Alemania Occidental	.0628		.1634	

NOTAS: VDRM = varianza de los residuos de la tasa de cambio en la cantidad de dinero en la autorregresión del vector.

Efecto "peak" = sumatoria de todas las respuestas inicialmente positivas del producto real a un shock monetario de una unidad.

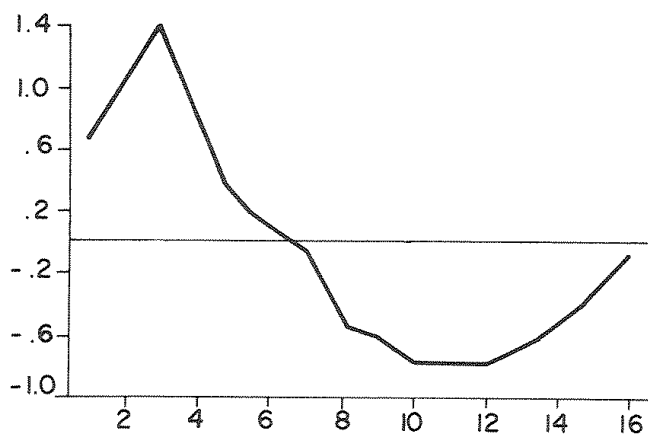
^a M2 definición de la cantidad de dinero.

^b M1 definición.

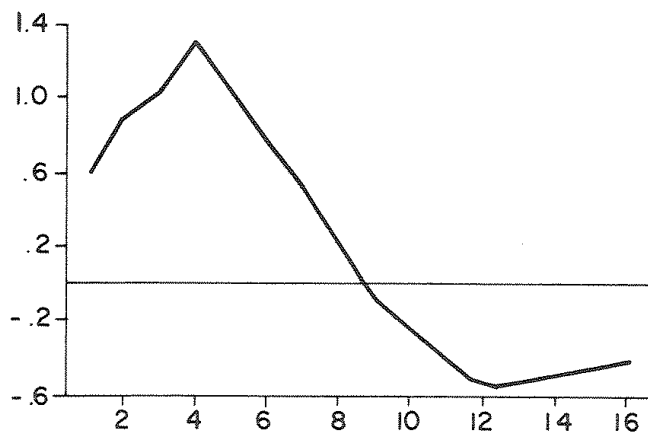
GRAFICO Nº 3

RESPUESTAS DEL PRODUCTO REAL DE EE.UU., ALEMANIA Y ARGENTINA
A SHOCK MONETARIO UNITARIO.
FACTORIZACION DE INNOVACIONES DE CHOLESKI

RESPUESTAS DEL GNP REAL EEUU



RESPUESTAS DEL GNP REAL DE ALEMANIA



RESPUESTAS DEL GNP REAL ARGENTINA

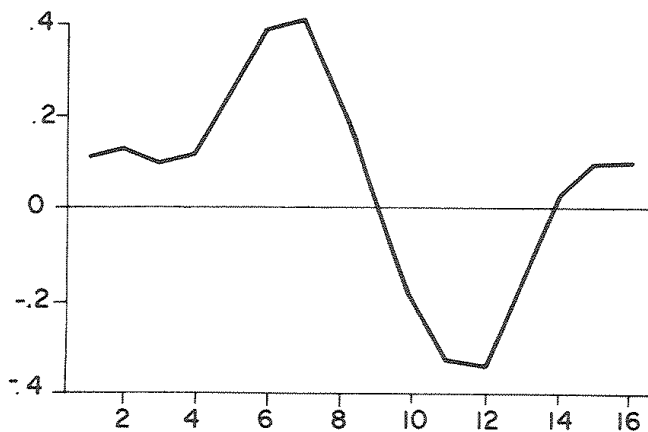
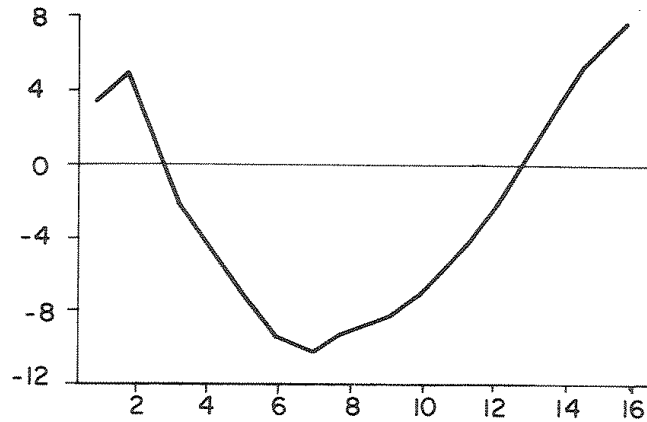


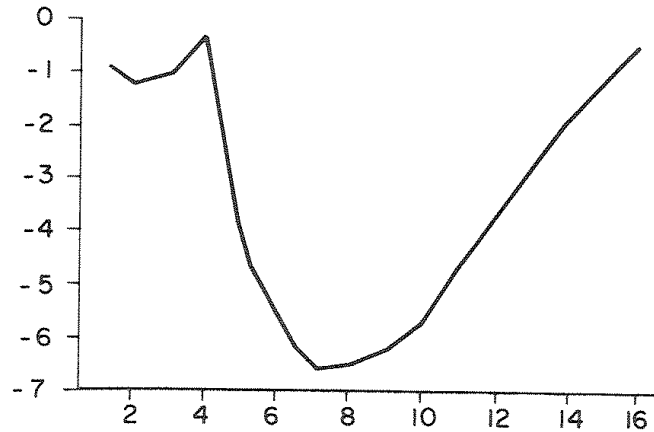
GRAFICO N° 4

RESPUESTAS DEL PRODUCTO REAL DE LOS EE.UÚ., ALEMANIA Y ARGENTINA A UN SHOCK DE TASA DE INTERES UNITARIO. FACTORIZACION DE INNOVACIONES DE CHOLESKI

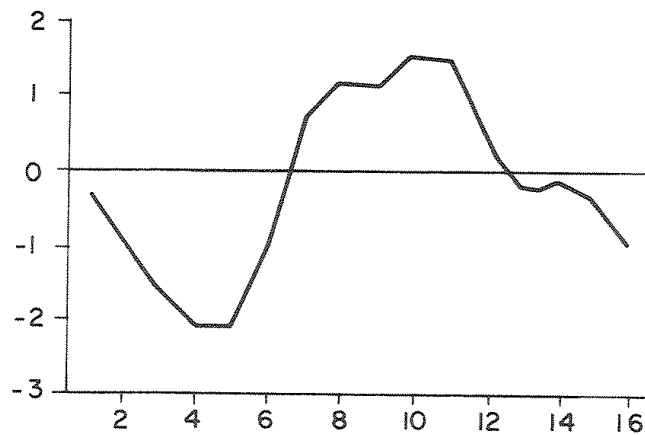
RESPUESTAS AL GNP REAL EEUU



RESPUESTAS AL GNP REAL ALEMANIA



RESPUESTAS AL GNP REAL ARGENTINA



Las respuestas del producto real a shocks en la tasa de interés nominal se presentan en el Gráfico 4 y en el Cuadro 7, junto a los niveles de significación marginal de los coeficientes. En el caso de Estados Unidos, hay respuestas negativas y estadísticamente significativas del producto real desde el cuarto hasta el duodécimo trimestre y desde el quinto hasta el undécimo en el caso de Alemania. En ambos casos, la forma de las respuestas parece bastante similar en los distintos países y son del mismo tipo que de las encontradas en el caso de Argentina.

CUADRO Nº 7

RESPUESTAS DEL PRODUCTO REAL A UN SHOCK DE DESVIACION
ESTANDAR EN LA TASA DE INTERES NOMINAL EN VARIOS PAISES
Período: 1964/III-1982/IV
Factorización de Choleski

Pesos	Argentina		Estados Unidos		Alemania Occidental	
1	-.00032	(.3417)	.00146	(.0183)	-.00057	(.3000)
2	-.00966	(.08667)	.00229	(.0033)	-.00082	(.2800)
3	-.01588	(.00500)	-.0042	(.6383)	-.00083	(.3117)
4	-.02083	(.00000)	-.00212	(.0600)	-.00034	(.4300)
5	-.02127	(.00000)	-.00327	(.0083)	-.00319	(.0683)
6	-.01034	(.09167)	-.00466	(.0000)	-.00435	(.0367)
7	.00716	(.18500)	-.00503	(.0000)	-.00505	(.0217)
8	.01176	(.0883)	-.00465	(.0017)	-.00496	(.0233)
9	.01109	(.0833)	-.00432	(.0000)	-.00483	(.0250)
10	.01528	(.0367)	-.00377	(.0017)	-.00435	(.0333)
11	.01431	(.0467)	-.00286	(.0283)	-.00360	(.0517)
12	.00379	(3.700)	-.00162	(.1567)	-.00292	(.1200)
13	-.00243	(.3783)	-.00010	(.4967)	-.00228	(.1767)
14	-.00102	(.4683)	.00129	(.2200)	-.00168	(.2500)
15	-.00397	(.3600)	.00241	(.0883)	-.00116	(.3067)
16	-.01000	(.1717)	.00346	(.0417)	-.00071	(.3667)

NOTA: Ver Cuadro 5.

5. CONCLUSIONES

El propósito principal de este trabajo es analizar la importancia de la tasa de variación de la cantidad de dinero en la generación de los ciclos económicos en la economía argentina durante el período III/1964-IV/1982. La descomposición de Wold se estima para un universo de variables que incluye el logaritmo del producto real, la tasa de variación de la cantidad de dinero, una tasa de interés nominal y la tasa de inflación. Tanto la descomposición de Wold como la descomposición de la varianza del error de pronóstico a varios horizontes temporales se usan para caracterizar las interrelaciones dinámicas de las variables.

Los resultados indican que el 44% de la varianza total del error de pronóstico del producto real a un horizonte de dieciséis trimestres es explicado por shocks monetarios. Los coeficientes de la representación de Wold y sus niveles de significación marginal son estimados mediante el procedimiento de integración de Monte Carlo de la distribución posterior de los parámetros de un vector autorregresivo con una prior difusa. Las respuestas positivas estadísticamente significativas a los shocks monetarios se identifican a través del procedimiento mencionado.

Además, se prueba la hipótesis de respuestas positivas insignificantes del producto real a shocks monetarios y el estadístico t indica que tal hipótesis puede rechazarse a los niveles de significación usuales. Los resultados indican también que existen respuestas negativas estadísticamente significativas del producto real a shocks en la tasa de interés nominal, y que la varianza del error de pronóstico del producto real a un horizonte de dieciséis trimestres se explica en un 14% por la varianza de las innovaciones en la tasa de interés.

Se presenta también una comparación de las respuestas del producto real a shocks monetarios en la economía argentina con las de Estados Unidos y Alemania. La principal razón para proceder así es tratar de relacionar la magnitud de las respuestas positivas a la varianza de los shocks monetarios para probar la hipótesis de Lucas sobre la pendiente de la curva de Phillips. Los resultados indican que, para la muestra considerada aquí, la hipótesis de Lucas no puede rechazarse. Las respuestas del producto real a shocks monetarios en la economía argentina son mucho menores que las de Estados Unidos y Alemania, y la varianza de los shocks monetarios es considerablemente más grande en Argentina que en los otros dos países. Ello indica que los resultados empíricos no son inconsistentes con las implicaciones de la teoría de equilibrio del ciclo económico.

REFERENCIAS

- Alberro, J., "The Lucas Hypothesis on the Phillips Curve: Further International Evidence". *Journal of Monetary Economics* 7 (marzo 1981): 239-50.
- Barro, R., "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy". *Journal of Monetary Economics* 2 (enero 1976): 1-32.
- , "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States". *American Economic Review* 67 (marzo 1977): 105-15.
- , "Unanticipated Money Output and the Price Level in the United States". *Journal of Political Economy* 86 (agosto 1978): 549-80.
- Fernández, R., "An Empirical Inquiry on the Short-Run Dynamics of Output and Prices". *American Economic Review* 67 (septiembre 1977): 595-609.
- Grossman, S. y Weiss, L., "Heterogenous Information and the Theory of the Business Cycle". *Journal of Political Economy* 90 (agosto 1982): 699-727.
- Hannan, E. y Quinn, B., "The Determination of the Order of an Autoregression", *Journal of the Royal Statistical Society* B, 41 (1979): 190-95.
- Herrou-Aragón, A., "Money and Real Output in the Argentine Economy: Some Empirical Evidence". Tesis Doctoral no publicada. The University of Chicago, 1986.
- Leiderman, L., "Macroeconomic Testing of Rational Expectations and Structural Neutrality Hypothesis for the United States", *Journal of Monetary Economics* 6 (enero 1980): 69-82.
- Litterman, R. y Weiss, L., "Money, Real Interest Rates and Output: A Reinterpretation of Postwar U.S. Data". Federal Reserve Bank of Minneapolis, Research Department Staff Report N° 89, May 1984.
- Lucas, R., "Expectations and Neutrality of Money". *Journal of Economic Theory* 4 (abril 1972): 103-24.
- , "Some International Evidence of Output-Inflation Trade offs". *American Economic Review* 63 (junio 1973): 326-34.
- Mishkin, F., *A Rational Expectations Approach to Econometrics*. Chicago: University of Chicago Press, 1983.

- Quinn, B., "Order Determination for Multivariate Autoregression", *Journal of the Royal Statistical Society* 42 (1980): 182-85.
- Sargent, T., "Rational Expectations for Multivariate Autoregression". *Journal of the Royal Statistical Society* 42 (1980): 182-85.
- Sargent, T. y Wallace, N., "Rational Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule". *Journal of Political Economy* 83 (abril 1975): 241-54.
- Sims, C., "Money, Income, and Causality". *American Economic Review* 62 (September 1972): 540-52.
- , "Exogeneity and Causal Ordering in Macroeconomic Models". In *New Methods in Business Cycles*. Editado por T. Sargent y C. Sims. Minneapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis, 1977.
- , "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered". *American Economic Review* 70 (mayo 1980): 250-57.
- , "International Evidence on Monetary Factors in Macroeconomic Fluctuations". Discussion Paper Nº 80, University of Minnesota, septiembre 1980.
- , "Macroeconomics and Reality". *Econometrica* 48 (enero 1980): 1-48.
- , "An Autoregressive Index Model for the U.S., 1948-1975". In *Large-Scale Macroeconometric Models*. Editado por J. Kmenta y J.B. Ramsey. Amsterdam: North-Holland, 1981.