

CAUSALIDAD ENTRE PRODUCCIÓN Y OFERTA
MONETARIA EN LA ECONOMÍA MEXICANA

MANUEL SILOS MARTÍNEZ

B171
S546

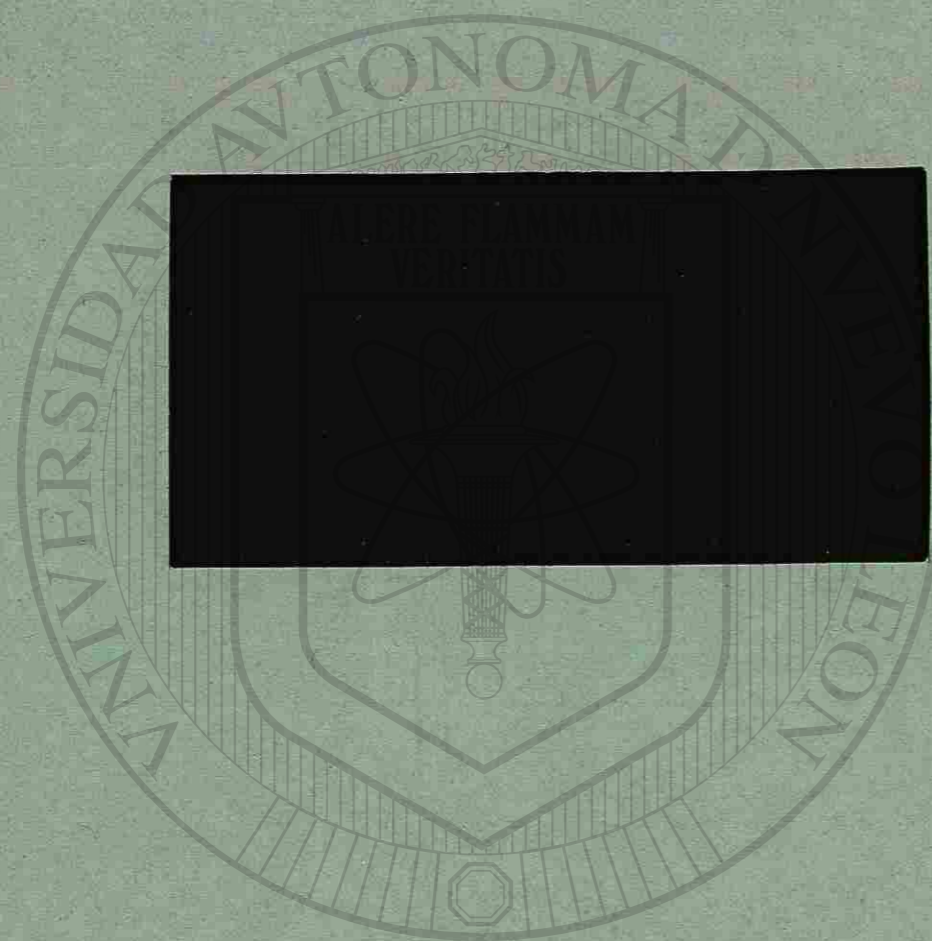


CENTRO DE INVESTIGACIONES ECONÓMICAS





1020123210



CAUSALIDAD ENTRE PRODUCCIÓN Y OFERTA
MONETARIA EN LA ECONOMÍA MEXICANA

MANUEL SILOS MARTÍNEZ

U A N L

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

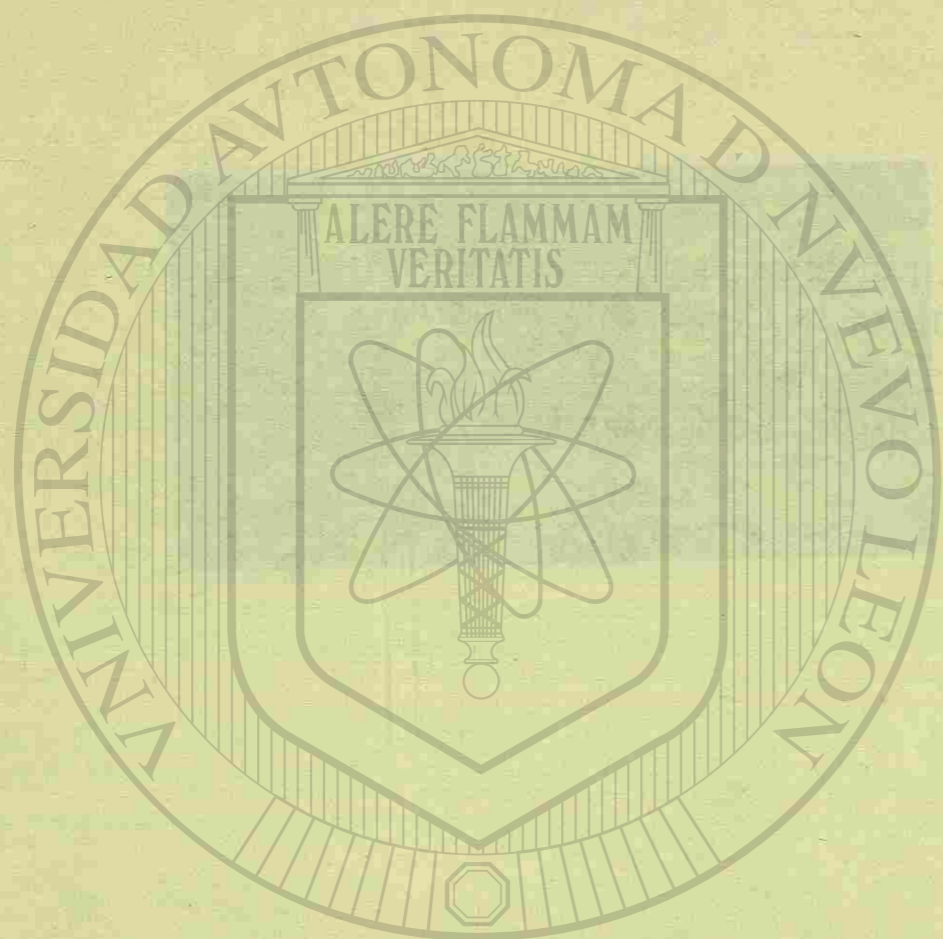


m

999130

HB171

.5546



FONDO
UNIVERSITARIO

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECAS

CAUSALIDAD ENTRE PRODUCCION Y OFERTA MONETARIA
EN LA ECONOMIA MEXICANA

Manuel Silos Martínez

I. INTRODUCCION

Este trabajo presenta evidencia empírica sobre la relación "causal" entre la oferta monetaria y la producción en la Economía Mexicana, basándose en series históricas mexicanas y norteamericanas para el período 1953-1978 y en el uso de las técnicas de Box y Jenkins para el tratamiento de esta clase de información. Los resultados son importantes, ya que permiten evaluar los modelos econométricos uniecuacionales existentes sobre la determinación de los cambios en la producción y oferta monetaria en la Economía Mexicana.

Aunque la relación entre producción y oferta monetaria ha sido considerada en varios estudios, no ha existido un acuerdo sobre la dirección de causalidad que se supone entre estas dos variables. Por un lado, en un intento para explicar los cambios en la actividad económica mexicana durante el período 1953-1973, bajo el supuesto implícito de que la causalidad corre desde las ofertas monetarias norteamericanas y mexicanas hacia la producción doméstica, Barro (1975) obtuvo dos resultados importantes: "existe un efecto independiente sustancial del crecimiento monetario (no anticipado) mexicano sobre la producción" y "existe también un efecto importante del comportamiento monetario de los

* El autor es Profesor de Tiempo Completo en esta Institución.

Estados Unidos sobre la producción mexicana". Por otro lado, otros estudios (Blejer, 1975; Gómez Oliver, 1977) que proporcionan evidencias sobre las hipótesis derivadas del enfoque monetario a la balanza de pagos, se basaron en el supuesto de que la causalidad corre de la producción hacia la oferta monetaria doméstica. Considerando ambos tipos de estudios, es tentador concluir que la relación entre la oferta monetaria y la producción en México permita una causalidad en ambos sentidos. Esta hipótesis es importante, ya que de ser aceptada, revelaría sesgos por "simultaneidad" en los estudios existentes sobre estimaciones de la demanda de dinero y sobre la determinación de los cambios en la producción y oferta monetaria en la economía mexicana.

Para explorar la naturaleza de estos sesgos es necesario emplear una definición de causalidad estadística, en el presente trabajo se considera la de Granger. Esta definición nos permite probar estadísticamente la clasificación que en los modelos se hace de las variables como exógenas o endógenas. De acuerdo con ella, una variable X_1 se dice que "causa" a otras variables X_2 si, dados todos los valores pasados de X_2 , los valores pasados de X_1 ayudan a predecir X_2 . Si X_1 no causa a X_2 , se dice que X_2 es "exógeno" con respecto a X_1 (Sargent, 1979).

En este estudio tomo como referencia el trabajo de Barro (1975) y formulo dos hipótesis básicas para evaluar el modelo que emplea:

- a) Cambios en la oferta monetaria doméstica (M) "causan" cambios en la producción doméstica (Y).
- b) Cambios en la oferta monetaria norteamericana (USM) "causan" cambios en la producción doméstica.

La evaluación puede contener dos partes. Primero, revisar la clasificación de Y como una variable endógena. Si las hipótesis a y b son rechazadas, la evidencia no soporta tal clasificación. En el caso de que se acepten, una segunda parte debe considerarse en la evaluación: revisar si existe retroalimentación (feedback) desde M y USM hacia Y. Si la retroalimentación está presente, se revela un problema de simultaneidad.

Como se muestra en la sección III, los cambios en las ofertas monetarias de ambos países pueden afectar la producción doméstica a través de la respuesta de la oferta de Y ante cambios en los precios. Por esa razón, el rechazo de las dos hipótesis es reforzado si se prueba y acepta una tercera hipótesis, la cual postule la independencia entre los procesos estocásticos de la producción y precios. El procedimiento para probar hipótesis se basa en el análisis bivariado de dominio de tiempo. Los resultados nos permiten concluir que, en el caso de México, la causalidad corre de la producción doméstica a las ofertas monetarias de ambos países; por lo tanto, no es razonable interpretar el modelo de rezagos distribuidos utilizado por Barro como una relación causal. Es importante enfatizar que, dado el supuesto de que México es una pequeña economía y ésta es abierta, lo que será sorprendente es el resultado "Y causa USM". Este será discutido en la sección IV.

El trabajo se desarrollará como sigue: En la sección II, presento un modelo macroeconómico para una pequeña economía abierta que se encuentra bajo un régimen de tipo de cambio fijo. En la sección III, presentaré los resultados más importantes y una interpretación del análisis de series de tiempo. En la sección de conclusiones se enfatizarán los resultados más importantes de este estudio, así como algunas implicaciones de política económica.

II. MODELO.

Se adopta el modelo de Leiderman (1978) para la determinación simultánea de los precios, la producción y la balanza de pagos en una pequeña economía abierta bajo un régimen de tipo de cambio fijo, ya que éste permite la causalidad en ambas direcciones de la que se hablaba en la sección anterior.

Se supone que existen tres unidades económicas (familias domésticas, familias extranjeras y las autoridades domésticas integradas por el gobierno y el banco central), dos bienes (domésticos y extranjeros), tres activos (bonos extranjeros, dinero doméstico y dinero extranjero), completa especialización en la producción y movilidad perfecta de capitales. Asimismo, para concretar, Leiderman (1978, p. 50) supone que "tres mercados operan simultáneamente en esta economía: un mercado para bienes domésticos (Y), un mercado monetario doméstico y un mercado internacional, el cual considera las transacciones con bienes, dinero y bonos extranjeros (B)".

En este trabajo se concentra la atención en la determinación de los precios (P) y producción de bienes domésticos. Los precios internos de los bienes extranjeros (P^W) se consideran como dados e igual al producto de la tasa de cambio (e) y el precio de estos bienes expresados en moneda extranjera (P_f).

$$P^W = e P_f$$

El producto doméstico se obtiene a través de una función de producción homogénea de primer grado. Donde K es capital y L es trabajo.

$$(1) \quad Y = f(K, L)$$

Ya que la oferta de trabajo es afectada por el precio relativo de los bienes domésticos (P/P^W) y por la riqueza doméstica real (V/P), la oferta de bienes correspondiente está dada por la expresión (2) con los supuestos usuales sobre cada uno de los argumentos de la función,

$$(2) \quad Y_t^S = f(P_t/P_t^W, V_t/P_t, K_t); f_1' > 0, f_2' < 0, f_3' > 0.$$

Por el otro lado, la demanda de bienes domésticos (3) depende de las siguientes cinco variables: el precio relativo de los bienes domésticos (P_t/P_t^W), el gasto real del gobierno (G_t/P_t), el stock real de capital (K_t) y las riquezas reales doméstica (V_t/P_t) y extranjera (V_t^W/P_t^W).

$$(3) \quad Y_t^D = h(P_t/P_t^W, G_t/P_t, K_t, V_t/P_t, V_t^W/P_t^W)$$

$$h_1' < 0, h_2' > 0, h_3' < 0, h_4' > 0, h_5' > 0$$

$$(4) \quad Y_t^S = Y_t^D$$

Considerando el equilibrio en el mercado de bienes domésticos, puede observarse fácilmente que las ofertas monetarias doméstica y extranjera pueden afectar este mercado a través de cambios en las riquezas reales doméstica y extranjera, respectivamente. En el caso de la última variable (V_t^W/P_t^W), sus efectos sobre la producción doméstica (Y) pueden ser inducidos por cambios en los precios relativos causados por cambios en la demanda por nuestras exportaciones. Por lo tanto, Y se convierte en una variable exógena con respecto al comportamiento de la oferta monetaria extranjera si se supone que los parámetros estructurales h_5' ó (y) f_1' son iguales a cero. En el otro caso, existen dos

formas en las cuales cambios en V_t/P_t pueden inducir cambios en Y : el efecto riqueza sobre la oferta de trabajo y a través del incremento en precios relativos causado por el efecto riqueza sobre la demanda de bienes domésticos. Por lo tanto, si f'_1 y f'_2 son iguales a cero, Y se convierte en exógeno con respecto a la oferta monetaria y a los precios domésticos.

No hay impuestos ni emisión de bonos en el modelo. Por lo tanto, como se muestra en (5), las compras que hace el gobierno de producto doméstico (G_t/P_t) y de reservas internacionales (R_t/P_t) son financiadas a través de expansión monetaria (M_t/P_t). Una diferencia importante puede existir entre estas dos fuentes de cambio en la base monetaria. En la ausencia de políticas de esterilización, los cambios en el stock de reservas en moneda extranjera del banco central son usualmente determinadas endógenamente en el sistema; sin embargo, la emisión monetaria usada para financiar el gasto del gobierno, crédito doméstico (D_t), pueden ser exógenos con respecto al resto de las variables del sistema. La variable D_t puede ser considerada como exógena con respecto a la producción y precios domésticos, cuando el gasto nominal del gobierno es la variable relevante de política económica y es exógena con respecto a las dos variables señaladas. D_t es endógena cuando el gasto del gobierno está fijo en términos reales (Sargent y Wallace 1973, p. 405), ya que movimientos en precios implica cambios en la emisión monetaria del banco central; o como una proporción del PNB, cuando movimientos en Y implican cambios en D_t .

$$(5) \quad G_t/P_t + \Delta R_t/P_t = \Delta M_t/P_t$$

$$\Delta R_t = R_{t+1} - R_t$$

$$\Delta M_t = M_{t+1} - M_t$$

La demanda de dinero es especificada como una función de la tasa de interés nominal mundial (i_t^w), la producción doméstica (Y_t) y la riqueza doméstica real, presentando los supuestos convencionales con respecto a estas variables. Finalmente, otra característica contenida en el modelo es un equilibrio en los mercados monetario e internacional. Esto significa, por un lado, la igualdad entre la oferta y demanda de saldos monetarios reales, y, por el otro, que el exceso de oferta de moneda extranjera, la cual es absorbida por el banco central, debe ser igual a la suma de los excesos de demanda de bienes y bonos extranjeros.

$$(6) \quad M_{t+1}^S/P_t = M_t/P_t + \Delta R_t/P_t + \Delta D_t/P_t$$

$$(7) \quad M_{t+1}^d/P_t = m_{t+1}^d(i_t^w, Y_t, V_t/P_t)$$

Considerando conjuntamente ambas condiciones, es posible expresar la balanza de pagos como la expresión (9).

$$(8) \quad M_{t+1}^S/P_t = M_{t+1}^d/P_t$$

$$(9) \quad \Delta R_t = P_t m_{t+1}^d - M_t - \Delta D_t$$

La ecuación (9) expresa un postulado fundamental del enfoque monetario a la balanza de pagos; i.e., la forma más directa de analizar la balanza de pagos es concentrándose sobre la relación entre la demanda y la oferta de dinero.

Un análisis breve de la ecuación (9) muestra que, cambios en la producción de bienes domésticos altera la demanda de saldos monetarios nominales, afectando los niveles de reservas internacionales y de oferta monetaria. Esto significa que un mecanismo que introduce causalidad de producción hacia dinero trabaja a través de la balanza de pagos.

Una vez que las ecuaciones (1)-(9) han sido consideradas conjuntamente, es importante observar que para establecer una relación de causalidad que corra de M^S hacia Y se requiere imponer restricciones sobre f'_1 y f'_2 y, adicionalmente, modificar el supuesto de equilibrio continuo en el mercado monetario. Si f'_1 y f'_2 son iguales a cero, la producción de bienes domésticos se convierte en exógena con respecto a las ofertas monetarias domésticas y del resto del mundo. En este trabajo, la oferta monetaria norteamericana será considerada como una aproximación a la oferta monetaria del resto del mundo.

III. RESULTADOS

Esta sección concentra su atención en la prueba estadística de las siguientes tres hipótesis:

- a) Cambios en la oferta monetaria doméstica "causan", en el sentido definido por Granger, cambios en la producción doméstica;
- b) Cambios en la oferta monetaria norteamericana "causan", en el sentido especificado por Granger, cambios en la producción doméstica;
- c) Los procesos estocásticos de la producción y precios domésticos son independientes.

Por lo tanto, incluye los resultados de probar estadísticamente las mismas mediante el análisis bivariado de dominio de tiempo.

Información.

El primer problema correspondió a la información. Existieron algunas dificultades en relación al concepto de dinero y al requerimiento de series de tiempo largas para la aplicación de las técnicas de Box y Jenkins. Adoptando los resultados encontrados por Gómez Oliver (1976, 315), M_1 y M_2 fueron considerados como los conceptos relevantes de dinero y una prueba estadística fue realizada para discernir si la dirección de causalidad entre producción y dinero era independiente de la definición de dinero (M_1 ó M_2) empleada en el análisis.

En lo que respecta a series históricas largas, el problema fue más serio, ya que la información sobre el PNB real de México es disponible únicamente en una base anual. Para resolver esto, utilicé el Índice General de Producción Industrial como una aproximación para esta variable. Esta decisión puede ser criticada, sin embargo, en la ausencia de series largas, la misma decisión ha sido tomada en estudios similares relacionados a otros países.

La información utilizada en este estudio proviene del boletín International Financial Statistics, para el período 1953I-1978IV. Se consideró información trimestral sobre las series de M_1 , M_2 , oferta monetaria norteamericana (M_1), Índice Nacional de Precios al Consumidor y el Índice General de Producción Industrial.

Una vez que las ecuaciones (1)-(9) han sido consideradas conjuntamente, es importante observar que para establecer una relación de causalidad que corra de M^S hacia Y se requiere imponer restricciones sobre f'_1 y f'_2 y, adicionalmente, modificar el supuesto de equilibrio continuo en el mercado monetario. Si f'_1 y f'_2 son iguales a cero, la producción de bienes domésticos se convierte en exógena con respecto a las ofertas monetarias domésticas y del resto del mundo. En este trabajo, la oferta monetaria norteamericana será considerada como una aproximación a la oferta monetaria del resto del mundo.

III. RESULTADOS

Esta sección concentra su atención en la prueba estadística de las siguientes tres hipótesis:

- a) Cambios en la oferta monetaria doméstica "causan", en el sentido definido por Granger, cambios en la producción doméstica;
- b) Cambios en la oferta monetaria norteamericana "causan", en el sentido especificado por Granger, cambios en la producción doméstica;
- c) Los procesos estocásticos de la producción y precios domésticos son independientes.

Por lo tanto, incluye los resultados de probar estadísticamente las mismas mediante el análisis bivariado de dominio de tiempo.

Información.

El primer problema correspondió a la información. Existieron algunas dificultades en relación al concepto de dinero y al requerimiento de series de tiempo largas para la aplicación de las técnicas de Box y Jenkins. Adoptando los resultados encontrados por Gómez Oliver (1976, 315), M_1 y M_2 fueron considerados como los conceptos relevantes de dinero y una prueba estadística fue realizada para discernir si la dirección de causalidad entre producción y dinero era independiente de la definición de dinero (M_1 ó M_2) empleada en el análisis.

En lo que respecta a series históricas largas, el problema fue más serio, ya que la información sobre el PNB real de México es disponible únicamente en una base anual. Para resolver esto, utilicé el Índice General de Producción Industrial como una aproximación para esta variable. Esta decisión puede ser criticada, sin embargo, en la ausencia de series largas, la misma decisión ha sido tomada en estudios similares relacionados a otros países.

La información utilizada en este estudio proviene del boletín International Financial Statistics, para el período 1953I-1978IV. Se consideró información trimestral sobre las series de M_1 , M_2 , oferta monetaria norteamericana (M_1), Índice Nacional de Precios al Consumidor y el Índice General de Producción Industrial.

Pruebas Estadísticas.

El primer paso para realizar las pruebas estadísticas de causalidad fue la identificación y estimación de los modelos ARIMA de cada una de las series. Un análisis inicial de la información mostró que los valores absolutos de los logaritmos naturales de las variables consideradas eran no estacionarios. Consecuentemente, las series fueron diferenciadas hasta alcanzar estacionaridad.

En el caso del Índice General de Producción Industrial, la información mostró un fuerte componente estacional. Se aplicó el filtro $(1-L^4)$ pero el componente persistió mostrándose en los coeficientes de autocorrelación y de correlación parcial, sugiriendo un sobreajuste por estacionaridad. En la estimación final del proceso estocástico de esta variable,

$$(10) \quad (1-L^4)(1-0.6152L-0.3372L^2)(1+0.4285L^4)y_t = (1-0.1847L^6)u_{1t}$$

$$\begin{matrix} (0.0953) & (0.0941) & & (0.0919) & & (0.1023) \\ \sigma^2(u_{1t}) & = & 0.140211 & E-02 \end{matrix}$$

$$Q(10) = 12.7$$

$$Q(20) = 19.2$$

$$Q(30) = 41.0$$

se puede observar que el coeficiente de este componente estacional adicional es significativamente diferente de cero a un nivel de confianza del 95%.

Una vez que estos componentes fueron eliminados, de acuerdo a (10), Y_t siguió un proceso estocástico ARMA (2,6). Lo adecuado de este modelo fue revisado observando que los coeficientes de autocorrelación del "ruido" se encontrasen dentro de un intervalo del 95% construido alrededor de cero, lo cual significa que no difieren significativamente de este valor.

Estudiando la conducta de M1 a través del tiempo, el logaritmo natural de la variable mostró que no era estacionaria, y, una vez que se obtuvieron primeras diferencias, la presencia de estacionalidad fue obvia. Para eliminarla, se aplicó el filtro $(1-L^4)$, pero continuó presentándose un coeficiente MA negativo de cuarto orden, sugiriendo sobreajuste. Como puede observarse en (11), una vez que los filtros $(1-L)$ y $(1-L^4)$ fueron aplicados a la información centrada (centered), M2 pareció seguir un proceso estocástico ARMA (2,4).

$$(11) \quad (1-L)(1-L^4)(1+0.4958L+0.2420L^2)M2_t = (1-0.6722L^4)u_{2t}$$

$$\begin{matrix} (0.1023) & (0.1030) & & (0.0941) \end{matrix}$$

$$\sigma^2(u_{2t}) = 0.194665 E+03 \quad Q(10) = 6.0$$

$$Q(20) = 13.9$$

$$Q(30) = 14.1$$

Quando identifiqué y estimé el modelo ARIMA para M1, sorprendentemente el modelo era muy diferente al de M2. Sugiriendo que los depósitos de ahorro en los bancos comerciales seguían un proceso completamente diferente al de M1.

$$(12) \quad (1-L)(1-L^4)(1+0.3810L^3)(1-0.6806L^4)(1-0.5017L^6)M1_t = u_{3t}$$

$$\sigma^2(u_{3t}) = 0.561353 \text{ E} + 01$$

$$Q(10) = 11.7$$

$$Q(20) = 16.4$$

$$Q(30) = 21.5$$

El modelo ARMA (13,0) fue encontrado adecuado, puesto que los coeficientes de autocorrelación de los residuales difería significativamente de cero a un nivel de confianza del 95%. Finalmente, los modelos ARMA (4,10) y ARMA (8,16) fueron estimados usando información centrada (centered), desestacionalizada, y sin tendencia de la oferta monetaria norteamericana (USM) y de los precios mexicanos, respectivamente.

En ambos casos, se revisó lo adecuado de los modelos observando que los coeficientes Q, para los rezagos 10, 20 y 30, eran significativamente menores que los valores críticos correspondientes.

$$(13) \quad (1-L)(1-L^4)(1+0.5690L^4)USM_t = (1-0.1947L^3-0.3408L^8+0.2376L^{10})u_{4t}$$

$$\sigma^2(u_{4t}) = 0.168719 \text{ E} - 03$$

$$Q(10) = 7.3$$

$$Q(20) = 15.9$$

$$Q(30) = 18.7$$

$$(14) \quad (1-L)(1-0.4580L-0.5205L^2)(1+0.3772L^6)P_t$$

$$\sigma^2(u_{5t}) = 0.249703 \text{ E} - 03$$

$$Q(10) = 5.00$$

$$Q(20) = 16.30$$

$$Q(30) = 22.40$$

ARMA (8,16)

Una vez que los modelos ARIMA fueron identificados y estimados para cada una de las variables, sus residuos (los cuales eran aproximadamente ruido blanco) fueron usados para determinar si las funciones generadoras de covarianza (Cross-Covariance generating function) eran unidireccionales o bidireccionales en los poderes negativos de L.

Definamos $R_{ij}(K)$ como el coeficiente de correlación cruzado entre los valores de los residuos ARIMA de la variable "i" en el momento t y los valores de los residuos ARIMA de la variable "j" en el momento "t-K". Ya que la primera hipótesis establece que, cambios en la oferta monetaria doméstica "causan" cambios en la producción doméstica, su implicación estadística, al adoptar la definición de causalidad de Granger, es una función unidireccional generadora de covarianzas, en la cual al menos un $R_{YM}(K)$ es

significativamente diferente de cero, mientras que ningún $R_{YM}(-K)$ lo es.

Considerando M2 como el concepto relevante de dinero en la economía mexicana, se observó que los únicos coeficientes $R_{YM}(K)$ significativamente diferentes de cero, a un nivel de confianza del 95%, eran $R_{YM}(-15)$, $R_{YM}(-19)$ y $R_{YM}(-25)$.

Computando el estadístico de Haugh para determinar si la función generadora de covarianza era unidireccional, se obtuvieron los siguientes coeficientes:

$$S_{25} = 104 \sum_{k=1}^{25} R_{YM2}^2 (K) = 8.2576$$

$$S'_{25} = 104 \sum_{k=1}^{25} R_{YM2}^2 (-K) = 53.7888$$

Puesto que el valor crítico para estas estadísticas ($\alpha=0.05$) es 36.41, la hipótesis "M2 causa producción doméstica" fue rechazada. La evidencia muestra que "Y causa M2" en el sentido definido por Granger.

Cuando M1 es considerado como el concepto relevante de dinero, los resultados son similares en el sentido de que algunos $R_{YM}(-K)$ son significativamente diferentes de cero ($\alpha=0.05$); sin embargo, cuando aplico el estadístico de Haugh señalado con anterioridad,

$$S_{25} = 104 \sum_{k=1}^{25} R_{YM1}^2 (K) = 10.2128$$

$$S'_{25} = 104 \sum_{k=1}^{25} R_{YM1}^2 (-K) = 36.8576$$

ninguna de las causalidades unidireccionales es identificada a un nivel de confianza del 95%, aunque puede hacerse a un 90%.

Debido a que estudios importantes (Gómez Oliver, 1976; Blejer, 1977; etc.) sobre los aspectos monetarios de la economía mexicana establecen el supuesto de una pequeña economía abierta, el resultado más inesperado se obtuvo con la relación entre USM y la producción doméstica. Como puede observarse en el Cuadro I, columnas 5 y 6, los únicos coeficientes significativamente diferentes de cero fueron $R_{Y,USM}(0)$, $R_{Y,USM}(-2)$ y $R_{Y,USM}(-23)$. Esto implica el rechazo de la segunda hipótesis de este trabajo, la cual establece que "cambios en USM causan cambios en la producción doméstica", en el sentido especificado por Granger.

Un comentario especial se requiere en esta conclusión, ya que un valor diferente de cero en el coeficiente $R_{Y,USM}(0)$ puede implicar causalidad instantánea de USM hacia Y, o viceversa. Este comentario se refiere a que la dirección de causalidad puede ser deducida a partir del signo de dicho coeficiente.

Como se mencionó en la sección II, shocks monetarios externos afectan la demanda agregada a través de cambios en las exportaciones domésticas, alterando la producción doméstica en la medida que la oferta agregada responda a los cambios en precios relativos. Esta cadena causal implica una correlación

positiva entre las innovaciones en USM y Y. Por otro lado, shocks positivos exógenos en Y incrementan la demanda de dinero, causando un cambio positivo en el stock de reservas internacionales y una reducción en la oferta monetaria del resto del mundo (RWM). Por lo tanto, la causalidad de Y hacia RWM implica un coeficiente de correlación negativo entre estas variables. Como se puede observar en el Cuadro I, el coeficiente de correlación contemporánea $R_{Y,RWM}(0)$ es negativo cuando USM se toma como una variable aproximada a RWM.

Estos resultados fueron reforzados aplicándose el estadístico de Haugh para pruebas unidireccionales. La hipótesis "Y causa USM" fue aceptada ($\alpha=0.05$) cuando se consideró únicamente $R_{Y,USM}(-2)$; ya que en este caso S'_2 era mayor que el valor crítico correspondiente, 5.99. Con este resultado, las proposiciones del enfoque monetario fueron soportadas.

$$S'_2 = 104 \sum_{k=1}^2 R_{Y,USM}^2(-k) = 9.26$$

$$S'_2 = 104 \sum_{k=1}^{23} R_{Y,USM}^2(-k) = 31.78$$

Finalmente, debido a que los efectos de USM sobre Y pueden ser inducidos por un incremento en el precio relativo de los bienes domésticos causado, en la medida que $h'_5 > 0$, por un efecto riqueza sobre la demanda externa por nuestras exportaciones, el rechazo de la segunda hipótesis debe ser confirmada probando y aceptando una hipótesis adicional: los procesos estocásticos de la producción doméstica y los precios son independientes.

El Cuadro II muestra que ninguno de los coeficientes de correlación entre los componentes ruido blanco de P_t y Y_t son significativamente diferentes de cero. Aún más, la aplicación de estadísticas para pruebas unidireccionales y bidireccionales confirma este resultado. Por lo tanto, se acepta la tercer hipótesis de este trabajo.

IV. CONCLUSIONES

Este trabajo presenta evidencia empírica de que, en el caso de la Economía Mexicana, la causalidad corre desde la producción doméstica hacia las ofertas monetarias de México y Estados Unidos, basándose en series históricas trimestrales para el período 1953I-1978IV. Una tercera hipótesis, la cual sostiene que los procesos estocásticos de los precios y la producción doméstica son independientes, es probada y aceptada también, confirmando que "USM no causa a Y" en el contexto del criterio de Granger. Estos resultados pueden interpretarse como evidencia de la ausencia de una respuesta en la oferta de Y ante cambios en precios relativos, o, alternativamente, que la información sobre el comportamiento de la oferta monetaria se disemina en la economía con un rezago menor a un trimestre.

Las hipótesis fueron formuladas para evaluar el modelo empleado por Barro para explicar el comportamiento de la producción en la economía mexicana. Siguiendo la interpretación que hace Sims a los resultados de las pruebas de causalidad, el rechazo de las primeras dos hipótesis muestra que no es razonable inter-

positiva entre las innovaciones en USM y Y. Por otro lado, shocks positivos exógenos en Y incrementan la demanda de dinero, causando un cambio positivo en el stock de reservas internacionales y una reducción en la oferta monetaria del resto del mundo (RWM). Por lo tanto, la causalidad de Y hacia RWM implica un coeficiente de correlación negativo entre estas variables. Como se puede observar en el Cuadro I, el coeficiente de correlación contemporánea $R_{Y,RWM}(0)$ es negativo cuando USM se toma como una variable aproximada a RWM.

Estos resultados fueron reforzados aplicándose el estadístico de Haugh para pruebas unidireccionales. La hipótesis "Y causa USM" fue aceptada ($\alpha=0.05$) cuando se consideró únicamente $R_{Y,USM}(-2)$; ya que en este caso S'_2 era mayor que el valor crítico correspondiente, 5.99. Con este resultado, las proposiciones del enfoque monetario fueron soportadas.

$$S'_2 = 104 \sum_{k=1}^2 R_{Y,USM}^2(-k) = 9.26$$

$$S'_2 = 104 \sum_{k=1}^{23} R_{Y,USM}^2(-k) = 31.78$$

Finalmente, debido a que los efectos de USM sobre Y pueden ser inducidos por un incremento en el precio relativo de los bienes domésticos causado, en la medida que $h'_5 > 0$, por un efecto riqueza sobre la demanda externa por nuestras exportaciones, el rechazo de la segunda hipótesis debe ser confirmada probando y aceptando una hipótesis adicional: los procesos estocásticos de la producción doméstica y los precios son independientes.

El Cuadro II muestra que ninguno de los coeficientes de correlación entre los componentes ruido blanco de P_t y Y_t son significativamente diferentes de cero. Aún más, la aplicación de estadísticas para pruebas unidireccionales y bidireccionales confirma este resultado. Por lo tanto, se acepta la tercer hipótesis de este trabajo.

IV. CONCLUSIONES

Este trabajo presenta evidencia empírica de que, en el caso de la Economía Mexicana, la causalidad corre desde la producción doméstica hacia las ofertas monetarias de México y Estados Unidos, basándose en series históricas trimestrales para el período 1953I-1978IV. Una tercera hipótesis, la cual sostiene que los procesos estocásticos de los precios y la producción doméstica son independientes, es probada y aceptada también, confirmando que "USM no causa a Y" en el contexto del criterio de Granger. Estos resultados pueden interpretarse como evidencia de la ausencia de una respuesta en la oferta de Y ante cambios en precios relativos, o, alternativamente, que la información sobre el comportamiento de la oferta monetaria se disemina en la economía con un rezago menor a un trimestre.

Las hipótesis fueron formuladas para evaluar el modelo empleado por Barro para explicar el comportamiento de la producción en la economía mexicana. Siguiendo la interpretación que hace Sims a los resultados de las pruebas de causalidad, el rechazo de las primeras dos hipótesis muestra que no es razonable inter-

pretar el modelo de rezagos distribuidos empleado por Barro como una relación causal. Por lo tanto, se rechaza la interpretación que hace Barro de ese modelo. Los lectores deben observar que las pruebas estadísticas presentadas en este trabajo no detectan relaciones de causalidad que se presenten dentro de un trimestre.

Es importante enfatizar que el trabajo reporta evidencia de causalidad, que corre de producción doméstica hacia la oferta monetaria norteamericana. Dado el supuesto de pequeña economía abierta que comúnmente se hace, este resultado es inesperado.

Sin embargo, tiene consistencia con las proposiciones del enfoque monetario a la balanza de pagos, una de las cuales establece que un incremento en la producción doméstica afecta la cantidad demandada de saldos monetarios reales, creando un influjo de reservas y afectando la oferta monetaria del resto del mundo. Para evitar sesgos por simultaneidad, este resultado sugiere revisar los modelos econométricos sobre la economía mexicana que se encuentran basados en el supuesto de país pequeño.

Existen dos comentarios importantes sobre los resultados de este trabajo. Primero, agentes racionales no consideran información sobre la oferta monetaria para formar sus expectativas sobre la conducta de la producción doméstica. Segundo, puesto que la producción no muestra una respuesta consistente ante los cambios en la oferta monetaria, una implicación importante de política económica podría ser: "la política monetaria doméstica no tiene efectos de corto ni de largo plazo sobre la producción doméstica", i.e., los componentes no anticipados de la oferta monetaria doméstica no afectan la producción mexicana. Sin embargo, considerando que la información sobre oferta monetaria y sobre el índice nacional de precios al consumidor ha sido

proporcionada por el Banco de México con un rezago menor a un trimestre, excepto inmediatamente después de 1976, y adoptando un modelo de expectativas racionales, la conclusión es muy arriesgada, ya que el componente inesperado de la oferta monetaria no existiría y por lo tanto la producción doméstica no reaccionaría ante los cambios en la oferta monetaria.

Finalmente, es importante reconocer que la división de período de estudio en dos partes puede producir diferentes resultados sobre la relación entre dinero y producción, principalmente debido a la existencia de diferentes reglas monetarias (Cavazos Lerma, 1976) en cada una de las submuestras de información.

Variable	1970-1975	1976-1980	1981-1985	1986-1990	1991-1995	1996-2000	2001-2005	2006-2010	2011-2015	2016-2020
1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
3	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
4	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
6	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
7	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
8	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
9	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
10	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
11	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
12	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
13	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
14	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
15	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
16	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
17	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
18	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
19	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
21	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
22	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
23	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
24	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
25	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

* VARIABLE REZAGADA
 ** SIGNIFICATIVAMENTE DIFERENTE DE CERO AL NIVEL DE CONFIANZA DEL 5%.

Cuadro I

CORRELOGRAMA CRUZADO ENTRE LOS RESIDUOS ARIMA DE Y
Y LOS DE M1, M2 y USM

REZAGOS	CORRELOGRAMA CRUZADO					
	Y/M2*	M2/Y*	Y/M1*	M1/Y*	Y/USM*	USM/Y*
0	-0.10	-0.10	0.11	0.11	-0.24	-0.24**
1	-0.10	0.07	-0.09	-0.06	0.07	-0.19
2	0.09	0.15	0.14	0.01	0.07	0.23**
3	-0.07	0.04	0.10	-0.04	0.12	0.13
4	0.10	-0.10	0.07	-0.10	0.01	-0.08
5	0.02	0.09	-0.03	0.07	0.11	0.05
6	0.01	-0.09	0.00	-0.23**	0.04	-0.01
7	0.14	-0.09	0.14	0.02	-0.01	-0.08
8	-0.01	-0.07	0.02	-0.17	0.16	-0.04
9	0.00	-0.04	-0.03	-0.06	-0.05	0.12
10	-0.12	-0.06	0.00	0.03	-0.02	-0.18
11	-0.06	0.08	0.00	-0.03	0.10	0.06
12	0.00	-0.12	-0.06	0.26**	0.04	0.00
13	0.02	-0.11	0.04	0.00	-0.11	-0.10
14	0.02	-0.07	-0.07	-0.05	-0.16	0.06
15	-0.04	0.23**	0.00	-0.04	-0.12	-0.04
16	0.05	0.16	0.01	-0.11	-0.06	0.03
17	0.03	-0.18	-0.08	-0.02	0.00	-0.12
18	0.04	0.21	0.00	0.08	0.13	0.18
19	0.01	-0.39**	-0.05	-0.02	-0.01	0.03
20	0.01	0.09	0.06	0.14	0.05	0.06
21	0.00	0.12	-0.01	0.05	0.02	-0.03
22	0.02	-0.03	0.07	-0.17	-0.09	0.08
23	0.01	-0.07	0.05	-0.19	-0.06	-0.24**
24	0.01	-0.09	0.00	0.03	-0.06	-0.15
25	0.00	0.25**	0.06	0.26**	0.08	0.10

* VARIABLE REZAGADA.

** SIGNIFICATIVAMENTE DIFERENTE DE CERO
A UN NIVEL DE CONFIANZA DEL 95%.

Cuadro II

CORRELOGRAMA CRUZADO ENTRE LOS RESIDUOS
ARIMA DE P y Y

REZAGOS	CORRELOGRAMA CRUZADO	
	Y/P*	P/Y*
0	-0.17	-0.17
1	0.03	-0.08
2	0.00	0.10
3	0.04	0.07
4	-0.07	0.07
5	-0.18	0.07
6	-0.08	0.11
7	-0.04	-0.08
8	0.05	0.05
9	0.13	-0.02
10	-0.07	0.01
11	0.05	-0.07
12	-0.17	0.10
13	0.01	0.06
14	0.03	-0.04
15	0.01	-0.04
16	0.14	-0.04
17	0.01	0.08
18	0.03	-0.03
19	-0.01	-0.05
20	-0.13	-0.03
21	0.03	0.05
22	0.04	-0.03
23	-0.03	-0.13
24	-0.08	-0.12
25	-0.08	0.17

* VARIABLE REZAGADA.

BIBLIOGRAFIA

- Barro, Robert. "Money and Output in Mexico, Colombia and Brazil". Short Term Macroeconomic Policy in Latin America. Cambridge, Mass.
- Blejer, Mario. Money, Prices and the Balance of Payments: The Case of Mexico (1950-1973). Ph.D. Dissertation, The University of Chicago, 1977.
- _____. "The Short Run Dynamic of Prices and the Balance of Payments". American Economic Review. Vol. 67, No. 3, June 1977, pp. 419-429.
- Box, G. P. and G. M. Jenkins. Time Series Analysis, Forecasting and Control. San Francisco, California, Holden Day, 1970.
- Cavazos Lerma, Manuel. "Cincuenta Años de Política Monetaria en México". Cincuenta Años de Banca Central. Selección de Ernesto Fernández Hurtado. Fondo de Cultura Económica, México, 1976.
- Gómez Oliver, Antonio. "La Demanda de Dinero en México". Cincuenta Años de Banca Central. Selección de Ernesto Fernández Hurtado. Fondo de Cultura Económica, México, 1976.
- _____. The Adjustment of the Money Market, the Price Level and the Balance of Payments in Mexico. Ph.D. Dissertation, The University of Chicago, 1977.
- Gómez, Rodrigo. "Estabilidad y Desarrollo: El Caso de México". Cuestiones Económicas Nacionales (Comercio Exterior, 1951-1970). Edit. Lic. Jorge Eduardo Navarrete. Banco Nacional de Comercio Exterior, S.A., México, 1970, pp. 35-42.
- Granger, C.W. and P. Newbold. "Identification of two way causal systems". Frontiers of Quantitative Economics. Vol. 3, Ed. by M.D. Intriligator, American Elsevier Publishing Co., New York, 1976.
- _____. Forecasting Economic Time Series. Academic Press, 1977.

- Haugh, L. D. "Checking the Independence of two Covariance Stationary Time Series: A Univariate Residual Cross-Correlation Approach". JASA. June 1976, Vol. 71, pp. 378-385.
- Howrey, E. Philip. "The Role of Time Series Analysis in Econometric Model Evaluation". Evaluation of Econometric Models. Edited by Jan Kmenta and J.B. Ramsey. Academic Press, New York, 1980.
- Leiderman, Leonardo. Expectations, Output-Inflation Trade-Offs, and the Balance of Payments in a Fixed Exchange Rate Economy. Ph.D. Dissertation, The University of Chicago, 1978.
- Nelson, Charles. "Recursive Structure in U.S. Income, Prices and Output". J.P.E., Vol. 87, No. 61, 1979.
- Sargent, Thomas J. Macroeconomic Theory. Academic Press, N.Y. 1979.
- Sargent and Wallace. "Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation", International Economic Review, Vol. XIV, June 1973, pp. 328-350.
- Sims, C.A. "Money, Income and Causality". Rational Expectations and Econometric Practice. Vol. 2, Edited by R. E. Lucas and T. Sargent. University of Minnesota Press, Minneapolis, 1981.
- Zellner, A. and F. Palm. "Time Series Analysis and Simultaneous Equations Econometric Models", Journal of Econometrics. Vol. 2, No. 1, May 1974, pp. 17-54.



JUAN

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

DIRECCIÓN GENERAL DE BIBLIOTECA Y ARCHIVO

