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

$$(0.1247)\qquad (0.1059)\qquad (0.1483)$$

$$\sigma^2(u_{3t}) = 0.561353\ E+01 \qquad Q(10) = 11.7$$

$$Q(20) = 16.4$$

$$Q(30) = 21.5$$

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.

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

$$(0.1000)\qquad (0.0949)\ (0.1139)\ (0.0990)$$

$$\sigma^2(u_{4t}) = 0.168719\ E-03 \qquad Q(10) = 7.3$$

$$Q(20) = 15.9$$

$$Q(30) = 18.7$$

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

$$(0.0933)\ (0.0932)\qquad (0.1053)$$

$$= (1-0.7267L^2+0.2633L^6+0.3309L^{11}-0.1037L^{16})\,u_{5t}$$

$$(0.0793)\ (0.0707)\ (0.0628)\ (0.0698)$$

$$\sigma^2(u_{5t}) = 0.249703\ E-03 \qquad Q(10) = 5.00$$

$$Q(20) = 16.30$$

$$Q(30) = 22.40$$

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:

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

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

Puesto que el valor crítico para estas estadísticas (α=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 (α=0.05); sin embargo, cuando aplico el estadístico de Haugh señalado con anterioridad,

1020123210

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

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

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.

$$S_2' = 104 \sum_{k=1}^{2} R^2_{Y,USM}(-K) = 9.26$$

$$S_2' = 104 \sum_{k=1}^{23} R^2_{Y,USM}(-K) = 31.78$$

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-