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), M1 y M2 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 (M1 ó M2) 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 Indice 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 M1, M2, oferta monetaria norteamericana (M1), Indice Nacional de Precios al Consumidor y el Indice 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 Indice 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,

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

$$(0.0953)\quad (0.0941)\quad (0.0919)\quad (0.1023)$$

$$\sigma^2(u_{1t}) = 0.140211\ E-02$$

$$Q\ (10) = 12.7$$

$$Q\ (20) = 19.2$$

$$Q\ (30) = 41.0$$

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).

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

$$(0.1023)\quad (0.1030)\quad (0.0941)$$

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

$$Q(20) = 13.9$$

$$Q(30) = 14.1$$

Cuando 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.