

Predicción de multiplicadores monetarios en Colombia, Ecuador y Venezuela

Thomas M. Fullerton, Jr. - Ajay Kapur

Lecturas de Economía. No. 35

-I. Introducción, 55. -Investigaciones previas, 56. -Metodología, 59. -Base de datos, 63. -Análisis empírico, 64. -Conclusión, 71. -Bibliografía, 84.

Introducción

Los multiplicadores monetarios, las relaciones entre agregados monetarios tales como M1 sobre el "dinero de alta potencia" emitido por el banco central, constituyen relaciones importantes que es necesario predecir al proyectar la inflación. En general, una reducción en la tasa de crecimiento de la liquidez contribuye a reducir las presiones inflacionarias. Por lo tanto, una buena comprensión del mecanismo a través del cual el dinero de alta potencia o "base monetaria" incide sobre indicadores más generales de liquidez puede representar la diferencia entre el éxito o fracaso de la política monetaria.

Este problema es particularmente importante en América Latina, donde la política monetaria está sujeta a cambios continuos y las tasas de inflación pueden ser volátiles. Sorprendentemente, pocos

análisis econométricos *standard*, aplicados a multiplicadores monetarios, se han desarrollado en estas economías. No obstante, los macroeconomistas de la región son conscientes del papel fundamental que desempeñan los multiplicadores monetarios en el diseño de la política monetaria. (Véase Lago, 1986 y Lora, 1989).

Este artículo analiza el comportamiento de las series temporales de multiplicadores monetarios en tres economías andinas. A continuación presentamos un bosquejo general de algunos resultados de estudios empíricos, sobre multiplicadores monetarios, desarrollados en Estados Unidos y Holanda.

Posteriormente, utilizamos las técnicas univariantes autorregresivas de media móvil (ARMA o *Box-Jenkins*) para modelar los multiplicadores monetarios en Colombia, Ecuador y Venezuela. La utilización de esta metodología arroja buenos estimadores. Las simulaciones realizadas con estos modelos también indican que, en períodos futuros, las autoridades monetarias están en capacidad de obtener información útil relacionada con la evolución de los multiplicadores monetarios.

I. Investigaciones previas

La predicción de multiplicadores monetarios ha atraído la atención de investigadores, particularmente en Estados Unidos y Holanda. El énfasis de estos trabajos se ha centrado en examinar las técnicas que podrían utilizarse para generar procesos que reproduzcan los valores mensuales de determinado multiplicador monetario durante cierto período histórico, y utilizar esta técnica para predecir el multiplicador en el próximo período de tiempo (usualmente un mes). Burger, Kalish y Babb (1971), identifican tres técnicas alternativas para estimar y predecir multiplicadores monetarios.

La primera se conoce como el *método por definición*. De acuerdo con esta aproximación, el multiplicador monetario se calcula como el

cociente entre la cantidad de dinero y la base monetaria. Cada una de estas magnitudes se estima independientemente y la relación resultante arroja la predicción del multiplicador.

La segunda técnica identificada por Burger, Kalish y Babb se conoce como el *método econométrico uniecuacional*. El multiplicador monetario se predice utilizando una sola ecuación. Frecuentemente la ecuación incluye, como variables independientes, los valores históricos del multiplicador. Alternativamente, la estimación del multiplicador monetario puede incluir otras variables económicas que demuestren su poder explicativo.

La tercera aproximación se conoce como *método estructural multiecuacional*. El multiplicador monetario se expresa como una función de algunas relaciones de comportamiento como son la relación efectivo/depósitos y la relación reservas/depósitos, cada una de ellas modelada en función de variables como tasas de interés, precios y otros instrumentos de política monetaria. La solución de este sistema de ecuaciones simultáneas permite obtener estimadores o predictores del multiplicador monetario.

Numerosos artículos han utilizado el método uniecuacional para modelar los multiplicadores monetarios, enfatizando primordialmente la metodología ARMA univariante. Bomhoff (1977) estimó un modelo ARMA para valores mensuales del multiplicador monetario de M1 en Estados Unidos y Holanda, durante el período 1962-1971. Su artículo concluye que es factible encontrar predicciones confiables para ambos países. Teniendo en cuenta que la economía holandesa es más pequeña y más vulnerable que la de Estados Unidos a los movimientos internacionales de capital, consideró que la aproximación ARMA es útil para una amplia gama de economías (Bomhoff, 1977, p. 34).

Posteriormente, Johannes y Rasche (1979) intentaron refinar la inferencia de los valores mensuales del multiplicador monetario en Estados Unidos mediante una aproximación por "componentes". De acuerdo con esta metodología en lugar de predecir el multiplicador

monetario directamente, se modelan y pronostican de manera separada las diferentes relaciones individuales que componen el multiplicador. En forma similar a la metodología de ecuaciones simultáneas, esta técnica intenta aislar el impacto de factores, que inciden sobre las relaciones individuales, pero que podrían estar encubiertas en un modelo agregado.

Hafer y Hein (1984) contrastaron la capacidad de predicción de la aproximación por componentes con el procedimiento del multiplicador agregado. Sus resultados indican que no existe un beneficio significativo al modelar el multiplicador mediante el proceso por componentes frente a la alternativa de la simple aproximación agregada. Hafer, Hein y Kool (1983) compararon la capacidad predictiva al utilizar un modelo ARMA univariante para el multiplicador monetario frente a la utilización una función de transformación Kalman multi-estado (*Multi-State Kalman Filter - MSKF*) para los datos de Estados Unidos entre enero de 1980 y diciembre de 1982. Se seleccionó este período al considerarlo interesante en virtud a que en este lapso de tiempo, el multiplicador monetario registra una inestabilidad superior a la observada en períodos anteriores. Además, durante el período objeto de análisis se rompió con la tendencia decreciente que se venía registrando a lo largo del decenio. A pesar de que los resultados indican una superioridad general del modelo MSKF, la adición en términos de la confiabilidad de la predicción es mínima.

El aporte de esta literatura sobre inferencia de multiplicadores en Estados Unidos radica en la posibilidad de lograr estimaciones, estadísticamente significativas, de las futuras fluctuaciones mensuales del multiplicador monetario. Así, si el Banco de la Reserva Federal apunta hacia determinada cantidad de dinero, como meta de política monetaria, y el multiplicador monetario del próximo mes puede predecirse con cierta precisión, sólo será necesario adecuar la variación en la base monetaria a esta meta de crecimiento monetario. El supuesto operativo implícito es que el Banco de la Reserva Federal

puede orientar la evolución de la base monetaria con una certidumbre aceptable. La variabilidad e incertidumbre, asociada con el valor que asuma el multiplicador durante el próximo mes, deja de ser un punto problemático ya que esta variable puede predecirse con una precisión razonable durante este corto período de tiempo.

Holanda es el otro país para el cual se ha realizado un extenso trabajo en esta área. Los modelos del multiplicador monetario desarrollados, utilizando las técnicas *Box-Jenkins*, han producido resultados menos transparentes en esta economía más pequeña. Bomhoff (1977), concluyó que esta aproximación sería de utilidad para las autoridades monetarias. Sin embargo, otros investigadores aducen una escasa capacidad de predicción de los multiplicadores monetarios holandeses al emplear M2, un indicador más amplio de la oferta monetaria, durante la década de 1960 (véase Fase, 1980, y Cesar y Haan, 1989). Estos últimos autores optaron por este agregado monetario más amplio teniendo en cuenta que el Banco Central Holandés utiliza la liquidez total como meta de política monetaria. César y Haan (1989) atribuyen parte del problema, asociado con la aplicación de la técnica ARMA al caso holandés, al cambio estructural observado en el nivel del multiplicador de M2, desde principios de 1970. De hecho los predictores para el período 1971-1985, que resultan a partir de esta muestra, registran niveles mas altos del error cuadrático medio. A pesar de que los autores previenen en contra de la utilización de la aproximación ARMA en la predicción del multiplicador monetario de M2, en Holanda no se evalúan otras alternativas.

II. Metodología

En términos teóricos, la aproximación Bruno-Meltzer al estudio de los agregados monetarios se basa en la siguiente ecuación:

1. $M = mB$

donde M se define como la cantidad de dinero, B denota la base monetaria (frecuentemente descrita como efectivo en manos del público no bancario y reservas de los bancos), y m representa, en un sistema bancario fraccionado, el multiplicador a través del cual la base se expande para producir la oferta monetaria (véase Brunner y Meltzer, 1964). Este estudio pretende modelar y predecir el comportamiento de m , el multiplicador monetario, utilizando observaciones anteriores de esta variable en los países objeto de estudio. Este objetivo se logra empleando la metodología estadística ARMA para series de tiempo.

Los modelos ARMA univariantes suponen que los datos de las series de tiempo son generados por un proceso estocástico, así las observaciones corrientes se expresan en función de observaciones previas y *shocks* aleatorios. La forma general de las ecuaciones ARMA estimadas en este trabajo es:

$$2. \quad m_t = \frac{(QO + Q(B)Q_s(B)U_t)}{((1 - B)^d(1 - B_s)DP(B)P_s(B))},$$

donde m_t denota la serie estacionaria estimada para las observaciones del multiplicador monetario, QO un término constante, B el operador de rezago, B_s el operador de rezago estacional, $Q(B)$ un polinomio de media móvil de orden q , $Q_s(B)$ un polinomio estacional de media móvil de orden q_s , U_t el término de error, d el número de diferencias ordinarias requeridas para inducir una tendencia estacionaria en la serie original, D es el número de diferencias estacionales requeridas para inducir estacionariedad en la serie original, $P(B)$ un polinomio autorregresivo de orden p , y $P_s(B)$ un polinomio autorregresivo estacional de orden p_s .

Las ecuaciones ARMA han demostrado su utilidad en la predicción de series temporales con funciones de densidad de probabilidad altas, como las empleadas en este trabajo (véase Pankratz, 1983). Como anotó Jenkins (1979), estos modelos han sido aplicados con

éxito a una amplia variedad de problemas de predicción. En Colombia esta aproximación se ha utilizado para analizar el comportamiento del índice de precios al consumidor (Cabrera y Montes, 1978). Cabe resaltar, como elemento de particular importancia, la flexibilidad del análisis de *Box-Jenkins* para modelar series de tiempo con diferentes patrones de comportamiento. Esta metodología comprende procesos autorregresivos de media móvil y mixtos. También es de gran utilidad la facilidad y eficiencia con la cual esta estadística univariante puede incorporar diferentes estructuras rezagadas. A pesar de su estructura simple, Ashley (1983) ha demostrado que no existe ninguna justificación *a priori* para suponer que las predicciones ARMA son consistentemente menos confiables que las obtenidas a partir de modelos más complejos. Por lo tanto, los investigadores al aplicar este tipo de análisis a las series de tiempo pueden disponer de información valiosa relacionada con el comportamiento esperado de los multiplicadores monetarios.

Las cuatro etapas del análisis ARMA aplicado a series de tiempo son bastante conocidas. La identificación consiste en el análisis gráfico complementado por el cálculo de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial de la serie que se está modelando. Los resultados de la identificación fijan las pautas para la especificación del modelo y estimación de sus parámetros. La etapa de validación, donde se verifica el diagnóstico inicial, se fundamenta en los estadísticos t y Q , computados durante la etapa de identificación. La predicción vincula la simulación del modelo durante períodos históricos y futuros. Un análisis más detallado de la metodología ARMA, aplicada a series de tiempo, aparece en Cabrera y Montes (1978), Jenkins (1979) y Pankratz (1983).

Con el objetivo de comprobar la utilidad de esta metodología para modelar los multiplicadores monetarios en Colombia, Ecuador y Venezuela, las ecuaciones ARMA se estiman y luego se simulan las series utilizando subconjuntos de los datos históricos disponibles. Los pronósticos experimentales se realizan para el período que va desde

enero 1988 a diciembre 1990. Para la fase de simulación de este estudio, cada ecuación es reestimada utilizando la información histórica disponible hasta el mes inmediatamente anterior al primer período pronosticado. Así, cada ecuación es reestimada y simulada más de 30 veces ya que se supone que, al proyectar los multiplicadores, las autoridades monetarias utilizan toda la información disponible.

La longitud de cada período de predicción es de cuatro meses. Se considera que el lapso de cuatro meses, para el período de pronóstico, es suficiente para dar cabida a posibles rezagos en la disponibilidad de los datos o revisiones posteriores de los estimativos iniciales de la oferta y base monetaria en cada uno de los países. Los diseñadores de la política económica también podrían estar interesados en examinar la posible trayectoria del multiplicador monetario a más de un período hacia el futuro. Por estas razones, la precisión de los pronósticos es evaluada considerando, alternativamente, períodos de predicción de uno, dos, tres y cuatro meses.

Los coeficientes U de Theil, también conocidos como los coeficientes de desigualdad de Theil, se utilizan para determinar si los modelos arrojan pronósticos útiles sobre los multiplicadores. Estos coeficientes se calculan como la relación entre el error cuadrático medio (RMSE) de los predictores de las ecuaciones ARMA individuales y este mismo estadístico, bajo el supuesto que los datos son generados por un proceso puramente aleatorio. Al asumir una trayectoria aleatoria, la última observación de cada multiplicador sería igual al valor pronosticado para los próximos cuatro meses, que constituyen el período de predicción. Los pronósticos, desarrollados bajo el supuesto de una trayectoria aleatoria, también se conocen como "pronósticos invariables" o "predicciones ingenuas", puesto que no intentan hacer uso de información diferente a la última observación conocida cuando proyectan series de tiempo de variables económicas. Frecuentemente este supuesto se justifica en términos empíricos, cuando las series de datos económicos no pueden modelarse exitosamente.

Un coeficiente U inferior a 1 indica que el error cuadrático promedio del predictor ARMA es inferior al obtenido mediante el proceso puramente aleatorio. Cuando este es el caso, una ecuación univariante aporta información más precisa que el modelo ingenuo y puede ser útil al definir la política monetaria. Recíprocamente, un coeficiente de desigualdad superior a 1 indica que el modelo ARMA no conduce a una mejoría en relación con la técnica de predicción ingenua y podría no ser una herramienta útil para las autoridades monetarias.

III. Base de datos

Las autoridades monetarias en Colombia emplean M1, efectivo mas depósitos en cuenta corriente, como la variable de política monetaria a través de la cual se puede incidir sobre las condiciones económicas (vease Fullerton, 1991 para una discusión de los cambios recientes en política monetaria en Colombia). Teniendo en cuenta lo anterior, para este país, analizamos el comportamiento del multiplicador de M1. Las cifras mensuales sobre el comportamiento de la base y oferta monetaria se publican en la *Revista del Banco de la República*. Los datos utilizados en este artículo aparecen en el apéndice 1.

Los diseñadores de la política económica en el Ecuador apuntan hacia una meta basada en una definición más restringida de la oferta monetaria. La definición ecuatoriana de M1 excluye los depósitos en cuenta corriente de entidades y empresas del sector público. Sin embargo, el actual Gobierno ha reconocido los impactos inflacionarios del gasto deficitario no supervisado y ha intentado controlarlo mediante la ejecución de severos programas de austeridad, (véase Fullerton, 1988). En este artículo, para el caso de Ecuador, se emplea la definición tradicional de M1 efectivo mas todos los depósitos en cuenta corriente. Los análisis macroeconómicos y las proyecciones de la economía ecuatoriana emplean, tradicionalmente, la definición más amplia de la oferta monetaria al examinar las tendencias infla-

cionarias. Los datos sobre base monetaria -emisión monetaria-, la definición restringida de la oferta monetaria ecuatoriana y los depósitos en cuenta corriente de las entidades estatales se publican en *Información Estadística Mensual*. La series utilizadas en los modelos y pronósticos de este artículo aparecen en el apéndice 2.

Las autoridades monetarias venezolanas trazan su meta monetaria en términos de una medida más amplia de la liquidez, M2. M2 se define como efectivo en circulación mas depósitos en cuenta corriente mas depósitos a término, o sea M1 mas depósitos a término. Desde una perspectiva de predicciones macroeconómicas, la definición más restringida de la oferta monetaria también es útil en la proyección de las tendencias inflacionarias venezolanas (vease Fullerton, 1991). En consecuencia se analizan los multiplicadores monetarios tanto para M1 como M2. Los datos de las series relevantes se publican en *el Boletín Mensual*. Los estimativos para cada una de las variables empleadas en este análisis aparecen en el apéndice 3.

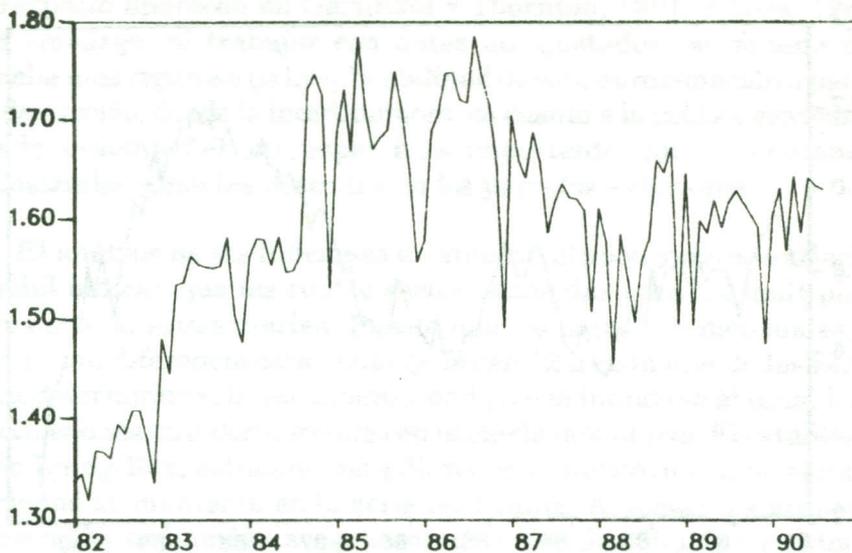
IV. Análisis empírico

Como se observa en los gráficos, no se tienen movimientos estacionales aparentes o tendencias temporales en los multiplicadores calculados, para cada uno de los tres países objeto de estudio. Las cuatro series de multiplicadores se calcularon utilizando la especificación implícita en la ecuación 1:

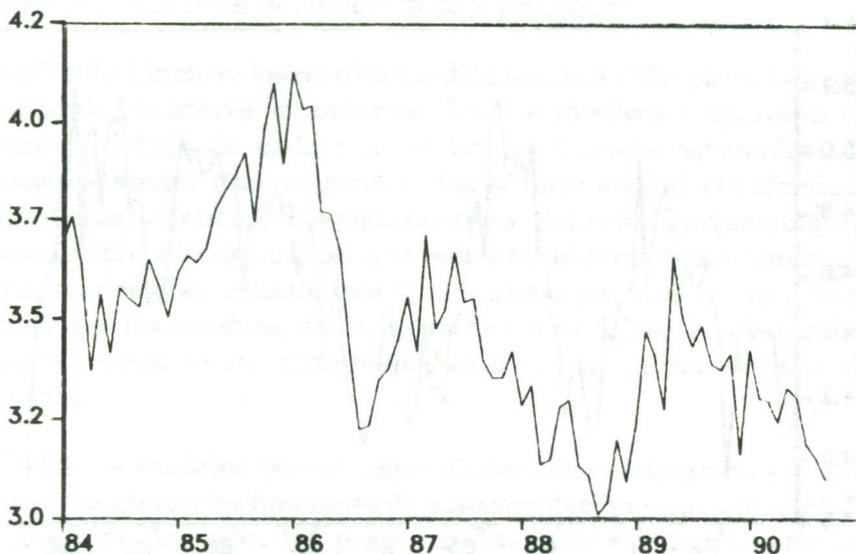
$$3. \quad m = M/B$$

Los datos utilizados en la ecuación 3, para generar las estimaciones del multiplicador cada país, no se han ajustado, teniendo en cuenta los requisitos de encaje o cualquier otro cambio en la política económica orientada hacia el sistema bancario en estas economías durante el período de la muestra. El empleo de series "normalizadas" con base en estas modificaciones de política puede arrojar resultados

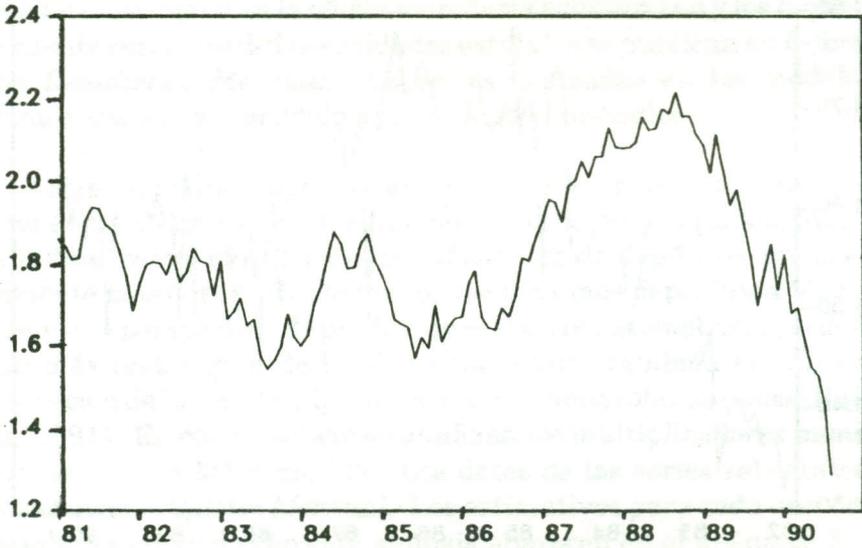
Colombia: M1 multiplicador monetario



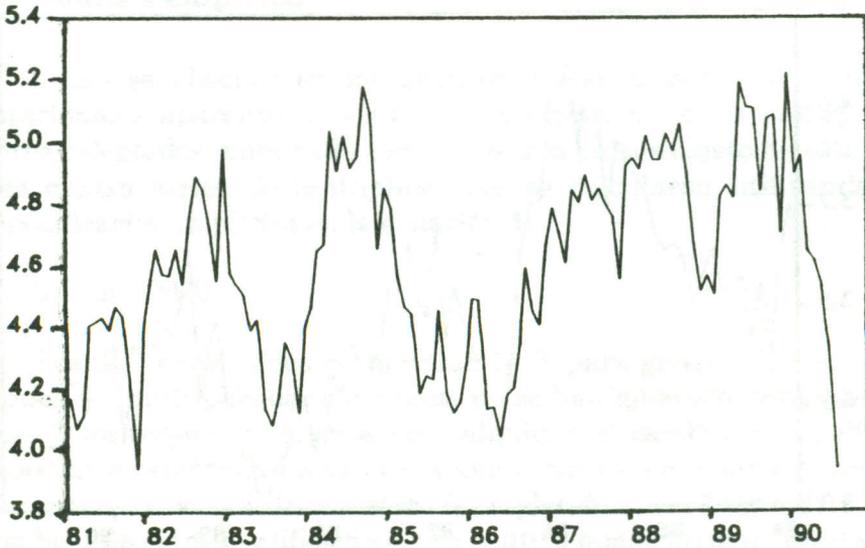
Ecuador: M1 multiplicador monetario



Venezuela: M1 multiplicador monetario



Venezuela: M2 multiplicador monetario



estadísticos superiores a los que aparecen a continuación (discusiones al respecto aparecen en Garfinkel y Thornton, 1991, y Lora, 1989). Sin embargo, al trabajar con datos no ajustados, se obtiene una prueba más rigurosa de la aplicabilidad de esta aproximación a países en desarrollo, donde la incertidumbre, en cuanto a la política económica, puede desempeñar un papel más importante que en economías industriales como las descritas en los párrafos anteriores.

El análisis de las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial indican que las cuatro series estimadas para los multiplicadores son no estacionarias. Puesto que los datos son mensuales, se aplicó una diferencia estacional de orden 12 a cada una de las series para determinar si la estacionariedad podría inducirse al considerar fluctuaciones anuales normales en la oferta monetaria. El estadístico Q de Ljung-Box, estimado para 30 rezagos, indicó que la no estacionariedad se mantenía en la serie resultante. Al tomar las primeras diferencias ordinarias se generaron series distribuidas aleatoriamente alrededor de sus medias y que por lo tanto podrían analizarse utilizando los pasos de la metodología *Box-Jenkins*: identificación, estimación, validación del diagnóstico y predicción.

La Tabla 1 incluye los resultados del modelo ARMA para cada uno de los multiplicadores monetarios. Los estadísticos t aparecen en paréntesis debajo de cada uno de los parámetros estimados. Es interesante anotar que ninguna de las ecuaciones incluye términos constantes estadísticamente significativos. Esto implica que ninguno de los multiplicadores utilizados en este artículo posee una tendencia determinística. Los estadísticos Q estimados para 30 rezagos para verificar que los residuos, de cada uno de los modelos, se aproxima al comportamiento de un *ruido blanco* están en la última columna de esta tabla.

Todos los modelos poseen especificaciones relativamente sencillas, como sugieren las funciones de autocorrelación y autocorrelación parcial estimadas para las primeras diferencias ordinarias de las

Tabla I Resultados del modelo ARMA

Series	Coeficientes estimados			Q(30)
COM1			MA(1) -0.516 (-5.948)	13.430
EDM1	AR(3) 0.241 (2.114)	SAR(12) 0.217 (1.942)	MA(1) -0.278 (-2.207)	20.453
VZM1	AR(2) 0.128 (1.315)			19.316
VZM2		SAR(12) 0.207 (1.974)	MA(1) -0.181 (-1.742)	21.034

Notas:

Las series modeladas se definieron así:

COM1, multiplicador monetario de Mi, Colombia

EDM1, multiplicador monetario de M1, Ecuador

VZM1, multiplicador monetario de M1, Venezuela

VZM2, multiplicador monetario de M2, Venezuela

Las estadísticas t estimadas aparecen en paréntesis

Las estadísticas Q-Ljung-Box para 30 rezagos aparecen en la última columna de esta tabla.

Tabla II Coeficientes U de Theil

Series	Etapa 1	Etapa 2	Etapa 3	Etapa 4
COM1	0.807	0.858	0.861	0.710
EDM1	0.910	0.871	0.999	0.853
VZM1	0.993	0.983	0.980	0.797
VZM2	0.970	1.018	1.034	0.866

Nota: Los coeficientes de desigualdad de Theil se estiman como la relación de los errores standard promedio de los pronósticos ARMA sobre los errores standard promedio generados al utilizar la última observación disponible como predictor para cada período de predicción.

series de multiplicadores. El modelo M1 para Colombia incluye un término de media móvil de orden 1. En el caso de Ecuador, la ecuación univariante para M1 arroja un modelo mixto. Incluye un término autorregresivo de orden 1, un término estacional autorregresivo de orden 12 y un término de media móvil de orden 1. El coeficiente estimado para el término estacional autorregresivo no es significativo para un nivel del 5%.

El modelo estimado para el multiplicador monetario venezolano tiene un término autorregresivo de orden 2 que no es estadísticamente significativo. Esto implica que en Venezuela el multiplicador monetario restringido puede comportarse como un proceso puramente aleatorio. Si esto es cierto, entonces el mejor pronóstico de esta serie estaría definido por la última información disponible. La ecuación del multiplicador de M2, para Venezuela, contiene un término estacional autorregresivo de orden 12 y un término de media móvil de

orden 1. A pesar de que los estimadores de estos parámetros poseen desviaciones standard inferiores a las obtenidas en el modelo de M1 para Venezuela, ninguno de ellos es estadísticamente significativo a un nivel del 5%.

Una posible explicación del desempeño relativamente pobre de las ecuaciones del multiplicador venezolano es de carácter institucional. Desde 1984 hasta principios de 1989, la tasa de interés nominal que podían cobrar los bancos comerciales estaba limitada por un tope, que era negativo en términos reales. Para evadir las restricciones impuestas sobre los intereses, los banqueros exigían contraprestaciones que incrementarían los rendimientos reales sobre préstamos aprobados. Se necesitaría una investigación adicional para determinar hasta que punto la oferta de crédito y la demanda por dinero se modificaron durante este período de la historia económica venezolana. A pesar de las altas desviaciones standard asociadas con los parámetros de estos modelos, se contrasta la capacidad de predicción de ambas ecuaciones con los pronósticos que parten del supuesto de una trayectoria aleatoria.

Los resultados de las predicciones son interesantes desde diversos puntos de vista. En general, el análisis empírico indica que la capacidad de predicción de la técnica ARMA es superior a la aproximación, asumiendo una trayectoria aleatoria para los pronósticos de multiplicadores monetarios en estas economías andinas. Si bien no se obtuvo un patrón definido en términos de los diferentes coeficientes U, las proyecciones por etapas de las ecuaciones ARMA presentan un mayor grado de ajuste que las predicciones invariables.

El modelo del multiplicador monetario para Colombia funciona mejor que los otros modelos, a pesar de ser la especificación menos sofisticada de las cuatro ecuaciones empleadas. Las predicciones obtenidas a partir del modelo colombiano demostraron ser más confiables que el simple procedimiento regresivo aplicado en las cuatro etapas. La ecuación del multiplicador monetario de M1 para

Ecuador es la más compleja de las cuatro ecuaciones estimadas. Los pronósticos empleando el modelo ecuatoriano, resultaron más acertados que las proyecciones ingenuas en las etapas uno, dos y cuatro. En la etapa tres, no existe una diferencia significativa en la predicción al emplear alternativamente las dos técnicas.

La precisión del modelo venezolano para el multiplicador monetario de M1 aumenta a medida que se amplía la longitud del período de predicción. Para este modelo, los coeficientes U de Theil son menores que uno. En el caso de la ecuación del multiplicador de M2 para Venezuela, los coeficientes U, estimados para los pronósticos de la segunda y tercera etapa, indican que la técnica ingenua arroja mejores predicciones que la aproximación ARMA. Las proyecciones de cuatro meses hacia adelante para el modelo ARMA venezolano de M2, son sustancialmente superiores a las que resultan de aplicar la hipótesis de la trayectoria aleatoria.

Conclusión

Existe una amplia evidencia empírica en torno al comportamiento de las series de tiempo de los multiplicadores monetarios en Estados Unidos y Holanda. Este artículo se cuestiona si las ecuaciones ARMA univariantes pueden utilizarse para modelar los multiplicadores monetarios de tres economías latinoamericanas: Colombia, Ecuador y Venezuela. En los casos de Colombia y Ecuador, los multiplicadores monetarios de M1 pueden modelarse empleando las técnicas ARMA univariantes. Ambas series pueden diferenciarse para inducir estacionariedad. En el caso de Venezuela, los resultados de este ejercicio indican que el comportamiento del multiplicador monetario de M1 puede ser generado por un proceso puramente aleatorio. La definición más amplia de la oferta monetaria, que constituye la principal meta de política monetaria en Venezuela, resulta más sencilla de modelar. Sin embargo, los parámetros del

modelo ARMA para la ecuación de M2 no son significativos a un nivel del 5%.

La inflación continúa siendo uno de los problemas económicos prioritarios que enfrentan las autoridades monetarias en América Latina. Por lo tanto, los esfuerzos de política económica encaminados a reducir la tasa de crecimiento de los precios al consumidor son de particular importancia para los gobiernos de la región. Los resultados de este artículo indican que los multiplicadores monetarios de Colombia, Ecuador y Venezuela pueden predecirse satisfactoriamente utilizando las ecuaciones ARMA univariantes. Si los economistas del banco central pueden garantizar con cierta precisión la trayectoria futura de los multiplicadores, luego podrán diseñar políticas que orienten el movimiento de las reservas bancarias de acuerdo con la meta monetaria trazada.

Los pronósticos realizados como parte de esta investigación emplearon estimadores burdos de los multiplicadores monetarios en cada uno de los países. Ninguna de las series se ajustó de acuerdo con las innovaciones en política económica tales como cambios en el encaje o restricciones a la tasa de interés. En la medida en que cambios en la política económica afectan los agregados monetarios, en estas economías, la normalización de las series de reservas y oferta monetaria, en base a estos efectos, podría mejorar el desempeño de cada ecuación. La utilización de técnicas de predicción alternativas también podría arrojar mejores resultados que los expuestos en este artículo. Con base en este trabajo inicial, se intuye que los bancos centrales de la región pueden utilizar esta aproximación para determinar los impactos potenciales de políticas económicas de corto plazo.

Apéndice 1

Colombia: Multiplicadores monetarios

Fuente: Banco de la República

Unidades: Billones de pesos

Mes	Base	M1	Multiplicador
1982.01	191.560	256.392	1.338
1982.02	189.806	255.304	1.345
1982.03	189.820	250.456	1.319
1982.04	190.211	260.411	1.369
1982.05	191.081	261.288	1.367
1982.06	202.845	276.078	1.361
1982.07	195.811	273.283	1.396
1982.08	193.900	268.690	1.386
1982.09	194.217	273.760	1.410
1982.10	194.949	274.769	1.409
1982.11	206.743	285.392	1.380
1982.12	243.758	325.699	1.336
1983.01	209.488	310.483	1.482
1983.02	209.703	303.310	1.446
1983.03	195.450	300.034	1.535
1983.04	197.236	303.171	1.537
1983.05	196.286	307.037	1.564
1983.06	206.295	320.875	1.555
1983.07	206.228	320.277	1.553
1983.08	206.837	320.962	1.552
1983.09	213.638	331.952	1.554
1983.10	219.180	347.001	1.583
1983.11	235.094	353.464	1.504
1983.12	276.728	408.925	1.478
1984.01	239.899	375.127	1.564

Continuación apéndice 1

Mes	Base	M1	Multiplicador
1984.02	232.019	367.038	1.582
1984.03	232.963	368.251	1.581
1984.04	241.457	375.431	1.555
1984.05	234.828	371.818	1.583
1984.06	252.190	390.353	1.548
1984.07	248.810	385.389	1.549
1984.08	252.537	395.165	1.565
1984.09	230.501	399.178	1.732
1984.10	229.891	401.442	1.746
1984.11	242.258	418.096	1.726
1984.12	327.463	501.515	1.532
1985.01	270.910	457.014	1.687
1985.02	258.843	448.048	1.731
1985.03	269.435	449.825	1.670
1985.04	258.256	460.920	1.785
1985.05	269.308	460.786	1.711
1985.06	285.278	476.677	1.671
1985.07	279.865	470.933	1.683
1985.08	286.997	485.053	1.690
1985.09	279.320	488.664	1.749
1985.10	296.275	506.599	1.710
1985.11	325.875	538.319	1.652
1985.12	412.205	642.184	1.558
1986.01	376.932	595.106	1.579
1986.02	358.031	605.062	1.690
1986.03	352.652	601.504	1.706
1986.04	352.982	616.601	1.747
1986.05	360.209	629.636	1.748

Continuación apéndice 1

Mes	Base	M1	Multiplicador
1986.06	380.149	653.958	1.720
1986.07	375.768	645.204	1.717
1986.08	370.719	661.798	1.785
1986.09	371.269	647.489	1.744
1986.10	389.295	667.914	1.716
1986.11	426.100	704.445	1.653
1986.12	528.600	788.470	1.492
1987.01	446.200	760.909	1.705
1987.02	461.300	765.251	1.659
1987.03	463.400	760.855	1.642
1987.04	458.100	773.356	1.688
1987.05	486.130	805.802	1.658
1987.06	524.957	833.176	1.587
1987.07	502.404	812.478	1.617
1987.08	512.554	838.560	1.636
1987.09	518.454	840.945	1.622
1987.10	543.619	880.903	1.620
1987.11	566.182	911.213	1.609
1987.12	695.094	1048.259	1.508
1988.01	628.197	1012.278	1.611
1988.02	629.192	993.266	1.579
1988.03	669.590	974.798	1.456
1988.04	633.900	1005.203	1.586
1988.05	648.510	1000.062	1.542
1988.06	688.282	1030.269	1.497
1988.07	667.854	1041.308	1.559
1988.08	651.626	1030.141	1.581
1988.09	619.437	1028.330	1.660

Continuación apéndice 1

Mes	Base	M1	Multiplicador
1988.10	662.467	1091.275	1.647
1988.11	680.243	1137.676	1.672
1988.12	881.882	1318.546	1.495
1989.01	746.393	1228.725	1.646
1989.02	754.318	1126.967	1.494
1989.03	767.452	1227.521	1.599
1989.04	787.535	1249.713	1.587
1989.05	782.363	1267.036	1.619
1989.06	817.600	1301.774	1.592
1989.07	819.823	1325.712	1.617
1989.08	813.439	1324.946	1.629
1989.09	821.176	1327.631	1.617
1989.10	846.430	1358.300	1.605
1989.11	872.190	1389.000	1.593
1989.12	1153.250	1702.100	1.476
1990.01	972.470	1559.100	1.603
1990.02	970.660	1583.800	1.632
1990.03	1007.937	1581.100	1.569
1990.04	994.621	1634.800	1.644
1990.05	1020.988	1620.500	1.587
1990.06	1042.066	1711.200	1.642
1990.07	1023.336	1672.000	1.634
1990.08	1056.732	1722.800	1.630
1990.09	1049.801	1716.425	1.635
1990.10	1060.002	1778.683	1.678
1990.11	1182.399	1862.104	1.575
1990.12	1417.403	2140.002	1.510

Apéndice 2

Ecuador: Multiplicadores monetarios

Fuente: Banco Central del Ecuador

Unidades: Billones de sucres

Mes	Base	M1	Multiplicador
1984.01	24.203	88.686	3.664
1984.02	24.573	91.578	3.727
1984.03	25.385	91.799	3.616
1984.04	27.715	92.986	3.355
1984.05	26.772	94.786	3.540
1984.06	27.836	94.581	3.398
1984.07	28.735	102.166	3.555
1984.08	29.625	104.515	3.528
1984.09	32.046	112.444	3.509
1984.10	32.476	117.722	3.625
1984.11	33.536	119.445	3.562
1984.12	37.845	131.844	3.484
1985.01	33.650	120.873	3.592
1985.02	32.791	119.146	3.633
1985.03	33.660	121.743	3.617
1985.04	35.843	130.833	3.650
1985.05	36.166	135.473	3.746
1985.06	36.523	138.472	3.791
1985.07	37.512	143.621	3.829
1985.08	38.192	148.439	3.887
1985.09	41.288	153.386	3.715
1985.10	39.616	156.287	3.945
1985.11	40.765	165.329	4.056
1985.12	46.526	179.426	3.856
1986.01	42.098	171.822	4.081
1986.02	42.310	168.829	3.990

Continuación apéndice 2

Mes	Base	M1	Multiplicador
1986.03	45.036	180.105	3.999
1986.04	46.914	175.431	3.739
1986.05	46.583	174.027	3.736
1986.06	46.335	168.839	3.644
1986.07	49.275	167.741	3.404
1986.08	52.336	168.270	3.215
1986.09	53.333	171.929	3.224
1986.10	53.149	177.199	3.334
1986.11	52.933	177.827	3.359
1986.12	59.568	204.220	3.428
1987.01	53.653	189.650	3.535
1987.02	55.368	188.370	3.402
1987.03	54.228	199.816	3.685
1987.04	58.023	200.583	3.457
1987.05	57.494	201.354	3.502
1987.06	58.312	212.357	3.642
1987.07	61.732	217.360	3.521
1987.08	62.469	220.570	3.531
1987.09	66.730	225.550	3.380
1987.10	70.942	236.922	3.340
1987.11	69.510	232.200	3.341
1987.12	80.252	273.100	3.403
1988.01	74.027	242.400	3.274
1988.02	79.435	263.900	3.322
1988.03	85.404	267.600	3.133
1988.04	87.564	275.300	3.144
1988.05	85.271	279.000	3.272
1988.06	91.567	301.000	3.287
1988.07	101.782	318.500	3.129

Continuación apéndice 2

Mes	Base	M1	Multiplicador
1988.08	103.657	322.169	3.108
1988.09	112.149	338.306	3.017
1988.10	110.026	334.751	3.042
1988.11	110.790	353.752	3.193
1988.12	132.465	409.530	3.092
1989.01	122.163	394.596	3.230
1989.02	123.844	427.472	3.452
1989.03	128.375	436.087	3.397
1989.04	136.507	445.719	3.265
1989.05	130.452	473.977	3.633
1989.06	142.844	497.226	3.481
1989.07	155.685	531.737	3.415
1989.08	152.016	526.649	3.464
1989.09	163.008	549.782	3.373
1989.10	162.598	546.380	3.360
1989.11	160.751	546.261	3.398
1989.12	190.402	601.223	3.158
1990.01	168.794	575.172	3.408
1990.02	186.097	612.657	3.292
1990.03	185.465	609.660	3.287
1990.04	199.236	644.379	3.234
1990.05	194.431	645.092	3.318
1990.06	213.435	703.241	3.295
1990.07	216.694	689.259	3.181
1990.08	227.000	715.000	3.150
1990.09	239.604	769.340	3.211
1990.10	241.702	829.195	3.431
1990.11	247.099	923.695	3.738
1990.12	294.698	1019.898	3.461

Apéndice 3

Venezuela: Multiplicador monetario

Fuente: Banco Central de Venezuela

Unidades: Billones de bolívares

Mes	Base	M1	M1 mult.	M2	M2 Mult.
1981.01	24.207	45.143	1.865	101.383	4.188
1981.02	24.685	45.609	1.848	102.957	4.171
1981.03	26.098	47.399	1.816	106.291	4.073
1981.04	26.298	47.835	1.819	108.277	4.117
1981.05	24.444	46.653	1.909	107.690	4.406
1981.06	24.635	47.858	1.943	108.817	4.417
1981.07	24.360	47.244	1.939	107.964	4.432
1981.08	24.243	46.051	1.900	106.444	4.391
1981.09	24.394	46.024	1.887	109.010	4.469
1981.10	25.217	46.358	1.838	111.927	4.439
1981.11	28.089	49.908	1.777	117.691	4.190
1981.12	31.623	53.482	1.691	124.691	3.943
1982.01	27.997	49.244	1.759	122.687	4.382
1982.02	27.402	49.430	1.804	124.214	4.533
1982.03	26.552	48.056	1.810	123.644	4.657
1982.04	27.072	48.928	1.807	123.844	4.575
1982.05	27.038	48.113	1.779	123.528	4.569
1982.06	26.643	48.633	1.825	124.044	4.656
1982.07	27.320	48.104	1.761	124.069	4.541
1982.08	26.132	46.632	1.784	124.165	4.751
1982.09	25.319	46.645	1.842	123.833	4.891
1982.10	25.646	46.471	1.812	124.333	4.848
1982.11	26.643	48.135	1.807	125.886	4.725
1982.12	28.372	49.013	1.728	129.136	4.552

Continuación apéndice 3

Mes	Base	M1	M1 mult.	M2	M2 Mult.
1983.01	25.588	46.377	1.812	127.394	4.979
1983.02	27.611	46.089	1.669	126.317	4.575
1983.03	28.974	48.873	1.687	131.498	4.538
1983.04	29.915	51.502	1.722	134.864	4.508
1983.05	31.390	51.903	1.653	137.806	4.390
1983.06	31.819	53.094	1.669	140.794	4.425
1983.07	35.284	55.695	1.578	145.940	4.136
1983.08	36.359	56.325	1.549	148.495	4.084
1983.09	36.069	56.586	1.569	150.793	4.181
1983.10	35.977	57.623	1.602	156.605	4.353
1983.11	36.730	61.791	1.682	157.857	4.298
1983.12	39.591	64.294	1.624	163.272	4.124
1984.01	36.962	59.287	1.604	162.429	4.394
1984.02	36.656	59.668	1.628	163.621	4.464
1984.03	35.469	60.550	1.707	164.968	4.651
1984.04	35.331	61.773	1.748	164.981	4.670
1984.05	32.465	59.063	1.819	163.429	5.034
1984.06	33.524	63.080	1.882	164.432	4.905
1984.07	32.937	61.068	1.854	165.331	5.020
1984.08	33.598	60.211	1.792	165.184	4.916
1984.09	33.577	60.284	1.795	166.278	4.952
1984.10	32.197	59.721	1.855	166.762	5.179
1984.11	33.462	62.775	1.876	170.398	5.092
1984.12	38.128	69.100	1.812	177.567	4.657
1985.01	35.973	63.980	1.779	174.572	4.853
1985.02	36.781	63.774	1.734	176.053	4.787
1985.03	38.778	64.636	1.667	177.128	4.568

Continuación apéndice 3

Mes	Base	M1	M1 mult.	M2	M2 Mult.
1985.04	40.119	66.463	1.657	179.150	4.465
1985.05	40.658	67.028	1.649	180.702	4.444
1985.06	43.078	67.860	1.575	180.418	4.188
1985.07	43.056	69.899	1.623	182.722	4.244
1985.08	43.038	68.809	1.599	182.169	4.233
1985.09	40.932	69.721	1.703	182.467	4.458
1985.10	44.174	71.268	1.613	184.928	4.186
1985.11	45.608	75.179	1.648	188.139	4.125
1985.12	46.375	77.453	1.670	192.838	4.158
1986.01	44.657	74.726	1.673	191.541	4.289
1986.02	42.589	74.857	1.758	191.385	4.494
1986.03	42.411	75.774	1.787	190.446	4.490
1985.04	47.634	79.578	1.671	197.030	4.136
1986.05	48.388	79.652	1.646	200.507	4.144
1986.06	50.236	82.437	1.641	203.270	4.046
1986.07	49.607	84.135	1.696	207.494	4.183
1986.08	50.506	84.528	1.674	212.312	4.204
1986.09	49.225	84.921	1.725	213.926	4.346
1986.10	47.153	85.721	1.818	216.694	4.596
1986.11	49.331	89.286	1.810	219.618	4.452
1986.12	51.047	95.150	1.864	224.931	4.406
1987.01	47.813	91.050	1.904	222.853	4.661
1987.02	47.292	92.713	1.960	226.359	4.786
1987.03	48.439	94.625	1.953	228.207	4.711
1987.04	50.559	96.279	1.904	233.128	4.611
1987.05	48.776	97.210	1.993	236.421	4.847
1987.06	50.184	100.653	2.006	241.129	4.805
1987.07	49.686	102.036	2.054	243.129	4.893

Continuación apéndice 3

Mes	Base	M1	M1 mult.	M2	M2 Mult.
1987.08	51.117	102.936	2.014	245.928	4.811
1987.09	51.168	105.676	2.065	248.177	4.850
1987.10	53.512	110.465	2.064	256.787	4.799
1987.11	55.971	119.405	2.133	266.356	4.759
1987.12	60.971	127.239	2.087	277.749	4.555
1988.01	57.853	120.564	2.084	284.825	4.923
1988.02	57.925	120.801	2.085	286.476	4.946
1988.03	59.043	123.756	2.096	289.939	4.911
1988.04	58.349	125.885	2.157	292.874	5.019
1988.05	60.922	129.598	2.127	300.911	4.939
1988.06	61.540	131.105	2.130	303.984	4.940
1988.07	61.001	132.868	2.178	306.521	5.025
1988.08	61.681	133.603	2.166	306.451	4.968
1988.09	60.697	134.618	2.218	306.811	5.055
1988.10	62.750	135.458	2.159	307.488	4.900
1988.11	68.358	147.675	2.160	319.245	4.670
1988.12	74.042	156.687	2.116	334.423	4.517
1989.01	74.456	155.774	2.092	340.184	4.569
1989.02	76.820	155.440	2.023	346.095	4.505
1989.03	71.504	151.341	2.117	344.853	4.823
1989.04	69.400	140.934	2.031	337.263	4.860
1989.05	71.768	139.630	1.946	345.845	4.819
1989.06	68.084	135.012	1.983	353.267	5.189
1989.07	71.936	136.713	1.900	367.456	5.108
1989.08	75.049	136.615	1.820	383.024	5.104
1989.09	81.931	139.217	1.699	396.549	4.840
1989.10	81.988	145.956	1.780	415.765	5.071
1989.11	86.085	159.214	1.849	437.549	5.083

Continuación apéndice 3

Mes	Base	M1	M1 mult.	M2	M2 Mult.
1989.12	98.560	171.262	1.738	463.816	4.706
1990.01	91.032	165.984	1.823	474.976	5.218
1990.02	99.511	167.231	1.681	487.236	4.896
1990.03	103.512	175.357	1.694	513.036	4.956
1990.04	112.766	182.086	1.615	523.960	4.646
1990.05	114.681	177.834	1.551	529.896	4.621
1990.06	117.889	180.279	1.529	535.721	4.544
1990.07	124.832	181.865	1.457	542.697	4.347
1990.08	140.326	180.433	1.286	552.892	3.940
1990.09	150.845	191.474	1.269	625.337	4.146
1990.10	144.704	198.577	1.372	652.764	4.511
1990.11	156.051	216.726	1.389	693.590	4.445
1990.12	179.695	241.785	1.346	746.475	4.154

Bibliografía

Ashley, R., 1983, "On the Usefulness of Macroeconomic Forecasts as Inputs to Forecasting Models", *Journal of Forecasting* 2, pp. 211-223.

Banco Central del Ecuador, 1983-1990, *Información Estadística Mensual* (Quito), various issues.

Banco Central de Venezuela, 1980-1990, *Boletín Mensual* (Caracas), various issues.

Banco de la República, 1982-1990, *Revista del Banco de la República* (Bogotá), various issues.

Bamhoff, E.J., 1977, "Predicting the Money Multiplier: A Case Study for the U.S. and the Netherlands", *Journal of Monetary Economics* 3, pp. 325-345.

Brunner, K. and A.H. Meltzer, 1964, "Some Further Investigations of the Demand and Supply Functions for Money", *Journal of Finance* 19, pp. 240-283.

Burger, A.E., L. Kalish, and C.T. Babb, 1971, "Money Stock Control and its Implications for Monetary Policy", Federal Reserve Bank of St. Louis *Review* 53 (October), pp. 6-22.

Cabrera, M. and F. Montes, 1978, "La Dinámica de las Series de Tiempo: El Caso del Índice Nacional de Precios al Consumidor-Empleados", *Revista del Banco de la República* 51, pp. 1122-1142.

César, H., and J.D. Haan, 1989, "Predicting the Money Multiplier in the Netherlands Once More", *Empirical Economics* 14, pp. 215-227.

Fase, M.M.G., 1980, "Monetary Base Control: a Useful Alternative for the Netherlands?", *De Economist* 128, pp. 189-204.

Fullerton, T.M. Jr., 1991, "Colombia", *Latin America Economic Outlook*, The WEFA Group (June), pp. 5.1-5.15.

Fullerton, T.M. Jr., 1988, "Ecuador", *Latin America Economic Outlook*, The WEFA Group (September), pp. 6.1-6.14.

Fullerton, T.M., Jr., 1989, "Venezuela", *Latin America Economic Outlook*, The WEFA Group, (March), pp. 10.1-10.15.

Garfinkel, M.R., and D.L. Thornton, 1991, "The Multiplier Approach to the Money Supply Process: A Precautionary Note", Federal Reserve Bank of St. Louis *Review* 73 (July/August), pp. 47-64.

Hafer, R.W. and S.E. Hein, 1984, "Predicting the Money Multiplier", *Journal of Monetary Economics* 14, pp. 375-384.

Hafer, R.W., S.E. Hein and C.M.J. Kook, 1983, "Forecasting the Money Multiplier: Implications for Money Stock Control and Economic Activity", Federal Reserve Bank of St. Louis *Review* 65 (October), pp. 22-33.

Jenkins, G.M., 1979, *Practical Experiences with Modelling and Forecasting Time Series*, Kendal, United Kingdom: Titus Wilson, Ltd.

Johannes, J.M. and R.H. Rasche, 1979, "Predicting the Money Multiplier", *Journal of Monetary Economics* 5, pp. 301-325.

Lago, M.F., 1986, "Política Monetaria: Objetivos, Instrumentos, y Estrategia", *Revista BCV* 1 (January-March), pp. 135-174.

Lora, E.T., 1989, "El Multiplicador Monetario y las Interrelaciones Monetarias y Financieras en la Economía Colombiana", *Ensayos Sobre Política Económica* 15, pp. 61-76.

Pankratz, A., 1983, *Forecasting with Univariate Box-Jenkins Models*, New York: John Wiley and Sons.