

## IMPACTOS DE LA OFERTA MONETARIA EN LOS PRECIOS AGRARIOS E INDUSTRIALES DE COLOMBIA 1982 - 2008\*

### IMPACTS OF MONEY SUPPLY IN PRICES OF AGRICULTURAL AND INDUSTRIAL DE COLOMBIA 1982 - 2008

Ramiro Salazar Ramos\*\*  
Omar Castillo N.\*\*\*

Recibido: 15/06/2014 - Aceptado: 29/10/2014

Cómo citar este artículo: Salazar, R. y Castillos, O. (2014). Impactos de la oferta monetaria en los precios agrarios e industriales de Colombia 1982 - 2008. *Sinapsis* (6), 141-157.

#### Resumen

El objetivo del presente trabajo es examinar los impactos de la oferta monetaria en los precios agrarios e industriales de Colombia, mediante técnicas econométricas de series temporales adecuadas a las características estocásticas de los datos. Para estudiar las relaciones de equilibrio de largo plazo entre oferta monetaria y los precios agrarios e industriales, se utilizó la metodología econométrica de la cointegración desarrollada por Engle y Granger y Johansen. Los resultados de este trabajo investigativo darán evidencia empírica adicional de las relaciones entre variación de los precios agrarios e industriales y la oferta monetaria, así como de los impactos que las variaciones en la oferta monetaria tienen en los precios del sector agrario e industrial de Colombia. Además, informa en qué contexto de la política monetaria los agricultores salen favorecidos, abriendo paso a nuevas perspectivas de investigación para abordar las relaciones entre macroeconomía y agricultura en Colombia.

**Palabras clave:** macroeconomía, agricultura, precios, moneda

#### Abstract

One of the most influential authors in regards with competitiveness is Michael Porter, who in his work, *The competitive advantage of the nations* exposes the sources of the competitive advantages in the regions and how to maintain them. In the present article the state of the department of Quindío in terms of competitiveness from the perspective of Porter is evaluated. For such aim, an analysis is showed up of the main aspects that, according to Porter, allow to establish the competitiveness of a region; Next, the present condition of Quindío is exposed relating to every one of those aspects. From this analysis, the low level of competitiveness of Quindío is contemplated. Finally, aspects are identified in which, more emphasis must be put to the department to be more competitive

**Keywords:** Macroeconomics, agriculture, prices, monetary impacts

**JEL:** C32, E31, R1

#### Introducción

Existe un gran número de vínculos a corto y largo plazo, así como efectos monetarios y reales de cambios en la estructura general de la economía de las políticas macroeconómicas que influyen en las cantidades, los precios y en el ingreso en el sector agrario; los cuales son descritos como vínculos hacia delante (*forward linkages*), eventos, reales y monetarios, originados en la agricultura

que afectan a la economía global caracterizados como vínculos hacia atrás (*backward linkages*), relaciones definidas como de interdependencia o *feed-back* (Ardeni y Freebaim, 2002).

Una amplia literatura en los años recientes se ha dedicado a estudiar los efectos de los agregados macroeconómicos en la agricultura. En los años 1970 y 1980, por ejemplo, la variación en tasas de cambio, las tasas de inflación,

\*Artículo elaborado a partir de la tesis *Impactos monetarios sobre los precios agrarios e industriales en Colombia 1982-2008* para optar el título de Magister en Ciencias Económicas UNAL Colombia, 2010. Dirigida por Gustavo Junca. Correo electrónico: raensara@hotmail.com

\*\* Economista. Magister en Ciencias económicas. Docente tiempo parcial Universidad de Sucre.

\*\*\* Economista. Profesor titular Universidad de Córdoba - Colombia

**Sinapsis 6 (6): 141 - 157. 2014. Armenia - Colombia**

Ramiro Salazar Ramos, Omar Castillo N.

los precios relativos agrarios, y el ingreso indujeron a un nuevo campo de investigación en las relaciones entre la política macroeconómica y el sector agrario, algunos autores que trabajan en este campo son: Schuh (1974,1976), Tweeten (1980), Gardner (1981), Chambers (1981, 1984), Chambers y Just (1982), Barnett, Bessler y Thompsom (1983), Bessler (1984), Rausser (1985), Rausser et al. (1986), Ardeni y Rausser (1995); Díaz-Bonilla y Robinson (2009).

La política monetaria tiene efectos tanto nominales como reales en la economía en general y en el sector agrario en particular en el corto y mediano plazo, pero en general ningún efecto real en el largo plazo. En un sentido macroeconómico, políticas monetarias expansivas implican crecimiento de la oferta monetaria y bajas tasas de interés, lo cual induce a corto plazo a un crecimiento real del producto y mayor inflación. Las políticas monetarias restrictivas tiene efectos opuestos.

Esta área de investigación ha destacado la idea que si ocurre un *shock* exógeno no anticipado (como una expansión monetaria), los ajustes ulteriores de precios y tasas de interés sucederán más tempranamente en unos sectores que en otros. Asumiendo que los precios se ajustan más rápidamente en los mercados competitivos que en los de competencia imperfecta, los precios agrarios aumentarán más rápido que los precios no agrarios, a condición que los mercados agrarios sean en efecto más competitivos. Sin embargo, estos resultados todavía dependen, como lo ha señalado Ardeni y Freebairn (2002: 1479), de la ortogonalización de la representación media móvil de los vectores autorregresivos cointegrados utilizados para la estimación.

En Colombia, diversas investigaciones han auscultado las relaciones entre moneda e inflación general, por ejemplo Quintero (1980), Gutiérrez y Ávila (1983), Calderón y Herrera (1990), Lorente (1990) y Gómez (1997). Otros estudios examinan la incidencia de la variación del precio de los alimentos en la inflación: Avendaño (1986), Rojas (1988), SAC (1999), Bejarano y Hamann (2005), Melo y Riascos (2004), entre otros, pero sin detenerse a analizar los mecanismos de transmisión entre ellos ni los impactos de la oferta monetaria en los precios en el sector agrario.

Una excepción es el trabajo de Ramírez (1991), él analizó los efectos de un *shock* monetario en los precios agrícolas e industriales para el período 1980-1990, mediante modelos de series temporales con los que probó que un cambio en la cantidad de dinero afecta en mayor medida a los precios agrarios que a los industriales en

el corto plazo, en el largo plazo el *shock* los afecta de manera similar a ambos. Sin embargo, no se realizan pruebas inferenciales en las magnitudes de las relaciones de largo plazo entre las variables ni la rapidez del ajuste de corto plazo.

El propósito de este trabajo es examinar las relaciones dinámicas entre los índices de precios agrícolas e industriales, y el crecimiento de los medios de pago, para ello se requiere revisar si existen relaciones de largo plazo entre dichas variables, si existe relación de causalidad entre moneda y precios, como también los efectos que produce un *shock* monetario en los precios agrarios e industriales en el corto y largo plazo

La primera parte de este trabajo examina teóricamente las relaciones entre la inflación y la oferta monetaria. En la segunda se presenta una descripción del comportamiento de los precios agrarios e industriales y los agregados de la oferta monetaria en Colombia. En la tercera se muestran las características de las variables en relación con su comportamiento aleatorio para luego estimar un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR), sin restricciones o un modelo Vector de Corrección del Error (VEC), en caso de que las variables estén cointegradas. A partir de estos modelos se estiman las funciones de impulso respuesta mediante la metodología de Choleski, (1990). Al final se analizan los resultados y se hacen conclusiones y recomendaciones.

### Revisión teórica

El enfoque estructuralista considera que la oferta monetaria es pasiva y se acomoda a los cambios en el nivel de precios ocurridos en el sector detallista. Este enfoque ve el origen de la inflación en *shock* producidos en el sector real que elevan los precios nominales de los productos, materias primas y otros insumos. Si todos los precios de la economía fueran perfectamente flexibles ajustándose con la misma rapidez en respuesta a iguales magnitudes de exceso de demanda, el nivel general de precios se ajustaría de la misma forma, aunque cambien los precios relativos. Los incrementos en algunos precios serían exactamente compensados por la declinación en otros.

Una segunda característica distintiva está relacionada con el supuesto que asume en cuanto a la estructura del sector de la economía que se analiza: i) la agricultura es considerada como un sector perfectamente competitivo productora de bienes homogéneos cuyos precios son flexibles, pueden aumentar o disminuir; ii) la industria en contraste, es vista como oligopolística produciendo bienes heterogéneos bajo rendimientos crecientes a

escala, y altas barreras financieras que impiden la entrada de nuevas firmas.

Los precios en este sector son fijados según los costos variables de producción más un margen de ganancia. Al estar determinados por los costos, los precios nominales industriales tienden a ser inflexibles a la baja (precio-fijos). Lo anterior es posible solamente si la oferta monetaria es flexible y relativamente pasiva a su demanda. Este rol pasivo de la oferta monetaria es la principal característica distintiva del enfoque estructuralista de la inflación. Por lo tanto, un *shock* o cualquier *shock* que eleve los precios de los alimentos bienes agrícolas o bienes industriales es asumido que van a ser ajustados por las autoridades monetarias, sin embargo, no siempre es así, porque las autoridades monetarias carecen de control efectivo en la oferta monetaria debido a que los costos sociales o políticos de control de la oferta monetaria son excesivamente altos (Olivera, 1970).

El diferente grado de rigidez de los precios en los distintos sectores de la economía, explicaría que un cambio en la política monetaria que afecte la demanda nominal conduce a una respuesta más fuerte (una sobre-reacción, *u overshooting*) en los mercados de precios flexibles que en la de los mercados fijos. Esto es, los precios relativos cambian y hay efectos reales de corto plazo (Bordo, 1980; Tweeten, 1980; Frankel, 1986; Andrews y Rausser, 1986). De esta manera, los aumentos de los precios agrarios debido a causas reales, como malas cosechas, pueden ser el origen de la inflación. Pero ello solo es posible si la oferta monetaria cede de forma pasiva a su demanda. Esta es una característica básica de la explicación estructuralista que permite análisis empíricos (Barnett, 1983 citado por Millán, 1991).

Las explicaciones del diferente grado de ajustes de los precios relativos incluyen también diferencias en las elasticidades de oferta y demanda de los bienes específicos; efectos en la duración de los contratos, en la fijación de precios, y en la rapidez del ajuste. De acuerdo con Bordo (1980) y Frankel (1986), un cambio en la oferta monetaria origina una respuesta más rápida en los precios de los productos no elaborados (materias primas y no terminados) que en los precios de los productos manufacturados (terminados), una respuesta más rápida en los precios agrarios que en los industriales y una respuesta más rápida en los precios de los bienes no durables que en los durables. La hipótesis de Tweeten (1980) va en sentido contrario a la hipótesis de Bordo y Frankel

Las evidencias empíricas no son concluyente: Bessler (1984), para Brasil; Chambers (1984); Devados y napsis 6 (6): 141 - 157. 2014. Armenia - Colombia

Mayers (1987) para EE.UU., Taylor y Spriggs (1989) para Canadá; Millán (1991) para España; Larue y Babula (1994) para Canadá y EE.UU. encontraron evidencias de no neutralidad, al igual que Starleaf et al (1985) para EE.UU. En cambio, Tweeten (1980), Greenes y Lapp (1986); Robertson y Orden (1990) para Nueva Zelanda; Choe y Kao (1993); Dorfman y Lastrapes (1996) y Zanías (1998) para Grecia no pudieron rechazar la hipótesis de neutralidad. El análisis de las relaciones entre la agricultura y las políticas monetarias han sido abordadas dentro del análisis de la influencia de las variables macroeconómicas en este sector y se han utilizado varios métodos cuantitativos: los modelos estructurales, los de equilibrio general y los de series temporales.

Los modelos estructurales se caracterizan porque parten de ecuaciones en las que se incluyen variables explicativas y en ocasiones variables exógenas para explicar el desempeño del sector agrario, probar y cuantificar hipótesis en la interacción agricultura y macroeconomía. En los modelos de Rausser (1985) se encontraron evidencias que soportan los análisis iniciales de Schuh (1976), en el corto plazo las políticas macro son más importantes que las políticas sectoriales. En particular, las simulaciones de política monetaria encontraron tener efectos importantes en su influencia en la tasa de cambio y los efectos *overshooting* asociados con las características de la agricultura como un sector precio flexible.

A un nivel más desagregado, Lapp y Smith (1992) han encontrado que la inflación general y especialmente la inflación incierta, en el nivel macro causan la variabilidad de los precios de los productos agrarios con incrementos de 20 a 40 %. Esto es, la política macro puede alterar los precios relativos dentro de la agricultura como en el resto de la economía.

Los modelos estructurales parecen ser una herramienta analítica poderosa, pues permiten la inclusión de complejidad, detalles, diversas interacciones, los ajustes pueden resolverse en forma dinámica. Sin embargo han sido criticados, especialmente porque se impone una especificación *a priori* del modelo. Esto implica la escogencia de un paradigma macroeconómico, la elección del mecanismo de ajuste, la forma de la competición, el mecanismo de las expectativas y la elección de las variables endógenas y exógenas incluyendo las variables de política.

Los modelos de equilibrio general han sido usados para evaluar efectos de *shock* de demanda y ofertas del sector agrícola en otros sectores y en la economía en general,

Ramiro Salazar Ramos, Omar Castillo N.

como también efectos de cambios de otros sectores de la economía en el sector agrícola, por ejemplo, Dervis, de Melo y Robinson (1982), Greenaway (1993) y Hotz y Miller (1993). En estos modelos se presenta a la agricultura como un sector con desagregaciones de más de 100 industrias vinculadas con tablas de insumo-producto, cuentas nacionales, balanzas de pago e identidades de clasificación de los mercados, productos e insumos con los que se asegura la captación de los efectos del equilibrio general en las industrias y sectores de la economía. En la mayoría de los casos los modelos de Equilibrio General EGC son expresados en términos reales y no son muy adecuados para analizar fenómenos monetarios.

Las perturbaciones analizadas en el sector agrícola incluyen *shock* en la producción provocados por inundaciones, sequías, cambio tecnológico, cambios en los precios de las mercancías en mercados internacionales; y cambios de política que afectan las cantidades y los precios de los productores y los compradores.

Las críticas a los modelos estructurales y a los modelos de EGC, particularmente preocupados con el rol dominante de las restricciones impuestas y la influencia de los errores de especificación, han estimulado el uso de técnicas de series temporales para cuantificar los vínculos económicos entre la agricultura y el resto de la economía. Los datos observados se utilizan para revelar más de su historia con muy poca consideración por los razonamientos *a priori*. Para probar la dirección de la causalidad entre las variables se han utilizado los procedimientos de causalidad de Granger, las funciones de impulso respuesta, así como también la descomposición de la varianza, han sido usadas para trazar los patrones de comportamiento en el tiempo y las magnitudes de la respuesta del desempeño de variables endógenas a *shock* o perturbaciones en diferentes variables. Los modelos de series temporales generan resultados robustos y confiables cuando se trabaja con datos estacionarios, sin embargo, la mayoría de datos económicos en niveles de precios, moneda y cantidades usados para estudiar la relación entre vínculos intersectoriales parecen ser no estacionarios, por lo que es necesario su transformación para evitar problemas de regresiones espurias.

El uso de series temporales para el análisis de las relaciones entre agricultura y macroeconomía tiene su pro y sus contras. La disposición de dejar que los datos hablen evita el problema de la predeterminación *a priori* de los resultados y de incurrir en problemas de especificación. Sin embargo, en el cálculo de las funciones de impulso respuesta, por ejemplo, se hacen supuestos previos

en la estructura de recursividad de la causación de la variable y la ortogonalidad del error de perturbación y su asignación, la estructura de los retardos son determinados por los datos. Como argumentó Orden y Fackler (1989), los resultados son sensibles a los supuestos impuestos.

## Metodología econométrica y datos

### Estacionariedad de las variables

Con el fin de evitar el problema de las relaciones espurias entre las variables consideradas, se analizan las características estocásticas de los datos. En la práctica econométrica actual, especialmente a partir del trabajo de Fuller (1976) y de Nelson y Plosser (1982), se plantea la necesidad de aplicar el operador de diferencias a fin de conseguir series estacionarias mediante contrastes o pruebas de raíces unitarias. Se utilizará la prueba de Dickey-Fuller con mínimos cuadrados generalizados destendencializados, conocidas por su sigla en inglés como DFGLS, propuesta por Elliot, Rothenbeg y Stock, (1996). La elección de esta prueba ha sido justificada por estos autores mostrando que la potencia del test Dickey-Fuller Aumentada (ADF), puede ser optimizada usando una forma de destendencialización conocida como destendencialización mínimos cuadráticas generalizadas GLS (véase también Harris y Sollis (2003).

Elliot, Rothenbeg y Stock proponen una modificación simple a la prueba ADF, en la que los datos son destendencializados para que las variables explicativas sean extraídas de los datos antes de ejecutar la prueba de regresión. Además, Elliot, Rothenbeg y Stock definen una cuasi diferencia de  $y_t$  la que depende del valor  $\alpha$  que representa un punto específico alternativo contra el que se quiere probar la hipótesis nula:

$$d(y_t | \alpha) = \begin{cases} y_t & \text{if } t = 1 \\ y_t - \alpha y_{t-1} & \text{if } t > 1 \end{cases}$$

### Cointegración y Mecanismo de Corrección del Error

Si se prueba que las series de precios son integradas para estudiar las relaciones de equilibrio de largo plazo entre la oferta monetaria y los precios agrarios e industriales, (hipótesis de neutralidad del dinero), se utilizará la metodología econométrica de cointegración desarrollada por Granger (1983) y Engle y Granger (1987). La definen así:

Los componentes de un vector  $\mathcal{Y}_t$  ( $m \times 1$ ) se dicen que están cointegrados de ordenes  $d - b$ , y se denota por  $\mathcal{Y}_t \sim CI(d, b)$

b), si: (i) todos los componentes de  $Y_t$  son integrables del mismo orden  $d$ ,  $I(d)$ , (ii) existe un vector  $\beta$ , no nulo, tal que  $\beta^T Y_t = z_t I(d-b)$  con  $b > 0$ . Al vector  $\beta$  se le denomina vector de cointegración. Al número de vectores de cointegración linealmente independientes se le denomina rango de cointegración (Engle y Granger, 1987: 257-276).

Si las variables están cointegradas, una diferenciación de los datos sería contraproducente, ya que podría oscurecer la relación de largo plazo entre las variables. Los estudios de cointegración y una técnica relacionada, el mecanismo de corrección del error, MCE, tienen que ver con métodos de estimación que preservan la información acerca de la covariación de largo y corto plazo de las variables.

Un modelo MCE combina variables en niveles que recogen las relaciones de largo plazo, sugeridas por la teoría económica, junto con las diferencias de dichas variables que captan los desajustes existentes en el corto plazo. De esta forma, los modelos MCE se usarán para modelizar tanto la transmisión de la inflación general y la originada en el sector agrario, como las relaciones de largo plazo entre las variaciones monetarias y los precios agrarios.

En términos formales, un vector de variables  $Y_t$  ( $m \times 1$ ) admite una representación MCE si se puede expresar como:  $A(L)\Delta Y_t = -\Pi z_{t-1} + \varepsilon_t$  (1)

Donde  $\varepsilon_t$  es una perturbación multivariante;  $A(L)$  es una matriz ( $m \times m$ ) polinómica en el operador de retardos que cumple  $A(0) = I_m$  y que  $A(1)$  tiene todos los elementos finitos;  $z_t = \beta^T Y_t$ , y  $\Pi \neq 0$ .

En forma de sistema de ecuaciones, para dos variables ( $m = \text{dinero}$  y  $p = \text{precio}$ , por ejemplo) con  $k$  retardos, en un modelo MCE cada una de las variables en diferencias pueden estar determinadas, por ejemplo, por el vector de cointegración y por polinomios de retardos de las diferencias de ambas variables:

$$\Delta p_t = \sum_{i=1}^k \gamma_{p,i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^k \phi_{p,i} \Delta m_{t-i} - \alpha_1 (p_{t-1} - \beta m_{t-1}) + \varepsilon_{p,t} \quad (2)$$

$$\Delta m_t = \sum_{i=1}^k \gamma_{m,i} \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^k \phi_{m,i} \Delta m_{t-i} - \alpha_2 (p_{t-1} - \beta m_{t-1}) + \varepsilon_{m,t} \quad (2a)$$

Donde el vector  $(1, -\beta)$  es común en ambas ecuaciones, los polinomios de retardos  $\gamma_i(L)$  y  $\phi_i(L)$  tienen todas sus raíces fuera o en el círculo unitario, es decir, no son estacionarias, y al menos uno de los coeficientes  $\alpha_i$  ( $i=1,2$ ), conocidos como parámetros de velocidad del ajuste es distinto de cero.

El término *corrector del error* (también conocido como *desequilibrio de corto plazo*), en el sentido que será distinto de cero únicamente cuando haya alejamiento de la situación de equilibrio, por ejemplo, en el momento  $t$  se da que  $p_t - \beta m_t < 0$ , es decir; que  $p_t$  está por debajo de la relación de equilibrio que mantiene respecto a  $m_t$ , entonces el término de corrección del error provocará un aumento superior de  $\Delta p_{t+1}$  a fin de corregir la brecha en la relación de equilibrio, esto es, la desviación de la situación de equilibrio  $z_{t-1}$ , se corrige en el siguiente período mediante un ajuste hacia dicha relación. Así, el parámetro asociado al término *corrector del error*  $\alpha$ , se denomina *velocidad de ajuste* y representa la proporción del *desequilibrio* que se va corrigiendo en cada período. El resto de variables son las variables en primeras diferencias y sus retardos explican la evolución a corto plazo, es decir, los cambios de un período respecto al anterior. A partir de  $\alpha$  se puede determinar el sentido de *causación* (en el sentido de Granger) entre las variables. Si ningún  $\alpha_i$  es nulo las variables se causan mutuamente, lo que provoca que ninguna de las variables pueda considerarse *exógena débil* para la inferencia en los parámetros de la otra; si  $\alpha_2$  es nulo,  $m_t$  causa a  $p_t$ , pero no lo contrario.

**Estimación de relaciones de equilibrio de largo plazo entre oferta monetaria y precios**

Johansen (1988) propone estimar el modelo utilizando la máxima-verosimilitud con información completa. El procedimiento parte de la modelación de VAR sugerido por Sims (1980), en el que todas las variables se consideran endógenas, cada una de ellas se puede escribir como una función lineal de sus propios valores retrasados y de los valores retrasados de todas las demás variables del sistema. Esta propuesta tiene la ventaja, a diferencia del método *bitápico* de Engle y Granger, que puede calcular más de una relación de cointegración cuando se estima el modelo con más de dos variables.

Formalmente, sea un modelo VAR de orden  $k$ :

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \dots + \Phi_k Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Donde  $y$  es un vector columna de orden  $(m \times 1)$ ,  $m$  es el número de variables del modelo,  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{mt})^T$ . En este modelo las variables son oferta monetaria e índice de precios agrarios e industriales a nivel del productor;  $\Phi_i$  son matrices de parámetros ( $m \times m$ ),  $i = 1, \dots, k$ ; y  $\varepsilon_t$  es un vector de perturbaciones aleatorias distribuidas con media nula. Se asume que las perturbaciones están todas, las de una misma ecuación y las de distintas ecuaciones, correlacionadas



Ramiro Salazar Ramos, Omar Castillo N.

entre sí en un mismo instante  $t$ , pero incorrelacionadas entre ecuaciones en distintos momentos de tiempo. Se asume, además, que las perturbaciones de esta matriz de varianzas y covarianza  $\Sigma$  se distribuyen normales.

Según Favero (2001: 63), el modelo (5) puede ser expresado como:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + \Pi y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde:  $\Gamma_i = -(I_m - \sum_{j=i+1}^k \Phi_j)$  para  $i=1, \dots, k-1$ ;  $\Pi = -(I_m - \sum_{i=1}^k \Phi_i)$ ;

La matriz  $\Pi$  de dimensión  $(m \times m)$  contiene la información de la relación a largo plazo o relaciones de equilibrio entre las variables. El rango de dicha matriz define el número de relaciones de cointegración diferentes que existen entre las  $m$  variables. El rango máximo de la misma es  $m-1$ , de tal forma que: (i) si  $rg(\Pi) = 0$  todos los vectores son linealmente dependientes por lo que no existe ninguna relación de cointegración entre las variables; este es el caso en el que la no estacionariedad se elimina tomando las variables en primeras diferencias. (ii) Si  $rg(\Pi) = m$ , las variables son estacionarias. (iii) Si  $rg(\Pi) = 0 < r < m$ , entonces existen  $r$  vectores (columnas) linealmente independientes que recogen  $r$  relaciones de cointegración diferentes.

En este caso  $\Pi = \alpha\beta^T$  donde  $\alpha$  es una matriz  $m \times r$  de ponderación y  $\beta$  es una matriz de  $m \times r$  que determina los parámetros de cointegración. Por tanto, el rango de la matriz  $\Pi$  es crucial en la determinación del número de vectores de cointegración.

Johansen (1988, 1991) se basa en el hecho de que el rango de una matriz es igual al número de raíces características diferentes de cero, de aquí que la construcción del test es bastante intuitivo. Habiendo obtenido estimaciones de los parámetros de la matriz  $\Pi$  se asocian con las estimaciones de las  $m$  raíces características ordenadas de mayor a menor como sigue:  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_m$ . Si las variables no están cointegradas entonces el rango de  $\Pi$  es cero y todas la raíces características son cero. En este caso cada una de las expresiones  $\ln(1-\lambda_i)$  es igual a cero también. Si el rango de  $\Pi$  es uno y  $0 < \lambda_1 < 1$  entonces el  $\ln(1-\lambda_1)$  es negativo y entonces el es negativo y  $\ln \lambda_2 = \ln \lambda_3 = \dots = \ln \lambda_m = 0$ . Johansen deriva un test del número de raíces características diferente de cero considerando los estadísticos de la traza:

$$\lambda_{traza}(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_r) \quad (5)$$

Y del máximo valor propio

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (5a)$$



$T$  es el número de observaciones utilizadas para estimar el VAR. El primer estadístico prueba la hipótesis nula que a lo sumo existen “ $r$ ” relaciones de cointegración frente a una alternativa genérica. El test se realiza de forma secuencial comenzando desde la hipótesis nula de la existencia a lo sumo de cero vectores de cointegración hasta el caso de a lo sumo “ $r$ ” vectores, para el que ya no se puede rechazar  $H_0$ . El segundo estadístico prueba la hipótesis nula de “ $a$ ” lo sumo “ $r$ ” vectores de cointegración frente a la alternativa de “ $a$ ”, los sumo  $r+1$  vectores de cointegración. Ambos estadísticos son inferiores al valor tabulado para aceptar la hipótesis nula. Los valores críticos han sido tabulados por Johansen y Juselius (1990) y en Osterwald y Lenun (1992). Tales valores están condicionados a dos factores: i) el número de relaciones de cointegración. ii) los componentes deterministas incluidos en el modelo, los cuales pueden aparecer tanto en la parte dinámica del modelo VAR como en los vectores de cointegración.

**Pruebas acerca de los coeficientes de cointegración**

Interesa probar la hipótesis de neutralidad monetaria, lo cual implica que el vector de cointegración adopte la forma.  $\beta^T = \begin{bmatrix} 1 & -1 & * \\ 1 & * & 1 \end{bmatrix}$  Es decir, que las variaciones de la oferta monetaria se transmiten de manera total a las variaciones de los precios agrarios e industriales. Las filas corresponden a los vectores de cointegración y las columnas a las variables: oferta monetaria y precios agrarios e industriales.

El test estadístico Razón de Verosimilitud expresado como  $LR = -2(\hat{\ell}^* - \hat{\ell})$  contrasta la prueba, con una distribución asintótica  $\chi^2$  se distribuye asintóticamente según una  $\chi^2 (r \times (m-s))$  grados de libertad, y donde  $\hat{\ell} = \log_e$  de máxima verosimilitud del modelo sin las restricciones, y  $\hat{\ell}^* = \log_e$  de  $L_{max}$  del modelo con las restricciones, distribuido como  $\chi^2 (r \times (m-s))$  grados de libertad.

$R$  = número de vectores de cointegración;  $m$ = número de variables;  $s$ = el número coeficientes no restringidos. Interesa probar si existe la posibilidad de la existencia de exogeneidad débil en la oferta monetaria, para lo cual se plantea la hipótesis de que el coeficiente de ajuste sea cero, dejando que lo demás varíen libremente.

La matriz  $a_{ij}$  toma la forma  $\alpha = \begin{bmatrix} 0 & * & * \\ 0 & * & * \end{bmatrix}$

Es decir, que el coeficiente de ajuste de la primera y segunda ecuación es nulo, por tanto la variable es exógena. El test estadístico relación de verosimilitudes con una distribución  $\chi^2 (r \times (m-k))$  grados de libertad comprueba si las restricciones son válidas.

La hipótesis conjunta de que la oferta monetaria es neutral y causa a los precios agrarios e industriales se prueba como:

$$\beta^T = \begin{bmatrix} 1 & -1 & * \\ -1 & * & 1 \end{bmatrix} \text{ y } \alpha = \begin{bmatrix} 0 & * & * \\ 0 & * & * \end{bmatrix}$$

En resumen, se partió de un modelo VAR donde se evaluó las características estocásticas de sus variables mediante pruebas de raíces unitarias; la determinación de la longitud de los retardos de las variables se hizo aplicando criterios estadísticos de Akaike, Schwartz y Hannan Quinn (Judge et al, 1988, y Lütkepohl, 1993); el supuesto de no autocorrelación de los errores y normalidad de los mismos se estimó mediante las pruebas del multiplicador de Lagrange y Jarque de Bera en versiones multivariadas, respectivamente. Calculadas el número de relaciones cointegrantes se determinó la relación de causalidad entre los precios agrarios e industriales y la oferta monetaria (M1 y M3) y se impusieron restricciones en los coeficientes de los vectores de cointegración y los coeficientes de ajuste para probar neutralidad de la oferta monetaria y exogeneidad de la misma

### Magnitud y Respuesta de los Precios a los Choques Monetarios.

#### Funciones de Impulso-Respuesta Ortogonales (Cholesky)

Para medir la transmisión de los choques monetarios en los precios agrarios e industriales, se acude a las funciones de impulso respuesta. El objetivo es el estudio de las interacciones dinámicas de diferentes tipos de perturbaciones y controles fortuitos, y de hecho, los usos típicos de esta modelación reflejan esta motivación, así mismo se pasará al análisis de las funciones impulso-respuesta, a fin de realizar evaluación de políticas y el análisis del poder predictivo del sistema.

En este estudio para evaluar el grado de transmisión de los *shock* monetarios en precios agrarios e industriales a corto y a largo plazo, se utilizarán las funciones de impulso respuesta generalizadas propuestas por Cholesky (citado por Nash 1990), más técnicamente los errores son ortogonalizados por una descomposición, así la matriz de covarianza resultante es triangular inferior (los elementos por encima de la diagonal principal son cero). Cambiando el orden de las ecuaciones se puede cambiar dramáticamente las funciones impulso-respuesta.

Después de determinado el orden del VAR (número de retardos  $p$  de cada una de las variables) y estimada la ecuación, es posible estudiar la respuesta a los choques, a través de la función de respuesta al impulso

en la representación de medias móviles, así como la descomposición de la varianza del error de predicción. La visualización de la elasticidad al impulso respuesta se obtiene expandiendo la ecuación (1) de la siguiente forma:

$$X_t = A_0 \epsilon_t + A_1 \epsilon_{t-1} + A_2 \epsilon_{t-2}$$

Al estimarse los coeficientes en la representación de medias móviles, es posible describir la respuesta dinámica de las variables del sistema, dada una variación en cualquiera de ellas. Con todo, se debe previamente diagonalizar la matriz de varianza y covarianza  $\Sigma$ , para que los choques no estén contemporáneamente correlacionados y no puedan ocurrir simultáneamente con probabilidad no nula. La diagonalización de la matriz  $\Sigma$  permite evitar que choques contemporáneos puedan afectar a más de una variable, o sea, contaminar todo el sistema. Para eso se utiliza el método de descomposición de (Choleski citado por Nash 1990).

Partiendo del principio de que la matriz  $\Sigma$  es no singular, el método de descomposición de Choleski, prueba que existe una matriz  $G$ , triangular inferior y no singular, tal que  $\Sigma = GG'$ , en donde  $G'$  es la traspuesta de  $G$ , y:

$$G^{-1}\Sigma(G')^{-1} = I$$

Esto permitirá que se observe el hecho de un choque unitario de una desviación típica en apenas una de las variables acerca de las demás variables del sistema. Por ejemplo, ocurre una innovación de una desviación típica en la variable  $i$ , en  $t-k$ , habrá un impacto en el vector  $X$ , en el periodo  $t$ , a través de la  $i$ ésima columna de  $P_k$ . Lo cual permite hacer dos importantes observaciones:

Primero, innovaciones en la primera variable ( $\epsilon_{1t}$ ) afectan contemporáneamente a las variables posteriores, más la primera variable no está afectada contemporáneamente por ninguna de las demás. Por tanto, la segunda variable va a tener impacto en las demás excepto en la primera; la tercera tendrá impacto a partir de la tercera y así sucesivamente.

Segundo, el orden por el cual las variables están dispuestas en el sistema afecta a los resultados. Según Burgstaller (2002) existen dos proposiciones generales para encontrar el orden apropiado: en primer lugar se toman variables cuya correlación de los residuos es menor, y en segundo se sitúan, lado a lado, las variables con alta correlación de residuos.

La descomposición de Choleski tiene la ventaja de reducir la discrecionalidad del investigador. Sin embargo, la descomposición de Choleski impone un orden en la causalidad que es arbitrario y requiere validación empírica. Opciones que

Ramiro Salazar Ramos, Omar Castillo N.

ante cambios del orden siga los mismos resultados y que la matriz de covarianzas de las innovaciones sea triangular.

**Datos**

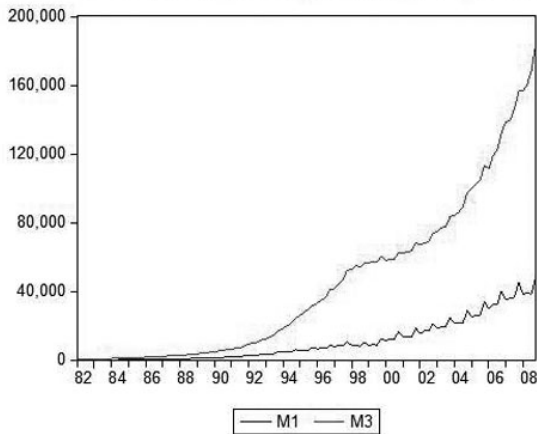
Se utilizaron las bases de datos del Banco de la República. El indicador de los precios Agrarios es el índice de precios al por mayor de los bienes agropecuarios (IPPA) y el indicador de los bienes industriales es el índice de precios al por mayor de los bienes industriales (IPPI). Los indicadores de la oferta monetaria son M1 y M3.

El período de estudios abarca desde marzo de 1982 a diciembre del 2008. La periodicidad de los datos es trimestral. Los indicadores M1 y M3 son presentados por el Banco de la República en forma semanal. Para formar la serie trimestral se tomó el dato de la última semana de cada mes y luego se calculó un promedio simple de los tres meses, tanto de M1 como de M3. Dichos indicadores están expresados nominalmente en miles de millones de pesos. Estos datos fueron desestacionalizados con el método X-11. Los índices de IPPA e IPPI, y M1 y M3, fueron transformadas a logaritmo natural con el fin de reducir la variación de estos, homogenizar la varianza (LPPA y LPPI) e interpretar los resultados como elasticidades. Se utilizó el software Econometric Views, versión 6.0, para hacer los cálculos estadísticos y econométricos.

**Resultados y Análisis**

**Descripción del Comportamiento de las Variables**

Gráfica 1. Evolución trimestral de la oferta monetaria en Colombia M1 Y M3 (miles de millones de pesos corrientes)1982q1:2008q4



Gráfica 1. Evolución trimestral de la oferta monetaria en Colombia M1 y M3 (miles de millos de pesos corrientes) Fuente elaboración propia.

La gráfica 1 muestra el comportamiento de las variables M1 y M3 sin logaritmos y sin desestacionalizar mostrando fuerte estacionalidad y variaciones en su varianza.

**Estadísticas descriptivas de las variables**

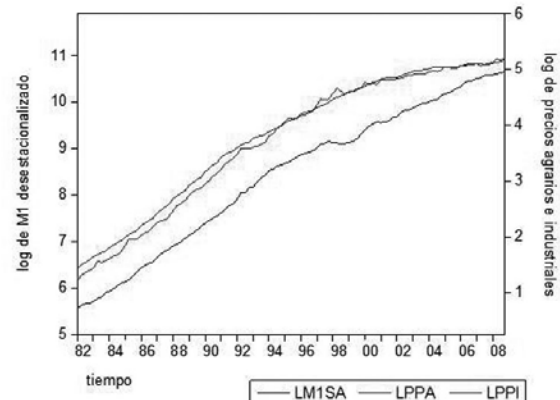
**Tabla 1**  
**Estadísticas descriptivas del logaritmo de precios agrarios al productor, precios industriales al productor y oferta monetaria**

|                                      | LPPA      | LPPI      | LM3       | LM1       |
|--------------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Media                                | 3.720.245 | 3.798.972 | 9.730.153 | 8.411.137 |
| Mediana                              | 4.120.887 | 4.097.389 | 1.027.457 | 8.736.929 |
| Máximos                              | 5.200.815 | 5.174.227 | 1.212.514 | 1.080.152 |
| Mínimos                              | 1.213.773 | 1.440.943 | 6.557.962 | 5.521.633 |
| Desviación estándar                  | 1.257.135 | 1.180.959 | 1.707.620 | 1.562.040 |
| Sesgos                               | -0.539262 | -0.558144 | -0.408990 | -0.305285 |
| Curtosis                             | 1.871.633 | 1.947.025 | 1.756.525 | 1.834.317 |
| Prueba de normalidad Jarque-Bera     | 1.096.391 | 1.059.685 | 9.968.945 | 7.792.260 |
| Probabilidad                         | 0.004161  | 0.004999  | 0.006843  | 0.020320  |
| Suma                                 | 4.017.864 | 4.102.889 | 1.050.856 | 9.084.028 |
| Suma de las desviaciones al cuadrado | 1.691.016 | 1.492.292 | 3.120.084 | 2.610.768 |
| Observaciones                        | 108       | 108       | 108       | 108       |

Fuente: elaboración propia.

Las variables no tienen distribución normal al 5 % de acuerdo con el estadístico de Jaque Bera. En las gráficas construidas con datos trimestrales, se puede apreciar que el logaritmo de M1 y M3 nominal desestacionalizados muestran un crecimiento de los medios de pagos hasta el año 1998, la postura de la política monetaria era de proveer la liquidez que fuera necesaria al sistema (Carrasquilla 1998, pg. 87) y caen en los años 1998 por motivo de la crisis financiera tanto interna como internacional que se genera desde ese año. Se aprecia un crecimiento de los medios de pagos desde el año 2000. De igual forma, los índices de precios al productor de bienes agrícolas e industriales crecieron más rápidamente mostrando unos picos en los años 1998 y 1999, lo cual puede explicarse por la caída que tuvo la producción en ese año, producto de factores financieros como por el fenómeno del niño que duplicó la inflación de alimentos del 16,4 % en diciembre de 1997 a 30 % en junio de 1998. (Gómez, 2006).

Gráfica 2. Evolución trimestral de M1 nominal, índice de precios agrarios e industriales al productor, 1982q1-2008q4 (logaritmos)

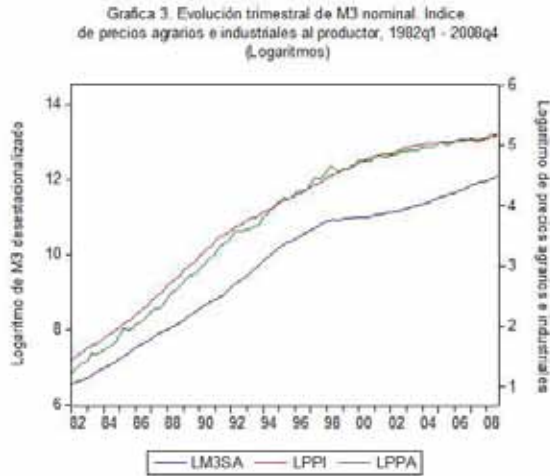


Gráfica 2. Evolución trimestral de M1 nominal. Índice de precios agrarios e industriales al productor. Fuente: elaboración propia.

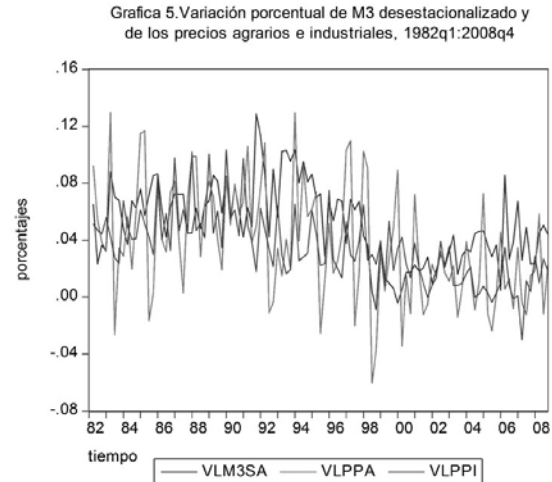




Impactos de la oferta monetaria en los precios agrarios e industriales de Colombia 1982 - 2008



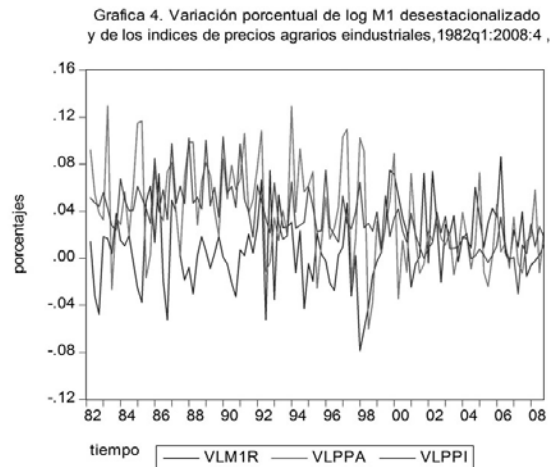
**Gráfica 3. evolución trimestral de M3 nominal. Índice de precios agrarios e industriales al productor.**  
Fuente: elaboración propia.



**Gráfica 5. Variación de porcentual de log M3 desestacionalizado y de los índices de precios agrarios industriales**  
Fuente: elaboración propia.

En las gráficas 4 y 5 las variaciones relativas del logaritmo de M1 y M3 nominal desestacionalizados parecen oscilar alrededor de una tendencia común, sin embargo sus cambios no ocurren con la misma secuencia temporal determinada; los índices de precios agrarios e industriales crecen antes que los medios de pagos, otras veces ocurre lo contrario y en otras varían sincrónicamente. Así mismo, se aprecia que los precios agrarios varían en mayor proporción que los bienes industriales y en algunos casos los medios de pagos M1 y M3 crecen en mayor proporción a los índices de precios relacionados anteriormente.

Los datos que se presentan a continuación son muy parecidos a los de Lorente (1990) para el periodo 1951-1989:



**Gráfica 4. Variación de porcentual de log M1 desestacionalizado y de los índices de precios agrarios industriales**  
Fuente: elaboración propia.

**Pruebas de Raíces Unitarias**

Los resultados de la prueba de raíz unitaria DFGLS para las primeras diferencias de las variables, se presentan en la tabla 2. Estos resultados indican que hay evidencia para rechazar la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria en las primeras diferencias de las variables, ya que el estadístico ERS-GLS calculado es mayor en términos absolutos al valor crítico al 1 % para todas las variables. Esto es, existe una raíz unitaria en las variables en niveles pero no en sus primeras diferencias. Por tanto, son integradas de orden uno y en sus primeras diferencias se vuelven estacionarias. En términos económicos significa que la influencia del valor inicial en las variables y de los shocks pasados y presentes es igualmente importante, teniendo efectos permanentes en el nivel de la variable. Así, todas las medidas no anticipadas de política económica del pasado (shocks) afectan a la evolución presente y futura de la variable.

**Tabla 2**  
**Resultados de la prueba de raíz unitaria, DFGLS destendencializada para las primeras diferencias del logaritmo de lppa, lppi, LM1 y L M3**

| Variable                        | Estadístico calculado ERSGLS | Valor crítico al 1%* | Valor crítico al 5%* | Valor crítico al 10%* | Número de retardos |
|---------------------------------|------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|--------------------|
| Lppa                            | -4,93                        | -3,58                | -3,03                | -2,74                 | 5                  |
| Lppi                            | -6,04                        | -3,57                | -3,03                | -2,74                 | 1                  |
| LM1 nominal Desestacionalizado  | -13,49                       | -3,57                | -3,03                | -2,74                 | 2                  |
| LM3 nominal Desestacionalizado. | -4,85                        | -3,57                | -3,25                | -2,74                 | 1                  |

Fuente: elaboración propia.  
\*Elliott-Rothenberg-Stock (1996)



Ramiro Salazar Ramos, Omar Castillo N.

Aunque estas variables en forma individual no permiten hacer predicciones, al asociar con otras variables nos permite determinar si estas guardan relaciones de largo plazo a través de la prueba de cointegración. Es decir que podrían tener una tendencia común que las une.

**Pruebas de cointegración de los precios agrarios e industriales y la oferta monetaria**

La tabla 3 muestra los resultados de la prueba de cointegración de Johansen, tanto el estadístico de la traza y el máximo valor propio indican que hay evidencias para rechazar la hipótesis de la no existencia de ningún vector de cointegración, ya que los valores calculados de ambos estadísticos son superiores a los valores críticos tabulados al 5 %. Pero no se puede rechazar la hipótesis de la existencia de un vector de cointegración, pues los valores calculados de los estadísticos son menores que los valores críticos. Por tanto, se puede concluir que las variables analizadas están cointegradas, lo cual implica que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre los índices de precios al productor de bienes agrícolas e índice de precios al productor de bienes industriales en Colombia y las variables monetarias M1 y M3.

**Tabla 3**  
**Resultados de las pruebas de cointegración entre el logaritmo de M1 nominal desestacionalizado, LM1SA, logaritmo del índice de precios al productor de bienes agrarios LPPA, y el logaritmo del índice de precios al productor de bienes industriales, LPPI en Colombia**

| Número ecuaciones de cointegración | Estadístico traza | Estadístico Máximo valor propio | Valor crítico al 5% para estadístico de la traza | Valor crítico al 5% para estadístico máximo valor propio | Prob. al 5% para traza* | Prob al 5% para max vr propio* |
|------------------------------------|-------------------|---------------------------------|--|--|-------------------------|--------------------------------|
| Ninguna                            | 43,81             | 31,09                           | 35,19  | 22,30  | 0,005                   | 0,002                          |
| A lo sumo 1                        | 12,72             | 7,54                            | 20,26  | 15,89  | 0,39                    | 0,60                           |
| A lo sumo 2                        | 5,18              | 5,18                            | 9,16   | 9,16   | 0,26                    | 0,26                           |

Fuente: elaboración propia.  
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

**Tabla 4**  
**Resultados de las pruebas de cointegración entre el logaritmo de M3 nominal desestacionalizado, LM3SA, logaritmo del índice de precios al productor de bienes agrarios LPPA, y el logaritmo del índice de precios al productor de bienes industriales, LPPI**

| Nro. Ecuaciones de cointegración | Estadístico traza | Estadístico Máximo valor propio | Valor crítico al 5% para estadístico de la traza | Valor crítico al 5% para estadístico máximo valor propio | Prob. Al 5% para traza* | Prob. al 5% para máx. vr. propio** |
|----------------------------------|-------------------|---------------------------------|--|--|-------------------------|------------------------------------|
| Ninguno                          | 35,69             | 17,39                           | 35,19  | 22,30  | 0,04                    | 0,21                               |
| A lo sumo 1                      | 18,30             | 12,50                           | 20,26  | 15,90  | 0,09                    | 0,16                               |
| A lo sumo 2                      | 5,80              | 5,80                            | 9,16   | 9,16   | 0,21                    | 0,20                               |

Fuente: elaboración propia.  
Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level  
\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

La prueba de cointegración de los precios con LM1 se realizó en un VAR sin restricciones, con tres variables endógenas (LM1SA, LPPA, LPPI), retardadas en cinco trimestres óptimos de acuerdo con el criterio de Akaike y Hannan-Quinn, y una variable exógena que es un intercepto (C). Para el caso de LM3 la prueba de cointegración se realizó en un VAR con tres variables endógenas (LM3SA, LPPA, LPPI), retardadas en seis trimestres óptimos de acuerdo con el criterio de Akaike y Hannan-Quinn, y una variable exógena que es un intercepto (C).

A los residuos de los VAR, se le aplicó la prueba del multiplicador de Lagrange (LM), para probar la autocorrelación, la prueba de White de homocedasticidad y la prueba de normalidad Jarque Bera en versión multivariadas. Las ecuaciones de cointegración multivariadas  $\beta^T$  obtenida, normalizada con M1, y M3 son las siguientes:

$$Lm1sa-5,147335Lppi+3,866701Lppa-4,430109$$

$$Lm3sa-33,72759Lppi+32,88311Lppa-11,31075$$

Esta relación de cointegración entre dinero y precios en Colombia ha sido evidenciada, por Lorente (1990) con índice de precios al consumidor; Ramírez (1991) y Jaramillo (1999) con inflación básica; y Robertson y Orden (1990) para Nueva Zelanda.

Para probar neutralidad y exogeneidad de la oferta monetaria en los precios agrarios e industriales se impusieron restricciones en los coeficientes del vector cointegración  $\beta^T$  y la matriz de coeficientes de ajuste  $\alpha$ .

La matriz  $\beta^T$  adopta la forma:  $\beta^T = [-1 \ 1 \ 1 \ *]$  y la matriz

$$\alpha = \begin{bmatrix} 0 \\ * \\ * \end{bmatrix}, \text{ para ambos modelos, en donde la columna uno}$$

representa el coeficiente que toma la variable M1 o M3; la columna dos corresponde al valor de la variable precios industriales; la tres el coeficiente de precios agrarios y el asterisco, que varía libremente en el coeficiente de la constante. En la matriz  $\alpha$ , el cero corresponde al valor que toma el coeficiente de ajuste de M1 o de M3 dependiendo



del modelo, los asteriscos, el coeficiente de ajuste de los precios industriales y agrarios respectivamente.

Los resultados de la prueba relación de verosimilitud se muestran de la siguiente manera en la tabla 5. Como puede verse para el modelo con M1 se rechaza la hipótesis de neutralidad monetaria y exogeneidad débil de la oferta monetaria al 1 % de significación con 3 grados de libertad. O sea, los datos analizados no aceptan la estructura propuesta para el vector de cointegración y el coeficiente de ajuste, por ende se adoptará el modelo sin restricciones.

**Tabla 5**  
**Prueba de neutralidad del dinero M1**

|                   |          |            |
|-------------------|----------|------------|
| Chi-square(3)     |          | 25.47850   |
| Probability       |          | 0.000012   |
| Cointegrating Eq: | CointEq1 |            |
| LM1SA(-1)         |          | -1.000.000 |
| LPPI(-1)          |          | 1.000.000  |
| LPPA(-1)          |          | 1.000.000  |
| C                 |          | -0.080750  |
|                   |          | (0.78480)  |
|                   |          | [-0.10289] |

Fuente: elaboración propia.

**Tabla 6**  
**Vector corrector del error**

| Variabes               | D(LM1SA)                | D(lppa)                 | D(lppi)               |
|------------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------|
| Coefficiente de ajuste | -0,055992<br>(-5,20380) | -0,012686<br>(-0,91946) | 0,007493<br>(1,21903) |

t estadístico entre paréntesis  
Fuente: elaboración propia.

La relación de causalidad a lo Granger, medida por la significancia del coeficiente de ajuste, señala que en el modelo oferta monetaria (M1) los precios agrarios e industriales, los precios industriales y los precios agrarios son exógenos, ya que no son significativos. Es decir, estos evolucionan de manera independiente y la variable de ajuste es la oferta monetaria

Los resultados para el modelo con M3 se muestran en la tabla 6. Como se observa, los datos aceptan la hipótesis de neutralidad y la exogeneidad débil de la oferta monetaria a un nivel de significancia del 4 % con tres grados de libertad. Es decir, un aumento del 1 % en la oferta monetaria, medida por M3, se traduce en un aumento del 1% en los precios agrarios e industriales mayoristas. Además, la oferta monetaria evoluciona independientemente.

**Tabla 7**  
**Prueba de neutralidad y exogeneidad de la oferta monetaria M3**

|                            |            |
|----------------------------|------------|
| Chi-square(3)              | 8.084284   |
| Probability                | 0.044302   |
| Cointegrating Eq: CointEq1 |            |
| LM3SA(-1)                  | -1.000.000 |
| LPPI(-1)                   | 1.000.000  |
| LPPA(-1)                   | 1.000.000  |
| C                          | 0.836034   |
|                            | (0.43710)  |
|                            | [ 1.91270] |

Fuente: elaboración propia.

**Tabla 8**  
**Coefficiente de ajuste Vector de cointegración con restricciones para M3**

| Error Correction: | D(LM3SA)  | D(LPPI)    | D(LPPA)    |
|-------------------|-----------|------------|------------|
| CointEq1          | 0.000000  | -0.007863  | 0.000678   |
|                   | (0.00000) | (0.00297)  | (0.00672)  |
|                   | [ NA]     | [-2.64391] | [ 0.10086] |

t estadístico entre paréntesis  
Fuente: elaboración propia.

Como quiera que se acepte el modelo con M3 con restricciones, se adopta para el cálculo de las funciones de impulso respuesta.

**Funciones de Impulso Respuesta**

Dado este orden de causalidad de las variables, se estimaron las funciones de impulso respuestas de Choleski según el orden siguiente: para el modelo con M1 Lppi, Lppa y LM1SA; para el modelo con M3 LM3SA, Lppi y lppa.

Como existe cointegración entre las variables analizadas LM1SA, LM3SA y los precios tanto agrícolas como industriales, se estimó un modelo VEC que guarda todas las propiedades de un VAR, pero incluye la restricción de largo plazo. Para estimar este modelo se toma la primera diferencia de cada serie, que se corre contra la constante, el residuo (término de corrección de errores de la regresión de cointegración, rezagados un periodo) y contra 10 rezagos tanto para LM1SA como para LM3SA de la primera diferencia de cada serie.

**Respuesta de los precios agrarios e industriales ante shocks en la oferta monetaria M3**

En el periodo t = 0 ocurre una innovación en M3 equivalente al 1,8 %, los precios agrarios



Ramiro Salazar Ramos, Omar Castillo N.

responden rápidamente y positivamente ante el cambio monetario, creciendo en el corto plazo 1,4 % en los cuatro primeros trimestres, posteriormente este efecto se revierte (los precios caen 0,5 %) en los tres trimestres seguidos, esto puede ser explicado por la inflexibilidad de la oferta agraria en el corto plazo (Londoño 1985), ante aumentos en la cantidad de dinero, los agricultores se ajustan vía aumentos de precios elevando su nivel. Este efecto es amortiguado en el largo plazo, ya que los productores han tenido tiempo de ajustar su oferta; la serie crece al final del periodo 24 un 4,6 %. En el largo plazo se observa un incremento permanente de los precios agrarios hasta el periodo  $t = 24$  cercano al 59 %.

Una innovación del 1,8 % en M3 genera en los precios industriales un efecto inverso en el corto plazo, presentando una caída de estos de aproximadamente del 0.17 % en los primeros siete trimestres, luego crecen constante y positivamente un 2,1 % hasta el trimestre 24. En el largo plazo el efecto es el mismo, los precios industriales al por mayor muestran una caída del 1,8 % hasta el trimestre 7 y luego crecen hasta alcanzar un crecimiento permanente del 15,4 %.

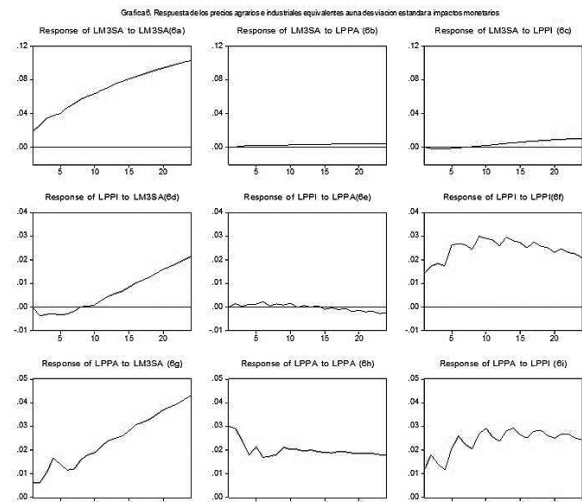
Se puede observar que ante *shock* de la oferta monetaria M3 en el corto plazo, los precios agrarios presentan crecimientos mientras que los precios industriales reaccionan en forma opuesta. Esta situación puede ser explicada por la mayor flexibilidad en la oferta industrial, (tiene precios fijos) que permite ajustes en el corto plazo vía cantidad y no solo por precios como ocurre con los productos agrarios.

Por tanto, a la luz de los datos aquí analizados, se puede concluir que un cambio monetario tiene un efecto fuerte al aumentar los niveles de los precios agrarios en forma significativa, el sector agrario es precio flexible, en el sentido que *shock* en la oferta monetaria son respondidos con variaciones inmediatas de los precios, los cuales por las rigideces de la oferta no se ajustan inmediatamente, generando inflación. El sector industrial, es precio fijo, en el sentido que aumentos de los precios provocados por aumentos en M3, la oferta responde con aumentos en el corto plazo, lo cual neutraliza o minimiza las presiones inflacionarias por los efectos del crecimiento de M3. En el largo plazo para las dos series los precios responden en forma similar ante el *shock*.

**Respuesta de la oferta monetaria M3, ante *shock* en los precios agrarios e industriales**

En el periodo  $t = 0$  ocurre una innovación del 3,3 % en los precios agrarios, se observa un rezago en el primer periodo, luego los

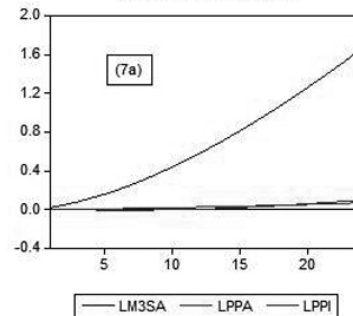
medios de pago M3 crecen suave y positivamente hasta un 0,4 % durante toda la serie. En el largo plazo M3 muestra igualmente un rezago de un trimestre y luego un crecimiento moderado durante toda la serie muy cercano al 7 %. Si la innovación ocurre en los precios industriales del 1,5 %, se aprecia un rezago en el primer trimestre, luego una caída suave pero permanente en los medios de pagos M3 de una magnitud cercana al 0.2% y crecen positivamente hasta el final de la serie en 1 %. En el largo plazo el efecto es el mismo, un rezago en el primer trimestre, luego una caída suave durante los seis periodos siguientes de la serie cercanos al 0,7 % y un crecimiento hasta el final de la serie del 9 % de los medios de pagos M3. Esta situación se debe a una respuesta de las autoridades monetarias de controlar la cantidad de dinero ante un incremento en los precios.

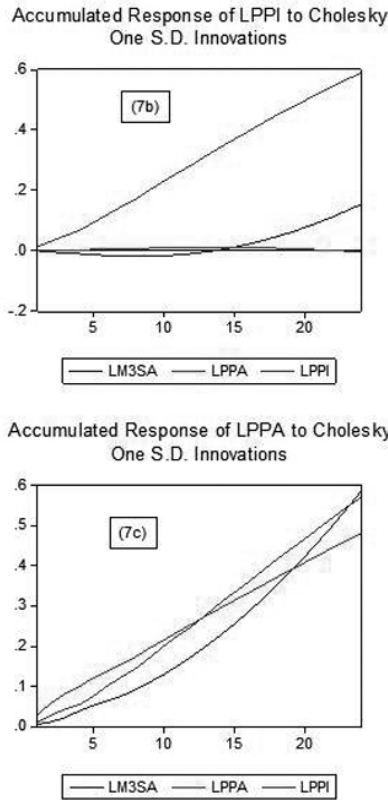


**Gráfica 6. Respuesta de los precios agrarios e industriales equivalentes a una desviación estándar a impactos monetarios**  
Fuente: elaboración propia.

**Gráfica 7. Respuestas a largo plazo de los precios ante impactos monetarios de M3.**

Accumulated Response of LM3SA to Cholesky One S.D. Innovations





Gráfica 7. Respuestas a largo plazo de los precios ante impactos monetarios de M3 Fuente: elaboración propia.

**Respuesta de los precios agrarios e industriales ante shocks en la oferta monetaria M1**

Una innovación del 2,6 % en el periodo  $t = 0$ , en la serie de M1, responde con rapidez pero negativamente en los primeros tres periodos ante el cambio monetario, cayendo un 0,2 % en el corto plazo, posteriormente los precios agrarios crecen en forma constante hasta el final de la serie hasta un 2,3 %. En el largo plazo se muestra un incremento moderado durante todos los 24 trimestres alcanzando los precios agrarios incrementos del 28,8 % ante innovaciones en los medios de pagos.

Una innovación del 2.6 % en los medios de pagos M1, produce un crecimiento suave, positivo y permanente en los precios industriales un poco más alto al impacto del shock 3 %. En el largo plazo se evidencia un crecimiento mayor en los precios industriales hasta del 42 %, mostrando una transmisión de 16 veces mayor al shock.

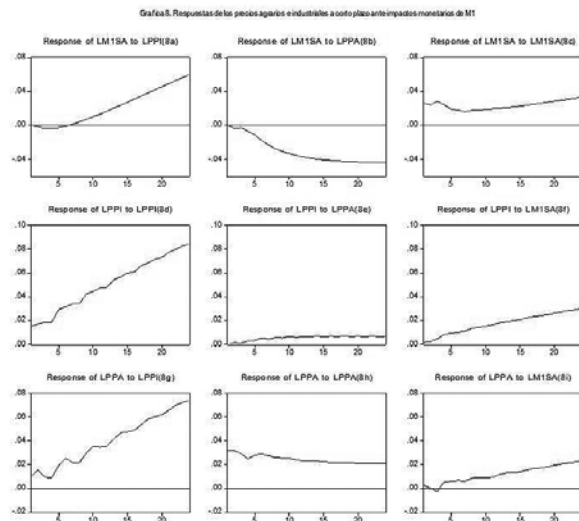
**Respuesta de LMISA ante un shock en los precios agrarios e industriales**

Una innovación en la serie de los precios agrarios del orden del 3,3 %, genera una caída considerable en la tasa napsis 6 (6): 141 - 157. 2014. Armenia - Colombia

de crecimiento de la serie de medios de pago M1 con un rezago de un periodo, presentando una disminución permanente del 4,4 %. Esto sugiere, que como respuesta al aumento de los precios agrarios, las autoridades monetarias restringen la cantidad de efectivo en manos del público para evitar presiones inflacionarias. En el largo plazo los medios de pagos caen vertiginosamente con un periodo de rezago hasta alcanzar disminuciones permanentes hasta del 74 % en el trimestre 24.

En el periodo  $t = 0$ , se produce una innovación en los precios industriales del 1,5 %, se observa que los medios de pagos M1 no reaccionan en forma inmediata presentando un rezago de un periodo. En el trimestre dos comienzan a caer lentamente hasta el cuarto trimestre 0,35 %, luego suben en forma constante desde el trimestre 5 alcanzando un incremento cercano al 6 % en toda la serie. En el largo plazo hay una caída con un periodo de rezago hasta el trimestre 6, seguidamente los medios de pagos suben hasta alcanzar niveles de crecimiento del 52 % en el trimestre 24. Esta situación se debe igualmente a la respuesta de las autoridades monetarias de controlar la cantidad de dinero ante incrementos en los precios industriales.

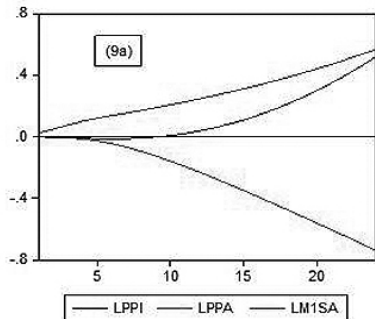
En síntesis, la respuesta de M1 es mayor y más rápida ante las innovaciones de los precios agrícolas que ante las innovaciones en los precios industriales. Esto sugiere que las autoridades monetarias actúan más rápidamente ante las perturbaciones en los precios agrarios.



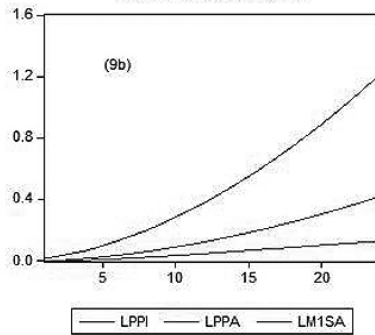
Gráfica 8. Respuestas de los precios agrarios e industriales a corto plazo ante impactos monetarios de M1 Fuente: elaboración propia.

Ramiro Salazar Ramos, Omar Castillo N.

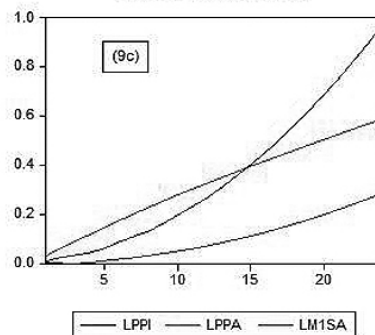
Grafica 9. Respuestas a largo plazo de los precios agrarios e industriales a impactos monetarios en M1  
Accumulated Response of LM1SA to Cholesky  
One S.D. Innovations



Accumulated Response of LPPA to Cholesky  
One S.D. Innovations



Accumulated Response of LPPA to Cholesky  
One S.D. Innovations



Gráfica 9. Respuestas a largo plazo de los precios agrarios e industriales a impactos monetarios en M1  
Response of LM1SA to Cholesky One S.D. Innovations  
Fuente: elaboración propia.

**Conclusiones**

Apoyado en el análisis de la series de tiempo realizado, se pueden destacar varias conclusiones acerca de los impactos de la oferta monetaria M1 y M3 en los precios agrarios e industriales al por mayor en Colombia en el periodo 1982-2008, lo cual arroja luces en los diferentes escenarios analizados entre política monetaria, precios industriales y agrarios; y entre las relaciones de macroeconomía y agricultura en Colombia.

Los impactos entre dinero y precios agrarios e industriales son distintos para cada agregado monetario, sin embargo se muestra que existe una influencia importante de los cambios en la cantidad de dinero en estos precios. Se puede observar que los precios agrarios presentan un crecimiento mayor que los precios industriales, en el corto plazo ante innovaciones monetarias en M3. Esta situación puede ser explicada por la mayor flexibilidad en la oferta industrial, que permite ajustes en el corto plazo vía cantidad y no solo por precios como ocurre con los productos agrarios.

Se puede concluir que el sector agrario es precio flexible, en el sentido que *shock* en la oferta monetaria son respondidos con variaciones inmediatas de los precios, los cuales por las rigideces de la oferta no se ajustan inmediatamente, generando inflación. El sector industrial, mientras tanto, es precio fijo, los aumentos en la cantidad de dinero provocan aumentos de los precios, para lo cual la industria responde con aumentos de oferta en el corto plazo, neutralizando o minimizando las presiones inflacionarias por los efectos del crecimiento M1 y M3.

Se encuentran rezagos en los efectos de la política monetaria. Los precios no responden en forma inmediata ante las innovaciones en moneda, para el caso de M1, la reacción solo se evidencia a partir del segundo trimestre. Se evidencia la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre los índices de precios al productor de bienes agrarios e índice de precios al productor de bienes industriales en Colombia y las variables monetarias M1 y M3. Sin embargo, estas relaciones difieren dependiendo del agregado monetario que se utilice ya sea M1 o M3.

La relación de causalidad a lo Granger, medida por la significancia del coeficiente de ajuste, señala que en el modelo oferta monetaria (M1 y M3) y los precios agrarios e industriales, cabe la posibilidad de la existencia de exogeneidad débil de los precios, ya que estos no son significativos. Es decir, estos evolucionan de manera independiente y la variable de ajuste es la oferta monetaria.

**Referencias bibliográficas**

Andrews, M. & Rausser G. (1986). Some political economy aspects of macroeconomic linkage with agriculture. *American Journal of Agriculture Economics*, *AJAE* (68), 413-17.

Ardeni, P. & Freebairn, J. (2002). The macroeconomics of agriculture. In. *Handbook of Agriculture Economics*. B. Gardner and G. Rausser (2), 1455-1485.

- Ardeni, O. & Rausser G. (1995). An alternative subsidy reduction path: the role of fiscal and monetary policy linkage. *Gatt negotiations and the political economy of policy reform*, 315-357.
- Avendaño, H. (1986). Precios, inflación y sector agropecuario. *Economía Colombiana*, (186), 63-69.
- Barnett, R., Bessler, D. & Thompson, R. (1983). The Money supply and nominal agriculture prices. *AJAE* (65), 303-07
- Bejarano, J. & Hamann, F. (2005). *El impacto de la Política Monetaria en Colombia: Una Revisión de la literatura*. Bogotá: Documentos Banco de la República de Colombia
- Bessler, D. (1984). Relative Prices and Money: A Vector Autoregression on Brazilian Data. *American Journal of Agricultural Economics* 65, 25-30.
- Bordo, M. (1980). The effects of a monetary change on relative commodity price and the role of long term contracts. *Journal of Political Economy*, 88, 1088-1109
- Calderón, A. y Herrera, S. (1990). Elementos para una política antiinflacionaria. *Debates de Coyuntura Económica* (18).
- Chambers, R. (1984): Agricultural and financial markets interdependence in the short run. *AJAE*, 66-24.
- Chambers, R. (1981). Interrelationships between monetary instruments and agricultural commodity trade. *AJAE* (63), 934-941.
- Chambers, R. & Just, R. (1982): An investigation of the effects of monetary factors on agriculture. *Journal of Monetary Economics* (9), 235-247
- Choe, C. & Kao, W. (1993). Monetary impact of prices in the short run and long run; further results of the Unites States. *Journal of Agriculture Economics Research* (18), 211-224.
- Dervis, K. & Robinson, S. (1982). *General Equilibrium Models for development policy*. Cambridge: University of Cambridge.
- Devados, S. & Mayers, W. (1987). Relative prices and Money: further results for the Unites States. *AJAE* (69), 838-842
- Dorfman, J. & Lastrapes W. (1996). The dynamic response of crop and livestock prices to Money-supply shock: a Bayesian analysis using long run identifying restrictions. *AJAE*, 78, 530-541
- Diaz-Bonilla, E. & Robinson, S. (2010), "Macroeconomics, Macrosectoral Policies, and Agriculture in Developing Countries." Chapter 61 in Robert Evenson and Prabhu Pingali (Eds) *Handbook of Agricultural Economics* (4), 3033-3211.
- Engle, R. & Granger, C. (1987). Cointegration and error correction: representation, Estimation and Testing. *Econometría* (55), 251-276.
- Elliot, G., Rothemberg, T. & Stock, J. (1996). Efficient test for an autoregressive unit root». *Econometría* (64), 813-836.
- Favero, C. (2001). *Applied Macroeconometrics*. Oxford: University Oxford.
- Frankel, J. (1986). Expectations and commodity prices dynamics: the overshootings model. *AJAE* (68), 344-348
- Fuller, W. (1976). *Introduction to statistical time series*. Canada: John Willey & Sons.
- Gardner, B. (1981): On the power of macroeconomic linkages to explain events in U.S agriculture. *AJAE* (63), 871-78
- Gómez, J. (1997). La teoría cuantitativa del dinero en Colombia. *Revista del Banco de la República*. LXX, 16-23.
- Gómez, J. (2006). *La política monetaria en Colombia*. Bogotá: Documento Banco de la República.
- Granger, C. (1983). Co-Integrated variables and Error Correcting models. *Discussion paper*, 83-13.
- Greenes, T. & Lapp, J. (1986). Neutrality of inflation in the agricultural sector. *Journal of International Money and Finance* (5), 231-243.
- Greenaway, D. (1995). Policy Forum: Macroeconomic Modelling, Macroeconomic Forecasting and Macroeconomic Policy. *Economic Journal, Royal Economic Society* (105), 972-973.
- Gutiérrez, S. y Ávila, R. (1983). La inflación monetaria en Colombia. Una aproximación por modelos estocásticos de series de tiempo, 1970-1982. *Revista Banca y Finanzas* (181), 69-100.

Ramiro Salazar Ramos, Omar Castillo N.

Hotz, J. & Robert, A. (1993). Miller Conditional Choice Probabilities and the Estimation of Dynamic Models. *The Review of Economic Studies* (60), 497-529.

Harris R. & Sollis R. (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. Durham: Wiley.

Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian autoregressive models. *Econometría*, (6), 1551-158.

Johansen, S. (1990). Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration with applications to the demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (52), 169-210.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* (12), 231-254.

Johann, B. (2002). *Are stock returns a leading indicator for real macroeconomic developments?* Department of Economics. Austria: Johannes Kepler University Linz.

Judge, G., Hill, R., Griffiths, W., Lütkepohl, H. & Lee, T. (1988). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. New York: John Wiley and Sons, Inc.

Larue, B. & Babula, R. (1994). Evolving dynamic relationships between the Money supply and food – based prices in Canada and United States. *Canadian Journal of Agriculture Economics* (42), 159-176.

Londoño, J. (1983). Ahorro y Gasto en una Economía Heterogénea. El Roll Macroeconómico del Mercado de Alimentos. *Coyuntura Económica* (4), 129, 179.

Lorente, L. (1990). Políticas monetarias e inflación. Colombia, 1951-1989. *Suplemento de Coyuntura Agropecuaria* (2), 85-188.

Melo, L. y Riascos A. (2004). *Sobre los Efectos de la Política Monetaria en Colombia*. Bogotá: Documentos Banco de la República de Colombia.

Millán, J. (1991). Relaciones dinámicas entre precios agrícolas e industriales y dinero en España. *Agricultura y Sociedad* (61), 131-155.

Nash, J. (1990). *The Cholesky Decomposition, Ch. 7 in Compact Numerical Methods for Computers: Linear Algebra and Function Minimisation*. England: Adam Hilger.

Nelson, C. & Plosser, C. (1982). Trends and random walks in macroeconomics time series. *Journal of Monetary Economics* (10), 139-162.

Orden, D. & Fackler, P. (1989). Identifying Monetary Impacts on Agricultural Prices in VAR models. *American Journal of Agricultural Economics* (71), 495-502.

Osterwald, M. (1992). A Note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (54), 461-472.

Olivera, J. (1970). On Passive Money. *Polity Economy* (78), 805-814.

Quintero, R. (1980). Estudios sobre inflación en Colombia. Desarrollos recientes. *Revista Banca y Finanzas*, (168).

Ramírez, M. (1991). Efectos de cambios monetarios sobre los precios industriales y agrícolas en Colombia: 1980-1990. *Ensayos de Política Económica* (19), 43-67.

Rausser, G. (1985). *Agriculture, trade and macroeconomics. Giannini foundation working paper*. Berkeley: University of California.

Rausser, G, Chalfant, H. & Stamoulis, K. (1986). Macroeconomic linkage, taxes and subsidies in US agriculture sector. *AJAE* (68), 399-413.

Rojas, G. (1988). El papel de la agricultura en la determinación de la inflación: el caso colombiano. *Revista Nacional de Agricultura*, (882), 54-81.

Robertson, J. & Orden, D. (1990). Monetary impacts on prices in the short and long run: some evidence from New Zeland. *AJAE* (72), 60-71

Sociedad de Agricultores de Colombia, (1999). *Inflación, alimentos y sector agropecuario*. Bogotá: SAC.

Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometric* (48), 1-48.

Schuh, G. (1976). The new macroeconomics of agriculture. *AJAE*, (58), 802-11

Schuh, G. (1974). The exchange rate and US agriculture. *AJAE* (56), 1-13.

Starleaf, D. Myers, W. & Womack, A. (1985). The impact of inflation on the real income of US farmers. *AJAE* (67), 384-389





Taylor, J. & Spriggs, J. (1989). Effects of the monetary macroeconomic on Canadian agricultural prices. *Canadian Journal of Agricultural Economics* (23), 278-289.

Tweeten, L. (1980). An economic investigation of inflation pass - through to the farm sector. *Western Journal of Agricultural Economics*,(5) 89-106.