

CHOQUES MONETÁRIOS E CAMBIAIS E PREÇOS RELATIVOS NA ECONOMIA BRASILEIRA: 1990-2000¹

Cleyzer Adrian da Cunha²

Wilson da Cruz Vieira³

Resumo: Neste trabalho analisou-se o comportamento de preços agrícolas e industriais em resposta a choques monetários e cambiais não-antecipados na economia brasileira, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000. Considerou-se um ambiente econômico em que há perfeita mobilidade de capital entre a economia doméstica e o resto do mundo, existe arbitragem internacional no mercado de *commodities* agrícolas e os bens industriais domésticos são substitutos imperfeitos dos seus equivalentes importados. Desenvolveu-se um modelo teórico na mesma linha dos chamados modelos de *overshooting*. Os resultados empíricos encontrados corroboram a hipótese de que os preços agrícolas respondem mais intensamente, no curto prazo, aos choques monetários e cambiais não-antecipados, quando comparados com os preços de bens industriais.

Palavras-chave: Preços relativos, política cambial, choques monetários.

1. Introdução

Na década de 80, a economia brasileira foi marcada pela instabilidade. As altas taxas de inflação, a emissão monetária descontrolada e o crescente déficit público levaram ao surgimento de diversos planos de estabilização. Na segunda metade dessa década, por exemplo, foram implementados os Planos Cruzado (1986-87), Bresser (1987-88) e Verão (1989-90).

¹ Este trabalho baseia-se na dissertação de mestrado do primeiro autor.

² Economista, doutorando em Economia Aplicada, Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa. CEP 36570-000 Viçosa – MG. E-mail: cleyzer@vicosa.ufv.br.

³ Professor adjunto do Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa. CEP 36570-000 Viçosa – MG. E-mail: wvieira@ufv.br.

Recebido em 20/09/2002 Aceito em 05/12/2002

No início da década de 90, em virtude das altas taxas de inflação advindas do insucesso dos planos anteriores, foram propostos dois novos planos: Planos Collor I e II. Ambos implicaram retração da atividade econômica como resultado direto das políticas fiscais e monetárias adotadas. Paralelamente, uma importante mudança imposta nesse período foi a intensificação do processo de abertura comercial. Com isso, houve redução das restrições quantitativas e de tarifas, com alinhamento dos preços relativos domésticos aos prevalentes em nível internacional.

Não obstante os Planos Collor I e II, a economia apresentava clima de instabilidade que perdurou até julho de 1994, quando foi proposto um novo programa de estabilização: o Plano Real. Esse plano foi implementado em 1º. de julho de 1994 e apresentava características semelhantes aos dos países que adotaram a âncora cambial como medida de política de estabilização. A queda brusca da inflação de 40 a 50% ao mês, no segundo semestre de 1994, para 1 a 2% ao mês, no final desse ano, segundo Bacha (1997), mostrava o sucesso inicial do Plano Real.

Houve mudanças acentuadas nas políticas macroeconômicas adotadas no Brasil nas duas últimas décadas, principalmente em razão dos planos de estabilização. Essas mudanças, certamente, afetaram de forma diferenciada os diversos setores da economia. Em geral, os setores de bens comercializáveis e, ou, com preços flexíveis, como é o caso do setor agrícola, tendem a ajustar-se mais rapidamente, no curto prazo, às mudanças nas políticas monetárias e cambiais quando comparados com outros setores, o que faz com que arquem com grande parte dos custos dos ajustes macroeconômicos.

A política macroeconômica pode afetar de forma diferenciada os diversos setores de uma economia. O canal de ligação entre a política macroeconômica e os setores produtivos pode ser direto, via impostos e tarifas, no caso da política fiscal, ou indireto, via taxa de juros, no caso da política monetária. A política monetária expansiva tende a reduzir a taxa de juros, podendo aumentar, por exemplo, a disponibilidade de crédito para a agricultura, levando assim ao aumento nos níveis de estoques e, em consequência, nos níveis de preços das *commodities* agrícolas; caso

contrário, piora o termo de troca agrícola. A taxa de câmbio, por sua vez, por ser um preço relativo que intermedia as relações de troca entre um dado país e o resto do mundo, é também uma variável macroeconômica importante que pode afetar de forma diferenciada os setores que produzem bens comercializáveis daqueles que produzem bens não comercializáveis.

Nos anos 90, no âmbito do Plano Collor I, destacam-se como principais medidas de política o confisco de depósitos a vista e de aplicações financeiras, combinado com prefixação da correção de preços e salários, adoção da taxa de câmbio flutuante e reforma administrativa, o que levou ao fechamento de vários órgãos públicos. No Plano Collor II, entre outras medidas, destacam-se as contrações monetária e fiscal. No âmbito do Plano Real, a indexação dos contratos e salários, mediante a Unidade Real de Valor (URV), e a âncora cambial proporcionaram a reforma monetária.

Cabe salientar que o Plano Real passou por diversos testes ao longo do período de 1994 a 2000. Podem-se citar as crises financeiras que afetaram diversos países, contagiando a economia brasileira e, conseqüentemente, alterando a condução da política econômica. A política cambial, por exemplo, após breve período de regime flutuante no início dos anos 90, voltou a ser administrada pelo Banco Central. No início do Plano Real foram instituídos sistemas de bandas para flutuação do câmbio, com ajustes periódicos. A partir de 15 de janeiro de 1999, a taxa de câmbio voltou a ser flutuante.

Este trabalho teve o objetivo principal de investigar, teórica e empiricamente, os efeitos, no curto prazo, de choques monetários e cambiais sobre os preços agrícolas e industriais, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000. A principal contribuição deste trabalho, em relação a outros⁴ na mesma linha aqui proposta, consiste na adaptação de um modelo teórico para melhor entendimento dos efeitos, no curto

⁴ Ver, por exemplo, Bessler (1984), Chambers (1984), Vieira (1998) e Saghalian et al. (2002).

prazo, de choques monetários e cambiais sobre preços relativos e a utilização de testes econométricos mais recentes na investigação empírica.

2. Modelo teórico

Flutuações da taxa de câmbio ou de outros preços acima de seus níveis de equilíbrio no longo prazo, diante de uma expansão monetária não-antecipada, caracterizam, no curto prazo, o fenômeno do *overshooting*. Segundo Dornbusch e Stanley (1991), esse fenômeno ocorre devido ao descompasso e à sincronia no ajustamento dos preços em uma economia. Quando a expansão monetária induz à queda na taxa de juros numa economia aberta, a taxa de câmbio ajusta-se rapidamente, mas o nível geral de preços ajusta-se gradualmente. Assim, a expansão monetária leva, no curto prazo, a uma variação brusca e imediata nos preços relativos e na competitividade da economia.

Os modelos teóricos de *overshooting* são divididos de acordo com a abordagem de determinação da taxa de câmbio. Basicamente, existem duas abordagens clássicas: a monetária⁵ e a do equilíbrio de *portfólio*⁶.

Neste trabalho utilizou-se a abordagem monetária para analisar os efeitos dos choques monetários não antecipados sobre os preços agrícolas e industriais e tomaram-se como base, principalmente, os modelos teóricos de *overshooting* desenvolvidos por Dornbusch (1976), Frankel (1986) e Saghalian et al. (2002).

O modelo teórico proposto neste trabalho põe em destaque o setor agrícola numa adaptação do modelo de Dornbusch (1976) e, em vez de se utilizar o modelo de economia fechada de Frankel (1986), empregou-se um modelo de economia aberta. Já em relação ao estudo de Saghalian et al. (2002), utilizou-se a hipótese de que a demanda doméstica de bem agrícola seja afetada pela oferta externa de *commodities* agrícola, pe-

⁵ Ver, por exemplo, Dornbusch (1976), Mussa (1982) e Frankel (1986).

⁶ Ver, por exemplo, Bordo (1980), Chambers (1984) e Vieira (1998).

las taxas de juros reais domésticas e externas e pelos preços relativos domésticos e externos. Tal hipótese caracteriza a economia como aberta ao mercado externo, via arbitragem internacional no mercado agrícola.

O seguinte conjunto de equações define o modelo teórico proposto neste trabalho⁷:

$$r = r^* + x \quad (1)$$

$$x = \dot{e} = \theta(e - \bar{e}) \quad (2)$$

$$m - p = \phi y - \lambda r \quad (3)$$

$$p = \alpha p_I + (1 - \alpha) p_A \quad (4)$$

$$A = \gamma_1(p_I - p_A) - \gamma_2(r - \dot{p}_A) - A^* + \gamma_1^*(p_I^* - p_A^*) - \gamma_2^*(r^* - \dot{p}_A^*) \quad (5)$$

$$\dot{p}_I = \pi(y_d - y_m) + \mu \quad (6)$$

$$y_d = \delta_1(p_A - p_I) - \delta_2(r - p_I) \quad (7)$$

em que r é a taxa de juros nominal doméstica; r^* , taxa de juros nominal externa; x , expectativa de depreciação da taxa de câmbio; e , logaritmo da taxa de câmbio em unidades de moeda doméstica por unidades de moeda estrangeira; m , logaritmo da oferta nominal de moeda doméstica; p , logaritmo do nível de preços domésticos; y , logaritmo do produto real doméstico; p_I e p_A , logaritmos dos preços industriais e agrícolas; p_I^* e p_A^* , logaritmos dos níveis de preços agrícolas e industriais externos; A e A^* , logaritmos das ofertas de bens agrícolas domésticas e externas; y_d , logaritmo da demanda de bens industriais; y_m , logaritmo do produto potencial doméstico; e μ , expectativa de crescimento da taxa de inflação, sendo os demais parâmetros do modelo.

⁷ O asterisco refere-se ao setor externo e o ponto em cima da variável indica derivada em relação ao tempo.

Esse conjunto de equações possui variáveis endógenas e exógenas. As endógenas são r , e , p_A e p_I , e as exógenas, r^* , m , y , p_A^* , p_I^* , A , A^* , y_m e y_d .

A equação (1) significa que, sob perfeita mobilidade de capital entre os países em uma economia pequena, a taxa de juros doméstica deva igualar-se à taxa de juros externa, para que não ocorram eventuais desequilíbrios no balanço de pagamentos. A equação (2) é a representação das expectativas racionais utilizada no modelo de Dornbusch (1976).

As equações (1) e (2) implicam que os títulos domésticos e externos sejam substitutos perfeitos entre si. Os agentes econômicos podem alocar suas riquezas na forma de moeda doméstica ou na forma de *interest-bearing bonds*. Os títulos (*bonds*) são denominados em moeda corrente doméstica ou estrangeira e são substitutos perfeitos nos *portfólios* dos agentes econômicos. Assim, a diferença entre os retornos nominais dos títulos é compensada exatamente por uma mudança esperada na taxa de câmbio. Isso implica que o especulador compare o diferencial da taxa de juros descoberto diante da expectativa de depreciação de moeda corrente doméstica (Saghalian et al., 2002).

A equação (3) representa o equilíbrio do mercado monetário doméstico ou a curva LM, e a equação (4) é o índice de preços ao consumidor, representado por uma combinação convexa entre os preços industriais e agrícolas (Frankel, 1986).

A equação (5) representa a arbitragem internacional no mercado agrícola, em que a oferta e a demanda de bens agrícolas domésticas estão em equilíbrio. A demanda doméstica de bens agrícolas depende dos preços relativos domésticos, da taxa de juros real doméstica, dos preços relativos estrangeiros, da taxa de juros real externa e da oferta externa de bens agrícolas. Essa equação representa a inovação introduzida no modelo teórico deste trabalho, em relação aos modelos de Dornbusch (1976), Frankel (1986) e Saghalian et al. (2002).

A equação (6) indica que os preços industriais são fixos no curto prazo e ajustam-se ao excesso de demanda de forma gradual, de acordo com a

curva de Phillips de expectativa aumentada (Frankel, 1986). A equação (7) representa a demanda de bens manufaturados, sendo função dos preços relativos e da taxa de juros real.

O modelo de *overshooting* consiste em definir um conjunto de variáveis endógenas que sofrem os efeitos de choques não esperados das variáveis exógenas. Assim, devem-se encontrar \dot{e} , \dot{p}_A e \dot{p}_I . A economia doméstica é pequena diante do mercado internacional, o que implica que os valores normalizados de p^* , r^* , y , y_m , A e A^* sejam zero (Saghaian et al., 2002)⁸.

Combinando as equações (1) e (2), pode-se encontrar \dot{e} :

$$r = \dot{e}, \quad (8)$$

e substituindo-se (4) em (3), obtém-se a seguinte expressão:

$$m - \alpha P_I - (1 - \alpha) P_A = \phi y - \lambda r. \quad (9)$$

Substituindo-se a equação (8) na equação (9) e adotando-se $y = 0$, obtém-se a seguinte expressão:

$$m - \alpha P_I - (1 - \alpha) P_A = -\lambda \dot{e}. \quad (10)$$

No estado estacionário, o valor de longo prazo da oferta de moeda é $\bar{m} = m$; $x = \dot{e} = 0$; e a taxa de juros é equalizada, ou seja, $r = r^*$. Assim, pode-se denotar a equação (9) para um equilíbrio de longo prazo, representado pela seguinte equação:

$$\bar{m} - \alpha \bar{P}_I - (1 - \alpha) \bar{P}_A = 0 \quad (11)$$

Subtraindo-se da equação (10) a equação (11), obtém-se a seguinte equação:

$$\dot{e} = \frac{1}{\lambda} [\alpha (P_I - \bar{P}_I) + (1 - \alpha) (P_A - \bar{P}_A)] \quad (12)$$

⁸ Como os valores estão expressos em logaritmos e foram normalizados, o logaritmo de 1 é igual a zero.

No longo prazo, o excesso de demanda na equação (6) é igual a zero, ou seja, $y^d = \bar{y}_m$ e $\dot{p}_I = 0$. Conseqüentemente, no equilíbrio de longo prazo, o preço relativo dos dois bens ($P_A - P_I$) estabelece determinado valor ($\bar{P}_A - \bar{P}_I$), o qual é normalizado a zero (Frankel, 1986).

Normalizando qualquer valor de $(P_A - P_I) = (\bar{P}_A - \bar{P}_I) = 0$, substituindo-se a equação (7) na equação (8) e utilizando-se também a equação (12), obtém-se a seguinte expressão para \dot{p}_I .

$$\dot{p}_I = \left[\frac{-\delta_1 \pi \alpha}{(1 - \pi \delta_2) \lambda} \right] (P_I - \bar{P}_I) + \left[\frac{-\delta_1 \pi (1 - \alpha)}{(1 - \pi \delta_2) \lambda} \right] (P_A - \bar{P}_A) + \frac{\mu}{(1 - \pi \delta_2)} \quad (13)$$

Para encontrar \dot{P}_A , admite-se que os valores da taxa de juros nominal externa, a oferta agrícola externa de *commodities* e a oferta doméstica de *commodities* sejam normalizados (iguais a 1), e o logaritmo dessas variáveis, igual a zero, ou seja, $r^* = 0$, $A^* = 0$ e $A = 0$, na equação (5). Utilizando-se as equações (2) e (12), normalizando-se qualquer valor de $(P_A - P_I) = (\bar{P}_A - \bar{P}_I) = 0$ e adotando-se, por simplicidade, que $P_I^* = e + P_I$; $P_A^* = e + P_A$; e $\dot{P}_A^* = \dot{e} + \dot{P}_A$, obtém-se a seguinte expressão:

$$\dot{P}_A = \left[\frac{-\gamma_2 \alpha}{(\gamma_2 - \gamma_2^*) \lambda} \right] (P_A - \bar{P}_A) + \left[\frac{-\gamma_2 (1 - \alpha)}{(\gamma_2 - \gamma_2^*) \lambda} \right] (P_I - \bar{P}_I) + \left[\frac{-\gamma_2^* \theta}{\gamma_2 - \gamma_2^*} \right] (e - \bar{e}) \quad (14)$$

O sistema dinâmico sobre seu equilíbrio inicial é composto pelas equações (12), (13) e (14), o qual, em notação matricial, pode ser representado da seguinte forma⁹:

$$\begin{pmatrix} \dot{e}(t) \\ \dot{P}_I(t) \\ \dot{P}_A(t) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & \frac{\alpha}{\lambda} & \frac{1 - \alpha}{\lambda} \\ 0 & \frac{-\delta_1 \pi \alpha}{(1 - \pi \delta_2) \lambda} & \frac{-\delta_1 \pi (1 - \alpha)}{(1 - \pi \delta_2) \lambda} \\ \frac{\gamma_2^* \theta}{\gamma_2 - \gamma_2^*} & \frac{-\gamma_2 \alpha}{(\gamma_2 - \gamma_2^*) \lambda} & \frac{-\gamma_2 (1 - \alpha)}{(\gamma_2 - \gamma_2^*) \lambda} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} e - \bar{e} \\ P_I - \bar{P}_I \\ P_A - \bar{P}_A \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ \mu \\ 0 \end{pmatrix} \quad (15)$$

⁹ A maioria desses cálculos foi feita com o auxílio do *software* Maple V (Heck, 1993).

Segundo Saghalian et al. (2002), as raízes do sistema de equações (15) são as soluções B_1, B_2, B_3 para o determinante $\det(B - \lambda I) = 0$, em que B é a matriz no sistema de equações $dX/dt = BX$, de (15). Duas raízes são positivas e uma é negativa, e a solução do sistema é um ponto de sela. Desse modo, os modelos dinâmicos que têm previsão perfeita (*perfect foresight*) possuem equilíbrios potenciais múltiplos, em virtude de a solução ser um ponto de sela (raízes positivas e negativas). As raízes positivas podem ser ignoradas para focalizar a estabilidade do sistema, ou seja, isso significa que os coeficientes das raízes positivas tenham valores iguais a zero (Saghalian et al., 2002).

De acordo com Saghalian et al. (2002), supondo-se que $(-B)$ seja raiz negativa, as soluções para a trajetória futura dos preços agrícolas e industriais e a taxa de câmbio no curto prazo em face ao longo prazo, em que t varia de zero a infinito, podem ser descritas pelas seguintes expressões:

$$e(t) - \bar{e}(t) = \exp(-Bt) [e(0) - \bar{e}(0)], \quad (16)$$

$$P_I(t) - \bar{P}_I(t) = \exp(-Bt) [P_I(0) - \bar{P}_I(0)], \quad (17)$$

$$P_A(t) - \bar{P}_A(t) = \exp(-Bt) [P_A(0) - \bar{P}_A(0)]. \quad (18)$$

Explicitando-as na forma de equações diferenciais, têm-se as seguintes expressões:

$$\dot{e} = -B(e - \bar{e}), \quad (19)$$

$$\dot{P}_I = -B(P_I - \bar{P}_I), \quad (20)$$

$$\dot{P}_A = -B(P_A - \bar{P}_A). \quad (21)$$

Uma expansão da oferta de moeda reduz a taxa de juros e precede a antecipação da depreciação da moeda no longo prazo. A redução da taxa de juros implica a redução da remuneração dos títulos ou ativos domésticos e, por sua vez, leva à saída de capitais na conta capital do balanço de pagamentos, causando depreciação da taxa de câmbio. Se-

gundo Dornbusch (1976), os efeitos da expansão monetária induzem a uma depreciação intermediária na taxa de câmbio *spot*, que excede a depreciação de longo prazo; nessas circunstâncias, os agentes econômicos antecipam a apreciação da taxa de câmbio que compensaria a redução dos retornos sobre os ativos domésticos.

Substituindo-se a equação (12) na (19), obtém-se a seguinte expressão:

$$e = \bar{e} - \frac{\alpha}{B\lambda} (P_I - \bar{P}_I) - \frac{(1-\alpha)}{B\lambda} (P_A - \bar{P}_A) \quad (22)$$

A equação (22) representa a relação entre a taxa de câmbio e os dois níveis de preços. O valor da taxa de câmbio *spot* diverge de seu valor, no longo prazo, proporcionalmente, pela divergência entre os valores, no longo prazo, dos dois níveis de preços. Diferenciando-se a equação (22) com relação à oferta de moeda (m), denotando a condição de neutralidade da moeda no longo prazo, $d\bar{e} = dm = d\bar{P}_A = d\bar{P}_I$ e admitindo-se

que os preços industriais sejam fixos no curto prazo, $\frac{dP_m}{dm} = 0$ obtém-se

a expressão formal dos impactos monetários na taxa de câmbio:

$$\frac{de}{dm} = 1 + \frac{\alpha}{\lambda B} + \frac{(1-\alpha)}{\lambda B} \left[\frac{dP_A}{dP_m} - 1 \right] \quad (23)$$

A equação (23) representa o *overshooting* da taxa de câmbio. Na equação (23) foi ignorada a possibilidade do *overshooting* dos preços agrícolas e admitiu-se a premissa monetarista da neutralidade da moeda sobre os preços dessas *commodities*.

De acordo com Saghaian et al. (2002), para analisar o fenômeno da ultrapassagem (*overshooting*) dos preços agrícolas, pode-se resolver a equação (22) para P_A :

$$P_A = \bar{P}_A - \frac{\alpha}{1-\alpha}(P_1 - \bar{P}_1) - \frac{\lambda B}{1-\alpha}(e - \bar{e}) \quad (24)$$

Diferenciando-se a equação (24), com relação à oferta nominal de moeda, m , e considerando-se a condição de neutralidade da moeda no longo prazo, $d\bar{e} = dm = d\bar{P}_A = d\bar{P}_1$ admitindo-se que os preços industri-

ais sejam fixos no curto prazo, $\frac{dP_m}{dm} = 0$ obtém-se a seguinte equação de ultrapassagem (*overshooting*) dos preços agrícolas:

$$\frac{dP_A}{dm} = 1 + \frac{\alpha}{1-\alpha} - \frac{\lambda B}{1-\alpha} \left[\frac{de}{dm} - 1 \right] \quad (25)$$

Nessa equação, é desconsiderado o efeito de ultrapassagem (*overshooting*) da taxa de câmbio, ou seja, $\left[\left(\frac{de}{dm} \right) - 1 \right] = 0$ então, obtém-se a seguinte expressão:

$$\frac{dP_A}{dm} = 1 + \frac{\alpha}{1-\alpha} \quad (26)$$

Esta expressão indica o *overshooting* dos preços agrícolas. Quanto maior o coeficiente, $\frac{\alpha}{1-\alpha}$ maior a extensão da ultrapassagem dos preços agrícolas; $\alpha = 1$ implica que aumento ou redução da oferta de moeda implica também variações nos preços, de mesma magnitude.

Cabe ressaltar que, no modelo proposto, o fenômeno do *overshooting* dos preços agrícolas depende da magnitude do parâmetro α , das características *flex-price* do setor agrícola e das características *fix-*

price do setor industrial, no curto prazo, bem como desconsiderar o *overshooting* da taxa de câmbio, *ceteris paribus*.

3. Modelo empírico

O modelo de auto-regressão vetorial (VAR) foi utilizado na análise dos efeitos dos choques monetários e cambiais sobre o preço relativo agricultura-indústria, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000. A formulação geral do modelo VAR é descrita da seguinte forma:

$$A_0 y_t = \sum_{s=1}^{s=p} A_s y_{t-s} + B_0 v_t \quad s = 1, 2, \dots, p, \quad (27)$$

em que y_t é o um vetor ($k \times 1$) das variáveis incluídas no modelo; A_0 , matriz ($k \times k$) de coeficientes das relações contemporâneas; A_s , matrizes ($k \times k$) de relações com defasagem s ; v_t , vetor de erros aleatórios suposto ortogonal que tem distribuição multinormal, com matriz de variância-covariância $\text{cov}(v_t) = D$, diagonal; e B_0 , matriz identidade ($k \times k$).

A matriz A_0 é importante para obter a forma reduzida de (27) e será especificada com base no modelo de *overshooting*, proposto na seção anterior. Multiplicando-se ambos os lados da expressão (27) pela matriz inversa de coeficientes de interações contemporâneas (A_0^{-1}), obtém-se a forma reduzida:

$$y_t = \sum_{s=1}^p A_0^{-1} A_s y_{t-s} + A_0^{-1} v_t \quad (28)$$

O sistema de equações (28) agora pode ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para obter os resíduos:

$$\mu_t = A_0^{-1} V_t \quad (29)$$

em que a matriz de variância-covariância é $cov(\mu_t) = \Omega$. Esta matriz é utilizada para estimar A_0^{-1} . Ω possui $k(k+1)/2$ parâmetros livres, sendo este o número máximo de parâmetros que podem ser estimados em A_0 . O número mínimo de restrições que precisam ser impostas para a identificação é igual a $k(k-1)/2$. Note-se que o modelo VAR recursivo é exatamente identificado, pois a matriz A_0 , no modelo, é dita triangular inferior, com $k(k+1)/2$ parâmetros. No caso de haver menor número de restrições, tem-se um modelo subidentificado; em contrapartida, tem-se o modelo superidentificado.

Entretanto, nas séries econômicas da década de 90 da economia brasileira, verificou-se presença de dois momentos distintos. O primeiro, de 1990 a junho de 1994, foi marcado pela instabilidade de preços na economia (Planos Collor I e II). A partir de julho de 1994, dada a implementação do programa de estabilização de preços (Plano Real), observou-se redução acentuada da taxa de inflação, ou seja, ocorreu mudança brusca da trajetória em todos os níveis de preços, evidenciando, assim, uma quebra estrutural ou *outlier*.

Segundo Margarido (2001), evidencia-se nas variáveis econômicas brasileiras, na década de 90, um comportamento típico dos modelos *additive outlier* (AO), pois, com a implementação do Plano Real, houve mudança na inclinação de tendência das séries de preços agrícolas, preços industriais, agregado M2 e taxa de câmbio.

Segundo Enders (1995) e Madalla e Kim (1998), na presença de quebra estrutural, os testes de raiz unitária convencionais do tipo Dickey-Fuller

Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) não são indicados, pois conduzem a resultados viesados em relação à estacionaridade, ou não, das séries. Nesses casos, são os testes de raiz unitária com quebras estruturais os mais indicados¹⁰.

Segundo Madalla e Kim (1998), *a priori*, se determinada quebra estrutural for causada por variações bruscas de políticas econômicas e choques de preços que ocorreram no tempo (t_0), ela será conhecida como quebra do tipo *single known break* e classificada como exógena. Em contrapartida, as quebras estruturais, aliadas a nenhum evento externo ao modelo, são conhecidas como *single unknown break* e têm caráter endógeno.

Segundo Vogelsang (1999), a presença do *outlier* na série temporal com quebra estrutural pode ser testada pela seguinte expressão:

$$Y_t = \mu + \omega D(T_{AO})_t + e_t, \quad (30)$$

em que $D(T_{AO}) = 1$, para $t = T_{AO}$; e zero, caso contrário.

A partir da estatística t , de *Student*, do parâmetro ω , pode-se testar a hipótese da presença de quebra estrutural. Se o valor calculado exceder o valor crítico, aceita-se a hipótese da presença de *outlier* no período considerado.

De acordo com Vogelsang (1999), pode-se verificar a presença de raiz unitária a partir da seguinte expressão:

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^K C_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k+1} \omega D(T_{AO})_{t-i} + e_t \quad (31)$$

em que, para testar a presença de raiz unitária, tem-se a seguinte hipótese nula: $\alpha = 1$; definiu-se $D(T_{AO})_t = 1$, para $t = T_{AO}$; e zero, caso contrário.

As defasagens de $D(T_{AO})_t$ são necessárias para remover a influência do *outlier* sobre o termo ΔY_{t-i} e este teste baseia-se nos valores críticos de um teste ADF. Vogelsang (1999) chamou atenção para o fato de que,

¹⁰ Ver, por exemplo, Perron (1989), Franses e Haldrup (1994), Shin et al. (1996) e Perron e Ng (1996).

quanto mais defasagens forem incluídas no modelo, mais variáveis *dummies* terão de ser adicionadas. Com isso, se houver mais de um *outlier* e muitas defasagens, ocorrerá a perda de graus de liberdade no modelo, não sendo trivial a remoção da influência da quebra estrutural na série.

Quando a série temporal apresenta mais de uma quebra estrutural, o método desenvolvido por Vogelsang (1999) não pode ser utilizado. Essas quebras estruturais também podem ser classificadas como do tipo *AO*, pois a mudança na função tendência ocorre de forma instantânea, e a quebra descreve um processo gerador de dados.

Perron e Rodriguez (2001) modificaram o teste Vogelsang (1999) para detectar a presença da quebra estrutural em um processo que utiliza primeiras diferenças, tornando o teste mais confiável para detectar *outlier*. Segundo Perron e Rodriguez (2001), podem-se detectar as quebras estruturais em um processo gerador de dados a partir da seguinte expressão:

$$Y_t = d_t + \sum_{j=1}^m \omega D(T_{AO})_t + e_t \quad (32)$$

em que $D(T_{AO})_t = 1$, para $t = T_{AO}$; e zero, caso contrário; m permite a ocorrência de mais de um *outliers* em diversas datas, ou seja, $T_{AO,j} = (j = 1, \dots, m)$; se $d_t = \mu$, com intercepto e sem tendência; e $d_t = \mu + \beta t$, com intercepto e tendência. O teste baseia-se nas primeiras diferenças a partir da equação (32), que pode ser estimada por MQO.

$$\Delta Y_t = \omega [D(T_{AO})_t - D(T_{AO})_{t-1}] + e_t, \quad (33)$$

em que ω é a magnitude do *outlier*. O teste estatístico (τ_d) para este parâmetro denota se a presença, ou não, da quebra estrutural é significativa, baseando-se na hipótese nula de que $\omega = 0$; se o valor calculado em termos absolutos exceder o valor crítico, aceita-se a hipótese da existência da quebra estrutural.

Segundo Perron e Rodriguez (2001), a hipótese nula de raiz unitária deve ser testada para os períodos nos quais a quebra estrutural foi identificada

na série temporal, ou seja, testa-se o parâmetro $\alpha = 1$ na seguinte expressão:

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=0}^{p+1} \sum_{j=1}^m \omega_{ij} D(T_{AO,j})_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t, \quad (34)$$

em que $D(T_{AO,j}) = 1$, para $t = T_{AO,j}$, e zero, caso contrário, com $T_{AO,j}$ ($j = 1, \dots, m$) para os *outliers* identificados. A escolha das defasagens k no modelo é feita de acordo com o método recursivo de Vogelsang (1999), que começa com o valor máximo de 5, no nível de significância de 10%. O teste baseia-se nos valores críticos (τ_c) calculados por simulação de Monte Carlo, de acordo com Perron e Rodriguez (2001).

Neste estudo, como as quebras estruturais descrevem um comportamento do tipo AO, adotou-se o procedimento de remover a influência destas pela utilização de processos de Vogelsang (1999) e de Perron e Rodriguez (2001). Logo após, utilizaram-se os demais testes econométricos, como o teste de co-integração.

Na análise empírica, consideraram-se as seguintes variáveis: TC = logaritmo neperiano da taxa de câmbio real efetiva; M1 = logaritmo neperiano do agregado meios de pagamento (M1); PI = índice de preços industriais no atacado; e PA = índice de preços agrícolas no atacado. A taxa de câmbio real efetiva (TC) foi coletada no Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA) e corresponde à taxa de câmbio real efetiva OG-exportações. O estoque de moeda (M_1) foi obtido do Banco Central, sendo os meios de pagamentos em milhões de reais. Os índices de preços industriais e agrícolas no atacado foram coletados no IPEA.

As séries que estão na forma de números-índice têm como base março de 1997=100. Cada série econômica apresenta 132 observações, de janeiro de 1990 a dezembro de 2000, sendo todos esses dados mensais. Tomou-se o logaritmo neperiano das quatro séries e utilizou-se o seguinte ordenamento das variáveis, com base no modelo teórico apresentado na seção anterior: meios de pagamento (M1), taxa de câmbio real efetiva (TC), índice de preços industriais no atacado (PI) e índice de preços

agrícolas no atacado (PA).

Além do ordenamento, o número de defasagens do modelo VAR é importante, pois a inclusão de defasagens sem a devida necessidade pode levar à subestimação ou à superestimação do modelo¹¹. Para definir as defasagens, podem-se utilizar os critérios de AIC e SBC. Utilizou-se o *Software Econometrics Views 3.0* no cálculo dos valores desses critérios, assim como nos testes relativos à raiz unitária com quebra estrutural e na identificação de relações de co-integração do modelo VAR na forma MCE.

4. Evidência empírica

Para verificar o comportamento das séries com quebra estrutural índice de preços agrícolas no atacado, índice de preços industriais no atacado e meios de pagamento (M1), em julho de 1994, utilizou-se o teste de Vogelsang (1999). Já na série taxa de câmbio real efetiva foi empregado o procedimento de Perron e Rodriguez (2001), em virtude de esta série apresentar mais de uma quebra estrutural. Na Tabela 1, encontram-se os resultados do teste de Vogelsang (1999), para as três primeiras séries com uma única quebra estrutural, conforme a equação (31). Cabe ressaltar que os testes foram feitos em nível e em primeira diferença.

Com base nos resultados apresentados na Tabela 1, pode-se concluir que as três séries não são estacionárias em nível, pois os valores calculados em termos absolutos são menores que os valores críticos do teste de ADF. Em contrapartida, pode-se afirmar que tais séries são integradas de ordem I(1), pois os valores calculados são maiores que os críticos. Não se utilizou nenhuma defasagem na variável *dummy* julho de 1994, conforme a equação (31).

¹¹ Ver, por exemplo, Cunha (2002).

Tabela 1- Resultados do teste de Vogelsang (1999) para estacionariedade das séries preços agrícolas (PA), preços industriais (PI) e meios de pagamentos (M1)

Série	Valor calculado (τ) para I(0)	Valor calculado (τ) para I(1)	Valor crítico ADF (5%)*	Valor crítico ADF (5%)	Valor crítico ADF (10%)
PA	1,14	2,68***	-3,43	-2,86	-2,57
PI	1,69	2,88**	-3,43	-2,86	-2,57
M1	1,37	3,95*	-3,43	-2,86	2,57

Nota: *, ** e *** significativos a 1%, 5% e 10% de probabilidade, respectivamente. Valores críticos tabelados ADF (Dickey Fuller Aumentado) (Enders, 1995).

Na variável taxa de câmbio real efetiva utilizou-se o teste de Perron e Rodriguez (2001). Como essa variável apresentou mais de uma quebra estrutural, foram incluídas *dummies* do tipo *pulse* nas seguintes datas: março de 1990, junho de 1992, fevereiro de 1995 e dezembro de 1998. Primeiramente, foi testada a presença desses *outliers* na equação (33) e, em seguida, foram removidas as suas influências sobre a série pela estimativa da equação (34), para a série em nível e primeira diferença; os resultados são apresentados na Tabela 2.

Tabela 2 - Teste de Perron e Rodriguez (2001) para identificar e remover a presença do *outlier*

Série	Presença do <i>outlier</i> (calculado)	τ	Removendo a influência dos <i>outliers</i> τ c (calculado)
Dm (03/90)	-4,9572*		/
Dm (06/92)	0,8779		/
Dm (02/95)	-1,1573		/
Dm (12/98)	-3,6964**		
$\alpha = 1$ para I(0)	/		2,00
$\alpha = 1$ para I(1)	/		3,61*

Fonte: Cunha (2002).

Nota: * e ** significativos a 1% e 5% de probabilidade, respectivamente. Estatísticas τ d e τ c, valores Perron e Rodriguez (2001).

Esta série não é considerada integrada de ordem zero, ou seja, I(0), porque o valor calculado em termos absolutos é menor que o valor crítico de . Porém, pode-se afirmar que esta é integrada de ordem 1, I(1), pois o valor calculado em termos absolutos é maior que o valor crítico no

nível de 5% de significância.

Os resultados dos testes indicam que todas as séries não são consideradas estacionárias em nível, mas integradas de ordem 1 I(1). Assim, recomenda-se a utilização de um modelo VAR/MCE.

Segundo Gujarati (2000), o número de defasagens a serem consideradas nos modelos VAR é importante, pois um número excessivo de defasagens implica perda de graus de liberdade do modelo.

Na Tabela 3, apresentam-se os critérios para o máximo de quatro defasagens, pois defasagens muito extensas podem levar a estimativas imprecisas dos parâmetros do VAR. Pelo critério de SC, haveria uma defasagem no VAR e, pelo critério de AIC, quatro defasagens. Para escolher corretamente o número de defasagens no modelo, foi feito o teste de razão de verossimilhança, cuja distribuição de indicou o modelo de quatro defasagens¹².

Tabela 3 - Critérios de informação para escolha do número de defasagens (P) do VAR

<i>P</i>	AIC(<i>P</i>)	SC(<i>P</i>)
1	180.8662	181.7530
2	180.6899	181.9376
3	180.6997	182.3122
4	180.6645	182.6454

Fonte: Cunha (2002).

Utilizou-se também o número de quatro defasagens no teste das relações de co-integração, para implementação do VAR/MCE. As relações de co-integração foram definidas a partir do teste de Johansen e Juselius (1990), no modelo VAR com quatro defasagens (Tabela 4). Verifica-se, pela estatística de traço, que se rejeita a hipótese nula $R = 0$ e aceita-se que R seja inferior ou igual a 3, a 95% de probabilidade, podendo-se concluir que há três relações de co-integração ou relação de longo prazo

¹² Ver rotina Eviews 3.0. (1997:517-518).

que ligam as quatro séries¹³.

Tabela 4 - Teste de Johansen e Juselius (1990) para co-integração (VAR com quatro defasagens)

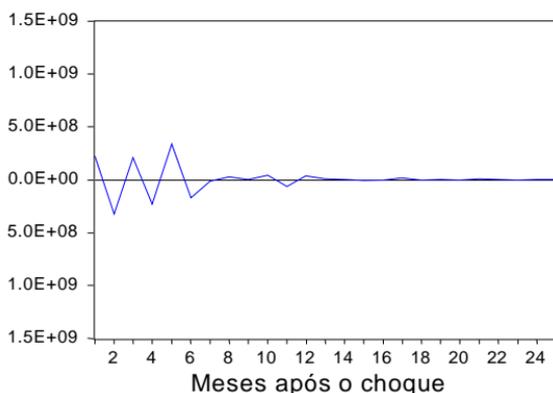
Hipótese nula	Máximo Eigenvalue	Estatística do traço	Valor crítico (5%)	Valor crítico (1%)
R = 0	0,3686	138,9479	39,89	45,58
R ≤ 1	0,3555	81,0074	24,31	29,75
R ≤ 2	0,1828	25,6466	12,53	16,31
R ≤ 3	0,0016	0,2028	3,84	6,51

Fonte: Cunha (2002).

Dados os resultados dos testes de raiz unitária e co-integração, estimou-se o modelo de correção de erro com quatro defasagens. Pela análise gráfica das elasticidades-impulso, podem-se evidenciar os efeitos de choques nas variáveis selecionadas, levando-se em consideração os efeitos simultâneos sobre as outras variáveis incluídas na análise. Consideraram-se choques nos meios de pagamentos (M1) e choques na taxa de câmbio real efetiva sobre os preços agrícolas e preços industriais.

¹³ Ver exemplo em Vieira (1998).

Na Figura 1, evidenciam-se choques não esperados dos meios de pagamentos sobre os preços agrícolas.

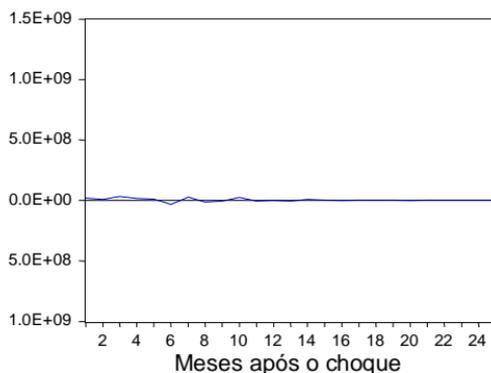


Fonte: Cunha (2002).

Figura 1 - Resposta dos preços agrícolas a um choque em M1, período jan/90 a dez/00.

Percebe-se, na Figura 1, que os preços agrícolas são afetados por choques monetários não esperados no curto prazo. Os preços agrícolas levam, em média, 13 meses para se ajustarem aos choques transitórios sobre o nível de equilíbrio de longo prazo. Esses resultados estão de acordo com os trabalhos, para a economia brasileira, de Brandão (1985), Barros (1992) e Vieira (1998) e são coerentes com o modelo teórico de *overshooting*, o que indica que os preços agrícolas sofrem a ultrapassagem no curto prazo e que a agricultura é mais influenciada por políticas monetárias que a indústria, no curto prazo.

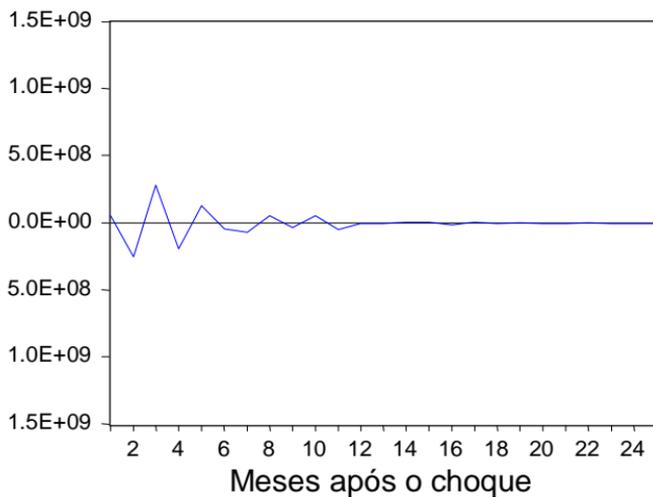
A Figura 2 mostra o comportamento dos preços industriais perante um choque monetário não esperado na economia brasileira. Esses preços comportam-se como fixos no curto prazo, em virtude da existência de contratos de longo prazo e elevados custos de ajustamento.



Fonte: Cunha (2002).

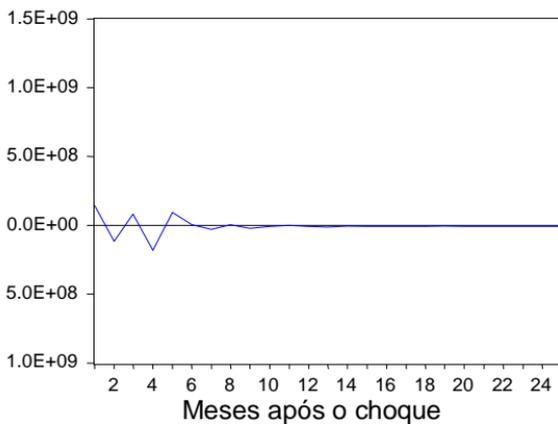
Figura 2 - Resposta dos preços industriais a um choque em M1, período jan/90 a dez/00.

Os choques não esperados na taxa de câmbio (Figuras 3 e 4) tendem a afetar mais os dois preços no curto prazo do que a oferta monetária. Esse resultado também condiz com a conjuntura econômica brasileira na década de 90. O processo de abertura comercial, a implementação do Mercosul e a maior intensificação do processo de globalização da economia brasileira indicaram que choques externos não esperados na taxa de câmbio tendem a afetar os preços dos bens comercializáveis agrícolas e industriais.



Fonte: Cunha (2002).

Figura 3 - Resposta dos preços agrícolas a um choque na taxa de câmbio, período jan/90 a dez/00.



Fonte: Cunha (2002).

Figura 4 - Resposta dos preços industriais a um choque na taxa de câmbio, período jan/90 a dez/00.

Um choque não esperado na taxa de câmbio, por exemplo uma depreciação da moeda doméstica, leva os dois preços a variarem no curto prazo, mas, de acordo com as Figuras 3 e 4, os preços agrícolas levam, em média, 11 meses para se ajustarem, enquanto os preços industriais levam, em média, sete meses. Todavia, pode-se afirmar que os preços agrícolas apresentaram maior variabilidade perante o choque cambial.

Dentre os principais resultados obtidos, destaca-se o fato de os modelos empíricos apoiarem a hipótese de que as políticas monetárias e cambiais afetem os preços agrícolas em face aos preços industriais, no curto prazo. Além disso, os preços agrícolas são mais afetados pelas políticas monetárias no curto prazo do que os preços industriais. Já um choque não antecipado na taxa de câmbio tende a afetar os dois preços no curto prazo, fato explicado pela maior inserção da economia brasileira no contexto da economia internacional na década de 90.

5. Conclusões

Na conjuntura brasileira dos anos 90, a partir do exposto neste trabalho, evidencia-se que políticas monetárias expansionistas favorecem a agricultura, no curto prazo, e a política cambial flutuante (depreciação) favorece, relativamente, tanto a agricultura quanto a indústria, no curto prazo.

Os resultados estimados corroboram a hipótese de outros trabalhos para a economia brasileira, em que os preços agrícolas são mais afetados, no curto prazo, por políticas monetárias e cambiais¹⁴. Nas estimativas do VAR/MCE, os efeitos máximos da oferta de moeda ou na taxa de câmbio sobre os preços agrícolas tendem a ocorrer entre o segundo e o sétimo mês e tornam-se bem menos intensos a partir do oitavo mês. Os preços agrícolas levam, em média, 12 meses para se ajustarem aos efeitos da oferta de moeda ou da taxa de câmbio.

¹⁴ Ver, por exemplo, Vieira (1998).

Referências bibliográficas

BACHA, L.E. Plano real: uma segunda avaliação. In: INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA - IPEA. **O plano real e outras experiências internacionais de estabilização**. Brasília, 1997. p.177-203.

BARROS, G.S.C. Effects of international shocks and domestic macroeconomic policies on Brazilian agriculture. **Agricultural Economics**, v. 7, p. 317-329, 1992.

BESSLER, D.A. Relative price and money: a vector autoregression on Brazilian data. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 66, n. 1, p. 25-30, 1984.

BORDO, M.D. The effects of monetary change on relative commodity prices and the role of long-term contracts. **Journal Political Economics**, v. 88, n. 6, p. 1088-1109, 1980.

BRANDÃO, A.S.P. Moeda e preços relativos: evidência empírica. **Revista de Econometria**, n. 2, p. 33-80, 1985.

CHAMBERS, R.G. Agricultural and financial market interdependence in short run. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 66, n. 1, p. 12-24, 1984.

CUNHA, A C. **Resposta dos preços agrícolas e industriais a choques monetários e cambiais na economia brasileira: 1990 a 2000**. Viçosa: UFV, 2002. 84p. (Dissertação de Mestrado).

DORNBUSCH, R. Expectations and exchange rate dynamics. **Journal Political Economy**, v. 84, p. 1161-1176, 1976.

DORNBUSCH, R., STANLEY, F. **Macroeconomia**. 5.ed. São Paulo: Makron, 1991. 930 p.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995. 433 p.

EViews 3.0. **User's guide**. 1997. 556 p.

FRANKEL, J.A. Expectations and commodity price dynamics: the overshooting model. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 68, n. 2, p. 344-348, 1986.

FRANSES, P.H., HALDRUP, N. The effects of additive outliers on tests for unit roots and cointegration. **Journal Business and Economic Statistics**, v. 12, p. 471-478, 1994.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. 3.ed. São Paulo: Markron Books, 2000. 830 p.

HECK, A. **Introduction to maple**. New York: Springer-Verlang, 1993. 497 p.

JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, n. 52, p. 169-219, 1990.

MADDALA, G.S., KIM, I.M. **Unit roots, cointegration, and structural change**. New York: Cambridge University, 1998. 505 p.

MARGARIDO, M.A. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em series econômicas no Brasil na década de 90. **Informações Econômicas**, São Paulo, n. 4, v. 31, 2001.

MUSSA, M. A model of exchange rate dynamics. **Journal Political Economy**, v. 90, n. 1, 1982.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PERRON, P., NG, S. Useful modifications to unit root tests with dependent errors and their local asymptotic properties. **Review of Economic Studies**, n. 63, p. 435-463, 1996.

PERRON, P., RODRIGUEZ, G. **Searching for additive outliers in nonstationary time series**. Montreal: University of Montreal, 2001. 24 p. (Working Paper).

SAGHAIAN, S.H., REED, M.R., MARCHANT, M.A. Monetary impacts and overshooting of agricultural prices in open economy. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 84, n. 1, p. 80-103, 2002.

SHIN, D.W., SAKAR, S., LEE, J.H. Unit root tests for time series with outliers. **Statistics and Probability Letters**, v. 30, p. 189-197, 1996.

SILVA, J.M.A. **Elementos de avaliação macroeconômica**. Viçosa: DER/UFV, 2001. 64 p. (Mimeogr.).

VIEIRA, W.C. **Ajuste macroeconômico e preço relativo agricultura-indústria**. Viçosa: Suprema, 1998. 114 p.

VOGELSANG, T.J. Two simple procedures for testing for a unit root when there are additive outliers. **Journal of the Series Analysis**, v. 20, n. 2, 1999.

