

# Choques Monetários e Cambiais e Preços Relativos no Brasil nos Anos 90: Evidência Empírica

Cleyzer Adrian da Cunha\*  
Wilson da Cruz Vieira\*\*

## Resumo

O objetivo deste trabalho foi avaliar empiricamente os efeitos de curto prazo de choques monetários e cambiais sobre os preços agrícolas e industriais no Brasil nos anos 90. Nesta avaliação, foram utilizados testes de raiz unitária com quebra estrutural, testes de relações de co-integração e modelos de auto-regressão vetorial (VAR). Os resultados obtidos corroboram a hipótese de outros trabalhos para a economia brasileira de que os preços agrícolas são mais afetados, no curto prazo, por políticas monetárias e cambiais quando comparados com os preços industriais.

**Palavras-chaves:** Moeda, câmbio, preço agrícola, preço industrial, ultrapassagem.

## Abstract

The objective of this paper was to investigate the short run effects of agricultural and industrial prices in response to shocks in money supply and exchange rate in the Brazilian economy over the period 1990-2000. Different tests such as unit root and co-integration tests as well as vector autoregressive (VAR) model were used. Empirical evidence confirms earlier works conducted by others authors for the Brazilian economy, that is, agricultural prices respond in a more intensive way to shocks in money supply and exchange rate when compared to industrial prices.

**Key words:** Money, exchange rate, agricultural price, industrial price, overshooting.

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

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

# 1. Introdução

**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 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.

Dessa forma, uma 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. No caso da política cambial, a apreciação da taxa de câmbio implica em perda de competitividade dos setores que produzem bens comercializáveis (exportadores); a depreciação, ao contrário, implica em ganho de competitividade.

Nas duas últimas décadas, houve mudanças acentuadas nas políticas macroeconômicas adotadas no Brasil, principalmente em razão dos planos de estabilização. Essas mudanças certamente afetaram de forma diferenciada os diversos setores da economia. Setores que produzem bens comercializáveis e/ou com preços flexíveis, como é o caso do setor agrícola, tendem a se ajustar mais rapidamente, no curto prazo, às mudanças na política monetária e/ou na taxa de câmbio quando comparados com outros setores da economia e isso faz com que arquem com grande parte dos custos dos ajustes estruturais.

No início dos anos 90, no âmbito do Plano Collor I, destacam-se como principais medidas de política o confisco de depósitos à vista e aplicações financeiras combinado com prefixação da correção de preços e salários, a adoção da taxa de câmbio flutuante e a reforma administrativa, que levou ao fechamento de vários órgãos públicos. No Plano Collor II, entre outras medidas, destacam-se as contrações monetária e fiscal. No início do Plano Real (1994), a indexação dos contratos e salários, via a Unidade Real de Valor (URV), juntamente com a âncora cambial, proporcionaram a reforma monetária.

Vale ressaltar 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 regi-

me flutuante no início dos anos 90, voltou a ser administrada pelo Banco Central. No início do Plano Real foram instituídos sistemas de bandas para a 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 como objetivo investigar empiricamente os efeitos de curto prazo de choques monetários e cambiais sobre os preços agrícolas e industriais, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000. Sua principal contribuição, em relação a outros trabalhos<sup>3</sup> na mesma linha aqui proposta, consiste na análise de um período mais recente da economia brasileira, assim como no uso de técnicas econométricas mais atualizadas.

## 2. Modelo Empírico

O modelo de auto-regressão vetorial (VAR) foi utilizado para analisar os 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:

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

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

A matriz  $A_0$  é importante para obter a forma reduzida de (1) e foi especificada tendo-se por base um modelo teórico proposto por CUNHA (2002). Multiplicando ambos os lados da expressão (1) pela matriz inversa de coeficientes de interações contemporâneas ( $A_0^{-1}$ ) obtém-se a forma reduzida:

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

<sup>3</sup>Ver, por exemplo, BESSLER (1984), BRANDÃO (1985), BURNQUIST & KYLE (1992) e VIEIRA (1998).

O sistema de equações (2) agora pode ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para obter os resíduos:

$$\mu_t = A_0^{-1} V_t, \quad (3)$$

em que a matriz de variância-covariância é  $\text{cov}(\mu_t) = \Omega$ . Esta matriz será utilizada para estimar  $A_0^{-1}$ .  $\Omega$  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 existir um número menor de restrições, tem-se um modelo subidentificado; em contrapartida, tem-se o modelo superidentificado.

Entretanto, na economia brasileira, nas várias séries econômicas, verificou-se na década de 90 a presença de dois momentos distintos. O primeiro período, 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, com a implementação do programa de estabilização dos 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 *aditive outlier* (AO), pois, com a implementação do Plano Real, houve mudança na inclinação de tendência das séries de preços agrícolas e industriais, agregado M2 e taxa de câmbio.

Segundo ENDERS (1995) e MADALLA & KIM (1998), na presença de quebra estrutural os testes de raiz unitária convencionais do tipo Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP) não são indicados, pois conduzem a resultados viesados em relação à estacionariedade ou não das séries. Nesses casos, são os testes de raiz unitária com quebras estruturais os mais indicados<sup>4</sup>.

<sup>4</sup> Ver, por exemplo, PERRON (1989), FRANCES & HALDRUP (1994), SHIN et al. (1996) e PERRON & NG (1996)

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

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

$$Y_t = \mu + \omega D(T_{AO})_t + e_t \quad (4)$$

em que  $D(TAO) = 1$ , para  $t = TAO$ ; e zero, caso contrário.

A partir da estatística de *t*, de *Student*, do parâmetro  $w$ , 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:

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^K C_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k+1} \omega D(T_{AO})_{t-i} + e_t \quad (5)$$

em que, para testar a presença de raiz unitária, tem-se a seguinte hipótese nula:  $\alpha = 1$ ; e 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  $\Delta Y_{t-i}$ , e este teste baseia-se nos valores críticos de um teste **ADF**. VOGELSANG (1999) chamou a atenção para o fato de que, quanto mais defasagens são incluídas no modelo, mais variáveis *dummies* terão de ser adicionadas. Com isso, se existir 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 es-

truturais também podem ser classificadas como do tipo *AO*, pois a mudança na função tendência ocorre de forma instantânea e, ainda, a quebra descreve um processo gerador de dados.

PERRON & RODRIGUEZ (2001) modificaram o teste VOGELSANG (1999) para detectar a presença da quebra estrutural para um processo que utiliza primeiras diferenças, tornando o teste mais confiável para detectar *outlier*.

Segundo PERRON & RODRIGUEZ (2001), podem-se detectar as quebras estruturais para um processo gerador de dados a partir da seguinte expressão:

$$Y_t = d_t + \sum_{j=1}^m \omega D(T_{AO_j})_t + e_t \quad (6)$$

em que  $D(T_{AO_j})_t = 1$ , para  $t = T_{AO_j}$ ; 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 (6), que pode ser estimada por MQO.

$$\Delta Y_t = \omega [D(T_{AO_j})_t - D(T_{AO_j})_{t-1}] + e_t \quad (7)$$

em que  $\omega$  é a magnitude do *outlier*. O teste estatístico ( $\tau_d$ ) 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 excede o valor crítico, aceita-se a hipótese da existência da quebra estrutural.

Segundo PERRON & 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:

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=0}^{p+1} \sum_{j=1}^m \omega_{ij} D(T_{AO_j})_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (8)$$

em que  $D(T_{AO_j})_t = 1$ , 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  $k$  do modelo são 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 ( $\tau_c$ ) calculados por simulação de Monte Carlo, de acordo com PERRON & RODRIGUEZ (2001).

Neste trabalho, como as quebras estruturais descrevem um comportamento do tipo AO, adotou-se o procedimento de remover a influência das mesmas utilizando os processos de VOGELSANG (1999) e de PERRON & RODRIGUEZ (2001), e depois 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, entre janeiro de 1990 e 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 proposto por CUNHA (2002): 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 modelo<sup>5</sup>. Para definir as defasagens, podem-se utilizar os critérios de AIC e SBC. Utilizou-se o *Software Econometrics Views 3.0* para calcular os valores desses critérios, assim como para os testes relativos à raiz unitária com quebra estrutural e identificação de relações de co-integração do modelo VAR na forma MCE.

### **3. RESULTADOS E DISCUSSÃO**

Para verificar o comportamento das séries com quebra estrutural em julho de

<sup>5</sup> Ver CUNHA, (200)

1994, índice de preços agrícolas no atacado, índice de preços industriais no atacado e meios de pagamento (M1) ao longo do tempo, utilizou-se o teste de VOGELSANG (1999). Já para a série taxa de câmbio real efetiva foi empregado o procedimento de PERRON & RODRIGUEZ (2001), em virtude de esta série apresentar mais de uma quebra estrutural. Na Tabela 1, mostram-se os resultados encontrados para o teste de VOGELSANG (1999), para as três primeiras séries com uma única quebra estrutural, conforme a equação (5). 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 (5).

**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 ( $\tau$ ) para I (0)	Valor calculado ( $\tau$ ) para I (0)	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

Fonte: CUNHA (2002)

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

Para a variável taxa de câmbio real efetiva, utilizou-se o teste de PERRON & 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* pela equação (7) e, em seguida, foram removidas as suas influências sobre a série pela estimativa da equação (8), para a série em nível e primeira diferença; os resultados são apresentados na Tabela 2.



**Tabela 2. Teste de Perron & Rodrigues (2001) para identificar e remover a presença do outlier**

Série	Presença do outlier (calculado)	$\tau d$	Removendo a influência dos outliers $\tau c$ (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  $\tau d$  e  $\tau c$ , valores PERRON & 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  $\tau c$ . 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  $\chi^2$  indicou o modelo de quatro defasagens<sup>6</sup>.

<sup>6</sup> Ver rotina EViews 3.0 (1997:517-518).

**Tabela 3. Critérios de informação para escolha do número de defasagem (P) do VAR**

P	AIC(P)	SC(P)
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 a implementação do VAR/MCE. As relações de co-integração foram definidas a partir do teste de JOHANSEN & JUSELIUS (1990), para o modelo – com quatro defasagens (Tabela 4). Verifica-se, pela estatística de traço, que se rejeita a hipótese nula  $R = 0$  e aceita-se que  $R$  é inferior ou igual a 3, a 95% de probabilidade, podendo-se concluir que há três relações de co-integração ou relação de longo prazo ligando as quatro séries<sup>7</sup>.

**Tabela 4. Teste de JOHANSEN & JUSELIUS (1990) para co-integração (VAR com quatro defasagens)**

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

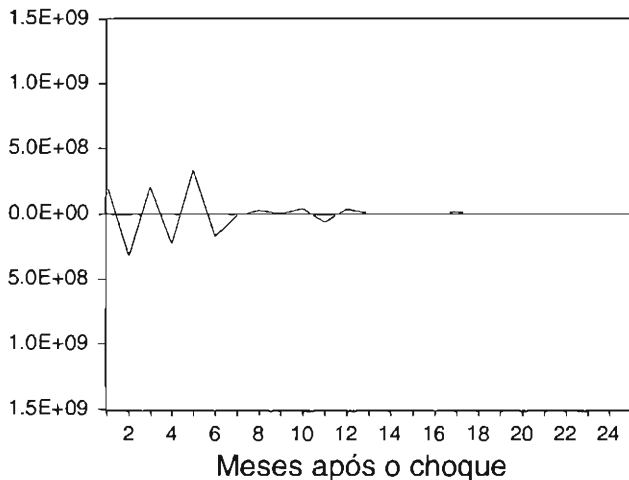
Fonte: CUNHA (2002).

Dados os resultados dos testes de raiz unitária e de co-integração, estimou-se o modelo de correção de erro com quatro defasagens. Pela análise gráfica das elasticidades-impulso, pode-se evidenciar os efeitos de choques (de um desvio-padrão) nas variáveis selecionadas, levando-se em consideração os efeitos simultâneos sobre as outras variáveis incluídas na análise. Consideraram-se choques

<sup>7</sup> Ver exemplo em VIEIRA (1998)..

nos meios de pagamentos (M1) e choques na taxa de câmbio real efetiva sobre os preços agrícolas e preços industriais.

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

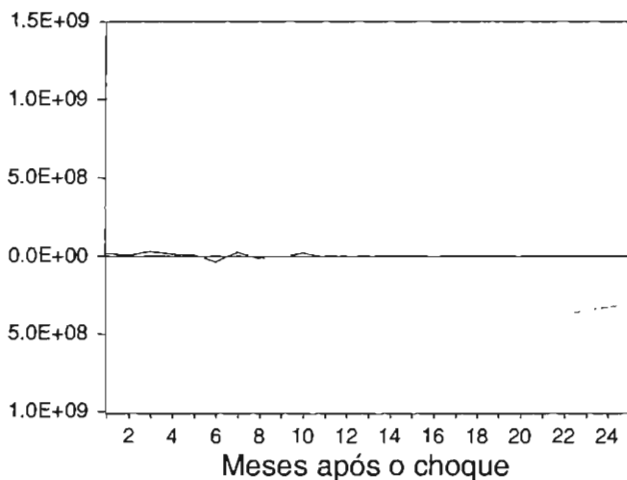


Fonte: CUNHA (2002)

Figura 1 - Resposta dos preços agrícolas a um choque em ml

Percebe-se, pela 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), BURNQUIST & KYLE (1992) e VIEIRA (1998) e são coerentes com os modelos teóricos monetário de *overshooting* (ver, por exemplo, CUNHA (2002), indicando 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.

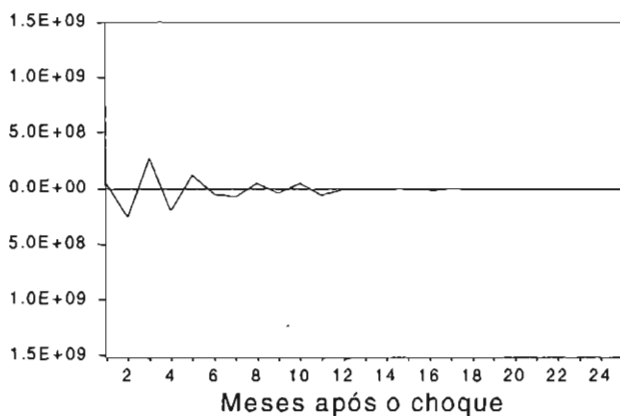
Na Figura 2, mostra-se o comportamento dos preços industriais perante um choque monetário não esperado para a economia brasileira. Esses preços comportam-se como fixos no curto prazo, em virtude da existência de contratos de longo prazo e custos elevados de ajustamento.



Fonte: CUNHA (2002).

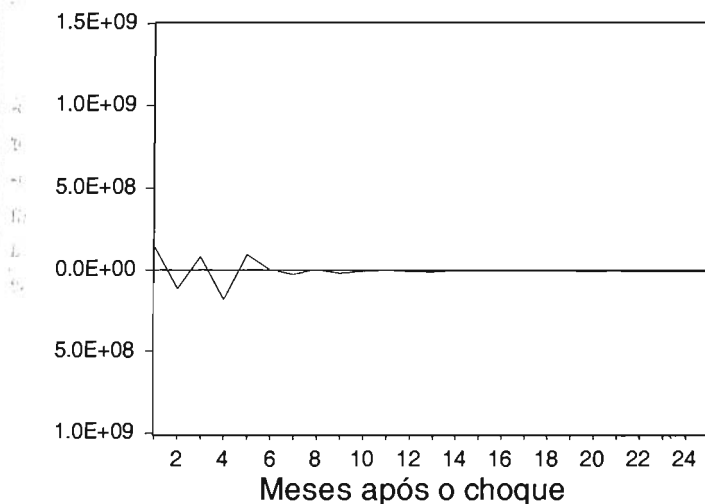
Figura 2 - Resposta dos preços industriais a um choque em M1.

Os choques não esperados na taxa de câmbio (Figura 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 implicaram 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



Fonte: CUNHA (2002)

Figura 4 - Resposta dos preços industriais a um choque na taxa de câmbio

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. Mas pode-se afirmar que os preços agrícolas apresentam maior variabilidade perante o choque cambial.

Dentre os principais resultados obtidos, destaca-se o fato de que os modelos empíricos apóiam a hipótese de que as políticas monetárias e cambiais afetam os preços agrícolas *vis-à-vis* os preços industriais, no curto prazo. E, mais importante: 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.

## 4. CONCLUSÕES

Para a conjuntura brasileira dos anos 90, a partir do exposto neste trabalho, evi-

dencia-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 cambiais. 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, 11 meses para se ajustarem aos efeitos da oferta de moeda ou da taxa de câmbio.

## **5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS**

- 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.
- BRANDÃO, A.S.P. Moeda e preços relativos: evidência empírica. *Revista de Econometria*, n. 2, p. 33-80, 1985.
- BURNQUIST, H., KYLE, S. Efeitos de políticas macro-monetárias sobre os preços agrícolas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 30, 1992, Rio de Janeiro. Anais... Brasília: SOBER, 1992. p. 88-105.
- 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).
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons, 1995. 433 p.
- EViews 3.0. User's guide. 1997. 556 p

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.

INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA - IPEA. In *formações econômicas*. [10 maio 2002]. ([www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)).

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.

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.

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

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.

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).

VIEIRA, W.C. Ajuste macroeconômico e preço relativo agricultura-indústria: a experiência brasileira nos anos oitenta. Viçosa: Suprema, 1998. 114p.

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.