

CLEYZER ADRIAN DA CUNHA

**RESPOSTA DOS PREÇOS AGRÍCOLAS E INDUSTRIAIS A CHOQUES  
MONETÁRIOS E CAMBIAIS NA ECONOMIA BRASILEIRA:  
1990 A 2000**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de “Magister Scientiae”.

VIÇOSA  
MINAS GERAIS - BRASIL  
2002

CLEYZER ADRIAN DA CUNHA

**RESPOSTA DOS PREÇOS AGRÍCOLAS E INDUSTRIAIS A CHOQUES  
MONETÁRIOS E CAMBIAIS NA ECONOMIA BRASILEIRA:  
1990 A 2000**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de “Magister Scientiae”.

APROVADA: 23 de julho de 2002.

---

Luiz Eduardo de Vasconcelos Rocha

---

José Maria Alves da Silva

---

João Eustáquio de Lima

---

Erly Cardoso Teixeira  
(Conselheiro)

---

Wilson da Cruz Vieira  
(Orientador)

*"As maiores distâncias que devemos percorrer estão dentro de nós mesmos."*

(Charle De Gaulle)

*"O celebrado otimismo da Teoria Econômica tradicional - que levou os economistas a serem considerados como Cândidos, os quais, tendo-se retirado do mundo para cultivarem seus jardins, clamam que tudo caminha do melhor modo no melhor dos mundos possíveis, contanto que deixamos as coisas andarem sozinhas."*

(John Maynard Keynes)

Ao meu irmão Alex S.A. Cunha, pela amizade e respeito.  
Ao meu pai, à minha Mãe e à Samy, pela dedicação e admiração.

## **AGRADECIMENTO**

A Deus, minha grande fonte de luz e esperança nesta caminhada terrena, por tudo.

Ao professor Wilson da Cruz Vieira, pela orientação, pelo convívio, pela amizade e pela paciência na realização deste trabalho.

Aos meus conselheiros professores Erly Cardoso Teixeira e Maurinho Luiz dos Santos, especialmente ao Prof. Erly, pelas discussões e sugestões sobre política agrícola.

Aos professores João Eustáquio de Lima, Luiz Eduardo de Vasconcelos Rocha e José Maria Alves da Silva, pelas sugestões e considerações à versão final deste trabalho.

À CAPES, pela concessão da bolsa de estudos.

Aos meus colegas de pós-graduação, pela convivência e amizade durante o curso.

A todos os funcionários do Departamento de Economia Rural, em especial aos que contribuíram para a realização deste trabalho.

À UFV, minha nova casa, por esta conquista.

## **BIOGRAFIA**

CLEYZER ADRIAN DA CUNHA, filho de Benedicto Aparecido da Cunha e Vita Maria da Cunha, nasceu em Poço Fundo, Estado de Minas Gerais, em 1.º de outubro de 1975.

Em dezembro de 2000, graduou-se em Ciências Econômicas pela Pontifícia Universidade Católica de Minas (PUC-MG).

Foi monitor de Econometria no ICEG/PUC-MG e estagiário no Banco do Brasil e na Caixa Econômica Federal.

Em abril de 2001, ingressou no Programa de Pós-Graduação, em nível de Mestrado, em Economia Aplicada, no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV), em Viçosa, Minas Gerais, submetendo-se à defesa de tese em julho de 2002.

Em setembro de 2002, iniciou o Programa de Pós-Graduação, em nível de Doutorado, em Economia Aplicada, na UFV.

## ÍNDICE

	Página
LISTA DE TABELAS .....	ix
LISTA DE FIGURAS .....	xi
RESUMO .....	xiii
ABSTRACT .....	xv
1. INTRODUÇÃO .....	1
1.1. Considerações iniciais .....	1
1.2. O problema e sua importância .....	4
1.3. Hipótese .....	8
1.4. Objetivos .....	9
1.4.1. Geral .....	9
1.4.2. Específicos .....	9
2. O CONTEXTO MACROECONÔMICO NA DÉCADA DE 90 .....	10
2.1. Considerações iniciais .....	10

	Página
2.2. Política monetária .....	16
2.3. Política cambial .....	24
2.4. Política agrícola .....	29
3. MODELO TEÓRICO .....	36
3.1. Considerações iniciais .....	36
3.2. Equações do modelo teórico .....	37
3.3. Implicações do modelo teórico .....	42
4. MODELO EMPÍRICO .....	45
4.1. Considerações iniciais .....	45
4.2. <i>Outlier</i> em séries temporais, raiz unitária, co-integração e modelo de correção de erro (MCE) .....	46
4.2.1. A presença de <i>outlier</i> em séries temporais .....	46
4.2.2. Determinação da ordem de integração - testes de raiz unitária com quebra estrutural .....	51
4.2.3. Co-integração .....	54
4.2.4. Modelos de correção de erros (MCE) .....	56
4.2.5. Modelos de auto-regressão vetorial (VAR) .....	58
4.2.6. Fonte de dados .....	60
4.2.7. Procedimentos empíricos .....	60
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	62
5.1. Análise de raiz unitária, co-integração e VAR/MCE .....	62
6. RESUMO E CONCLUSÕES .....	73
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	76

APÊNDICE .....	82
----------------	----

## LISTA DE TABELAS

	Página
1	Taxas de crescimento trimestral do produto interno bruto brasileiro, no período de 1990 a 1993 ..... 12
2	Principais indicadores da economia brasileira, no período de 1994 a 2000 ..... 15
3	Preços e agregados monetários na economia brasileira (taxas de crescimento médio mensal), no período de 1989 a 1992 ..... 19
4	Financiamentos concedidos a produtores e cooperativas por fonte de recursos, no período de 1990 a 1993 (valores em porcentagem) ..... 31
5	Financiamentos concedidos a produtores e cooperativas por fonte de recursos, no período de 1994 a 2000 (valores em porcentagem) ..... 33
6	Resultados do teste de VOGELSANG (1999) para estacionariedade das séries preços agrícolas (PA), preços industriais (PI) e meios de pagamentos (M1) ..... 63
7	Teste de PERRON e RODRIGUEZ (2001) para identificar e remover a presença do <i>outlier</i> ..... 64

	Página
8	Critérios de informação para escolha do número de defasagens (P) do VAR ..... 65
9	Teste JOHANSEN e JUSELIUS (1990) para co-integração (VAR com quatro defasagens) ..... 65
10	Parâmetros estimados do modelo VAR/MCE (com quatro defasagens) ..... 66
11	Decomposição da variância de previsão do preço agrícola, em porcentagem (MCE com quatro defasagens) ..... 70
12	Decomposição da variância de previsão do preço industrial, em porcentagem (MCE com quatro defasagens) ..... 71
1A	Valores críticos de ADF ..... 83
2A	Valores críticos de TC ..... 84
3A	Valores críticos de TD ..... 84

## LISTA DE FIGURAS

	Página
1 Índices de taxa de câmbio real efetiva e preço relativo agricultura/indústria, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000 .....	7
2 Evolução do agregado M4 de moeda, no período de dezembro de 1989 a abril de 2000 .....	18
3 Evolução dos meios de pagamento (M1), em milhões de reais, no período de julho de 1994 a dezembro de 2000 .....	22
4 Evolução do índice de preços mínimos reais de arroz, milho e algodão, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000 .....	34
5 Logaritmo do índice de preços agrícolas no atacado, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000 .....	49
6 Logaritmo do índice de preços industriais no atacado, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000 .....	49
7 Logaritmo do agregado monetário M1, em milhões de reais, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000 .....	50
8 Logaritmo da taxa de câmbio real efetiva, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000 .....	50

		Página
9	Resposta dos preços agrícolas a um choque em M1 .....	67
10	Resposta dos preços industriais a um choque em M1 .....	68
11	Resposta dos preços agrícolas a um choque na taxa de câmbio ...	69
12	Resposta dos preços industriais a um choque na taxa de câmbio	70

## RESUMO

CUNHA, Cleyzer Adrian da, M.S., Universidade Federal de Viçosa, julho de 2002. **Resposta dos preços agrícolas e industriais a choques monetários e cambiais na economia brasileira: 1990 a 2000**. Orientador: Wilson da Cruz Vieira. Conselheiros: Erly Cardoso Teixeira e Maurinho Luiz dos Santos.

As economias de mercado são muito influenciadas por variáveis macroeconômicas, como nível de emprego, taxa de inflação, taxa de câmbio e déficit público. As políticas macroeconômicas têm papel fundamental no desempenho das cadeias produtivas do setor agrícola, e as políticas econômicas de origem monetária por exemplo, utilizando-se de instrumentos clássicos como o *open market*, a taxa de redesconto e a taxa do compulsório bancário, afetam o setor primário da economia. Quando tais políticas são expansivas, o que se observa é redução nas taxas de juros, e isso pode levar a um aumento na disponibilidade de crédito para a agricultura, provocando, assim, aumento nos níveis de estoques e, em consequência, nos níveis de preços das *commodities*; no caso inverso, piora o termo de troca agrícola. Quanto às políticas cambiais, a apreciação da taxa de câmbio implica perda de competitividade das *commodities* agrícolas; a depreciação, por sua vez, implica ganho de competitividade. Neste trabalho, utilizaram-se como abordagem teórica os modelos monetários de

*overshooting* para evidenciar os choques monetários e cambiais não antecipados sobre os preços agrícolas e industriais no curto prazo. Na análise empírica, utilizou-se o modelo de auto-regressão vetorial (VAR), bem como testes econométricos, para detectar quebra estrutural nas séries econômicas brasileiras. Os preços agrícolas foram mais afetados, no curto prazo, por políticas monetárias e cambiais na década de 90 quando comparados com os preços industriais. Os preços agrícolas levam, em média, 13 meses para se ajustarem aos choques transitórios sobre o nível de equilíbrio de longo prazo, enquanto preços industriais são fixos no curto prazo. Os choques não esperados na taxa de câmbio tendem a afetar mais os preços agrícolas e industriais do que a oferta monetária no curto prazo. Os preços agrícolas levam, em média, 11 meses para se ajustarem a choques não esperados na taxa de câmbio, enquanto os preços industriais se ajustam, na média, em sete meses. Tal resultado condiz com a conjuntura econômica brasileira da década de 90, ou seja, o processo de abertura comercial, a implementação do Mercosul e o processo de globalização da economia no mercado de capitais. Evidenciou-se que políticas monetárias expansionistas favorecem a agricultura no curto prazo e a política cambial flutuante (depreciação) beneficia, relativamente, a agricultura *vis-à-vis* a indústria no curto prazo.

## ABSTRACT

CUNHA, Cleyzer Adrian da, M.S., Universidade Federal de Viçosa, July 2002.  
**Response of the agricultural and industrial prices to the monetary and exchange shocks in Brazilian economy: 1990 to 2000.** Adviser: Wilson da Cruz Vieira. Committee members: Erly Cardoso Teixeira and Maurinho Luiz dos Santos.

The market economies are largely influenced by macroeconomic variables, such as the employment level, inflation rate, exchange rate and public deficit. The macroeconomic policies have a fundamental role in the performance of the productive chains in agricultural sector. The economic policies from monetary origin, for example, by using the classic instruments such as the open market, the rediscount rate and the compulsory bank rate rather affect the primary sector of the economy. When such policies are expansive, the reduction in interest rates is observed, which may lead to an increase in the availability of the credit for agriculture, so provoking an increase in the stock levels, therefore also in the levels of the commodity prices; on the inverse case, the term of the agricultural trade is worsened. Concerning to the exchange policies, the appreciation of the exchange rate implies a loss in competitiveness of the agricultural commodities; by its time, the depreciation implies some gain in

competitiveness. In this study, the monetary overshooting models were used as theoretical approach in order to evidence either the monetary and exchange unexpected shocks upon the agricultural and industrial prices in the short run. In the empiric analysis, the vectorial auto-regression model was used (VAR), as well as the econometric tests to detect any structural break in the Brazilian economic series. The agricultural prices were more affected in the short run by monetary and exchange policies adopted in the 90-ies, when compared to the industrial prices. On the average, it takes about 13 months for the agricultural prices to be adjusted to the transitory shocks upon the balance level in the long run, whereas the industrial prices are fixed in the short run. The unexpected shocks in the exchange rate tend to mostly affect the agricultural and industrial prices than the monetary offer in the short run. The agricultural prices take about 11 months to adjust to the unexpected shocks in the exchange rate, while the industrial prices are adjusted within seven months, on the average. Such a result is according to the Brazilian economic conjuncture in the 90-ies, that is, commercial opening process, the Mercosul implementation, and the economy globalization process in the capital market. It was found that the expansionist monetary policies rather favor the agriculture in the short run, while the flotation exchange policies (depreciation) relatively benefits the agriculture *vis-à-vis* with the industry in the short run.

# 1. INTRODUÇÃO

## 1.1. Considerações iniciais

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 ortodoxos e heterodoxos<sup>1</sup>.

No início da década de 90, em virtude das altas taxas de inflação advindas do insucesso dos planos anteriores, foram propostos dois novos programas de estabilização: Planos Collor I e II. Ambos implicaram retração da atividade econômica como resultado direto das medidas fiscais e monetárias. Em 15 de março de 1990, entrou em vigor o Plano Collor I. Dentre as medidas mais importantes deste plano, destacam-se: o confisco dos depósitos à vista e aplicações financeiras combinado com prefixação da correção dos preços e salários; adoção da taxa de câmbio flutuante; tributação ampliada sobre aplicações financeiras; e uma reforma administrativa, que levou ao fechamento de inúmeros órgãos públicos.

O Plano Collor II foi implementado em janeiro de 1991, em situação de reaceleração inflacionária. Mais uma vez, utilizou-se dos mecanismos de

---

<sup>1</sup> Citam-se, como exemplos, os Planos Cruzado (1986-87), Bresser (1987-88) e Verão (1989-90).

congelamento de preços e salários, unificação das datas-base de reajustes salariais e outras medidas de contração monetária e fiscal.

Uma importante mudança imposta pelo governo Collor na economia 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 prevalecentes em nível internacional. Essa medida foi adotada para controlar os aumentos de preços domésticos, via concorrência com os produtos importados (ALLAIN, 1995).

A economia apresentava um clima de instabilidade que perdurou até julho de 1994, quando foi proposto um novo programa de estabilização: o Plano Real. Implementado em 1.º de julho de 1994, apresentou 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 primeiro semestre de 1994, para 1% a 2% ao mês no final desse ano, segundo BACHA (1997), mostrava o sucesso inicial do Plano Real.

O equilíbrio fiscal do governo, sem auxílio das defasagens na arrecadação (efeito Oliveira-Tanzi), que implicavam corrosão inflacionária dos gastos orçamentários; e a indexação dos contratos e salários, através da Unidade de Real de Valor (URV), juntamente com a âncora cambial, proporcionaram a reforma monetária.

Para HOMEM DE MELO (1999), a década de 90 teve medidas e fatos favoráveis e desfavoráveis na alocação dos recursos produtivos na agricultura brasileira. Dentre as medidas desfavoráveis que afetaram diretamente a agricultura, esse autor destacou:

- a) As elevadas taxas de juros reais ("âncora" monetária), que desestimularam os investimentos no setor.
- b) A valorização da taxa de câmbio real ("âncora" cambial), que prejudicou a inserção de produtos brasileiros no Mercosul, haja vista a zeragem das tarifas de importação, tornando o Brasil o principal importador de *commodities*.
- c) A política comercial incorreta, em que os tomadores de decisões no âmbito do governo federal desconsideraram as práticas protecionistas dos países

desenvolvidos, reduzindo as tarifas de produtos agrícolas importantes para a economia brasileira, como leite e algodão.

Ainda de acordo com HOMEM DE MELO (1999), as medidas que surgiram na década de 90 que favoreceram o setor agrícola foram:

- a) De 1992 a 1997, ocorreu aumento de 46,6% no índice dos preços em dólares dos produtos soja, café, cacau, açúcar e carnes. Em 1997, houve saldo líquido comercial favorável da ordem de 13,7 bilhões de dólares.
- b) A queda dos preços reais dos insumos agropecuários implicaram ganhos de produtividade, via redução dos custos de produção.
- c) Aumento da produtividade do fator terra, em virtude da redução dos preços dos insumos e, ou, uso de importantes inovações tecnológicas pelos agricultores, resultando em melhora na alocação dos insumos produtivos na função de produção agrícola.
- d) Medidas de cunho da política fiscal, como isenção da alíquota de ICMS (Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços) para exportações agrícolas, em 1996, e também o surgimento de instrumentos de comercialização que geraram efeitos positivos no agronegócio. São eles: PEP (Prêmio de Escoamento da Produção), contratos de opções e CPR (Cédula do Produtor Rural). Do lado da agricultura familiar surgiu o PRONAF (Programa Nacional de Apoio à Agricultura Familiar), bem como o programa RECOOP (Programa de Revitalização das Cooperativas de Produção Agropecuária).

Percebe-se que, ao longo da década de 90, a abertura e os programas de estabilização desencadearam diversos efeitos nos setores de bens *tradable* (comercializáveis) e de bens *nontradable* (não-comercializáveis). As políticas macroeconômicas afetaram os termos de troca da economia. Os diversos setores foram afetados, sendo alguns mais do que outros, no curto prazo.

## 1.2. O problema e sua importância

As economias de mercado são muito influenciadas por variáveis macroeconômicas, como nível de emprego, taxa de inflação, taxa de câmbio e déficit público. As políticas macroeconômicas possuem papel fundamental no desempenho das cadeias produtivas do setor agrícola. Os Planos Collor e Real, no caso da economia brasileira, apresentaram diversos momentos, nos quais as políticas monetária e cambial afetaram fortemente os preços agrícolas e industriais.

As políticas econômicas de origem monetária, por exemplo, utilizando-se de instrumentos clássicos como o *open market*, a taxa de redesconto e a taxa do compulsório bancário, afetam o setor primário da economia. Quando tais políticas ocorrem de maneira expansiva, o que se observa é aumento na disponibilidade (oferta) de crédito. A redução das taxas de juros tende a aumentar a demanda de crédito e também a demanda de estoques da agricultura, levando, assim, ao aumento nos níveis de preços das *commodities*; no caso inverso, piora o termo de troca agrícola.

No caso de políticas cambiais, a apreciação da taxa de câmbio implica perda de competitividade das *commodities* agrícolas; a depreciação, por sua vez, implica ganho de competitividade.

Segundo SAYAD (1979), as relações entre a agricultura e a indústria podem ser modeladas de acordo com a teoria econômica. A agricultura pode ser comparada à economia clássica, com preços flexíveis (*flex-prices*) e pleno emprego, enquanto a indústria comporta-se como uma economia keynesiana, em que há excesso de capacidade e os preços são determinados pela aplicação de uma margem sobre os custos variáveis (*markup*)<sup>2</sup>. O setor agrícola tem preços mais flexíveis, devido à sua exposição ao mercado externo e por atuar em competição perfeita, isto é, os preços são determinados pelas interações de oferta e demanda. Na indústria, ao contrário, os preços (*fix-prices*) comportam-se de forma mais rígida ou respondem lentamente às variações das políticas

---

<sup>2</sup> A classificação de preços *flex* e *fix* é devido a HICKS (1974).

macroeconômicas, devido à existência de contratos de longo prazo e custos de ajustamento às condições do mercado.

Alguns analistas da economia agrícola internacional admitem também o comportamento diferenciado entre preços agrícolas e industriais. CHAMBERS (1984) e DEVADOS e MEYERS (1987), em estudos realizados para a economia norte-americana, mostraram que, perante choques monetários, os preços das *commodities* agrícolas americanas comportam-se com maior grau de flexibilidade no curto prazo que os preços dos bens manufaturados.

Diversos trabalhos na literatura econômica trataram do processo de ajustamento dos preços agrícolas diante das políticas macroeconômicas, principalmente em relação aos choques monetários e cambiais, no curto prazo. Nesses estudos, as análises empíricas do ajustamento foram feitas, em geral, mediante o uso de modelos de auto-regressão vetorial (VAR)<sup>3</sup>. Já para a análise num contexto de equilíbrio de longo prazo, o modelo VAR não é o mais indicado, porque não leva em consideração as relações econômicas de longo prazo (SANTANA e TEXEIRA, 1992 e 1993).

Caracterizando o setor agrícola como *flex-price*, o processo de ajustamento de seus preços em relação aos choques monetários podem levar a desequilíbrios iniciais, que são superiores (inferiores) ao equilíbrio de longo prazo, caracterizando o fenômeno do *overshooting* (*undershooting*) dos preços agrícolas (FRANKEL, 1986; RAUSSER et al., 1986; ORDEM e FACKLER, 1989; ROBERTSON e ORDEM, 1990).

Para a economia brasileira, os estudos que analisaram os efeitos de determinadas políticas macroeconômicas sobre os preços agrícolas e os preços industriais, no curto prazo, utilizando os modelos VAR, foram os de BESSLER (1984), BRANDÃO (1985), BURNQUIST e KYLE (1992 e 1995), BARROS (1992) e VIEIRA (1995).

Os resultados obtidos em BRANDÃO (1985) apóiam à idéia de que a política monetária expansionista afeta o termo de troca agricultura/indústria, confirmando a hipótese de flexibilidade dos preços agrícolas e de rigidez dos

---

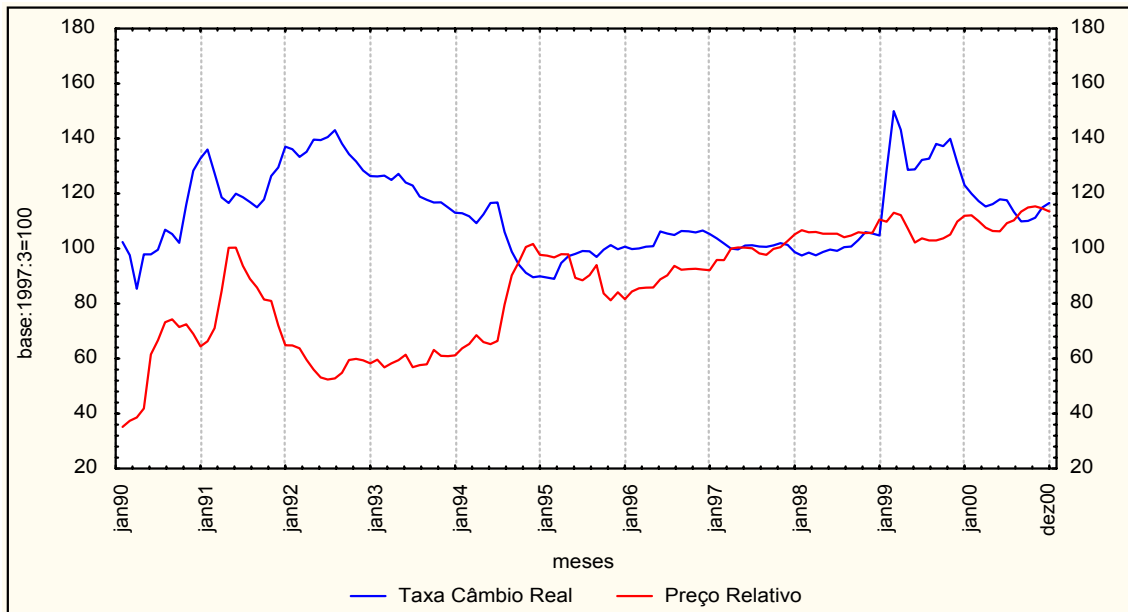
<sup>3</sup> Ver, por exemplo, BESSLER (1984), BURNQUIST e KYLE (1992) e VIEIRA (1995).

preços industriais no curto prazo. A agricultura é beneficiada, no curto prazo, por políticas monetárias expansionistas e prejudicada em caso contrário.

BURNQUIST e KYLE (1992), em estudo acerca dos efeitos de políticas monetárias sobre os preços agrícolas e preços industriais, evidenciaram comportamento diferenciado entre estes. A resposta, no curto prazo, é maior para os preços agrícolas *vis-à-vis* os preços industriais. No entanto, a resposta de curto prazo, dado o choque monetário, não é substancialmente maior que a sua tendência no longo prazo. Assim, de acordo com esses autores, não existe necessidade de utilizar outras políticas como formas de compensar o setor agrícola em função de condições adversas provocadas por ajustes macroeconômicos da política monetária na economia brasileira.

VIEIRA (1995) destacou que, para a economia brasileira, os choques não esperados na taxa de câmbio real efetiva tendem a afetar proporcionalmente mais o preço relativo agricultura-indústria do que choques da mesma magnitude na oferta monetária ou taxa nominal de juros. Para esse autor, as desvalorizações cambiais e as políticas monetárias expansionistas favorecem o setor agrícola relativo à indústria, no curto prazo.

Na Figura 1, mostra-se a evolução dos índices de preços agrícolas e industriais no atacado e da taxa de câmbio real efetiva, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000. Considerou-se a mesma base para efeitos de comparação, ou seja, março de 1997. A razão de escolha da base é que, em 1997, a economia apresentou evidências de estabilidade quanto aos choques internos e externos, ou seja, a crise mexicana havia sido superada, o período antecedeu as crises asiática e russa e o mercado interno comportou-se de forma estável. O mês de março foi escolhido em virtude de o início da colheita agrícola e os preços dos produtos agrícolas não estarem muito desalinhados, ou seja, não estão em seu pico nem no seu ponto de mínimo.



Fonte: Dados básicos do INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA - IPEA (2002).

Figura 1 - Índices de taxa de câmbio real efetiva e preço relativo agricultura/indústria, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000.

A Figura 1 evidencia mudança acentuada do preço relativo agricultura-indústria no período considerado. Esse índice variou de um mínimo de 35,19, em janeiro 1990, até um máximo de 115,33, em outubro de 2000. Deve-se destacar que os dois índices indicaram alta correlação, ou seja, o índice do preço relativo tendeu a acompanhar o índice da taxa de câmbio real efetiva, principalmente de janeiro de 1990 a setembro de 1991. É importante salientar que existem outras variáveis que influenciam o comportamento do índice preço relativo agricultura-indústria no período considerado; um exemplo seria a emissão monetária (base monetária) que cresceu à taxa geométrica de 5,97%, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000.

Na década de 90, é provável que o setor agrícola tenha se comportado de forma diferenciada do setor industrial, e os impactos dessas decisões políticas de econômica devem ser mensuradas de forma precisa, para que as perdas de um setor *vis-à-vis* o outro sejam compensadas. Uma forma de mensurar os impactos

de política econômica é analisar a reposta dos preços agrícolas e industriais a choques não esperados de variáveis macroeconômicas de interesse.

Cabe ressaltar que estudos empíricos dos efeitos das políticas macroeconômicas sobre o ajustamento dos preços agrícolas e industriais no curto prazo baseiam-se, principalmente, na questão da não-neutralidade das alterações da oferta monetária sobre os preços no curto prazo. Essa hipótese de não-neutralidade da oferta monetária tem sido testada com apenas três variáveis econômicas nos primeiros modelos de *overshooting*, ou seja, preços agrícolas, preços industriais e oferta monetária. Citam-se como exemplo os estudos de BESSLER (1984), BRANDÃO (1985), ORDEM e FACKLER (1989) e ROBERTSON e ORDEM (1990).

A inclusão da taxa de câmbio nos modelos empíricos de *overshooting* dos preços agrícolas é importante. A taxa de câmbio determina a competitividade dos bens comercializáveis e, no caso do Brasil, não deve ser omitida, pelo fato de o país ser grande exportador de *commodities* agrícolas. Estudos para a economia brasileira que incluíram a taxa de câmbio nos modelos empíricos foram os de BURNQUIST e KYLE (1992 e 1995), BARROS (1992) e VIEIRA (1995).

Em relação aos trabalhos citados anteriormente, além da inclusão da taxa de câmbio, este estudo contribui para uma adaptação do modelo teórico de *overshooting* dos preços agrícolas e utilização de testes econométricos mais recentes. Cabe salientar que as mudanças na conjuntura econômica que a economia brasileira sofreu na década de 90 também justificam o presente estudo. São elas: a abertura comercial, os planos Collor e Real e a adoção do sistema de taxa de câmbio flutuante ou flexível, com flutuações sujas, a partir de 1990.

### **1.3. Hipótese**

A hipótese deste trabalho foi de que as políticas monetárias e cambiais adotadas nos anos 90 afetaram mais os preços agrícolas (*flex-price*) do que os preços industriais (*fix-price*) no curto prazo.

## **1.4. Objetivos**

### **1.4.1. Geral**

O objetivo geral deste trabalho foi investigar os efeitos de políticas monetárias e cambiais sobre os índices de preços agrícolas e industriais no atacado, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000.

### **1.4.2. Específicos**

- a) Estimar a resposta dos preços agrícolas e industriais a choques monetários e cambiais.
- b) Estimar a proporção da variância de previsão dos índices de preços agrícolas e industriais que são atribuídos aos choques monetários e cambiais.

## **2. O CONTEXTO MACROECONÔMICO NA DÉCADA DE 90**

### **2.1. Considerações iniciais**

Nesta seção, comentam-se os planos de estabilização que foram implementados nesse período e mostram-se alguns indicadores macroeconômicos. Nas seções seguintes são fornecidos mais detalhes sobre as políticas monetárias e cambiais desses planos de estabilização. Cabe salientar que as diversas políticas monetárias e cambiais adotadas nesses programas de estabilização da inflação foram importantes para explicar o comportamento dos preços agrícolas e industriais na década de 90.

A taxa de inflação da economia brasileira havia atingido patamares elevados no início dos anos 90 devido, em grande parte, ao insucesso dos programas de estabilização implementados na década de 80. Em março de 1990 foi proposto um novo programa de estabilização (Plano Collor I), que se baseava no congelamento temporário de preços e salários e propunha a remonetização da economia.

O grande empecilho para os tomadores de decisão era que o papel-moeda e os depósitos à vista nos bancos comerciais haviam sido substituídos por *overnight*, fundos de curto prazo e cadernetas de poupança, que, por sua vez,

desempenhavam as funções de uma “quase moeda” indexada, ou seja, reserva de valor, unidade de conta e meio de pagamento.

Assim, o grande desafio enfrentado pelo Banco Central (BACEN) foi a condução da política monetária, cabendo-lhe a importante missão de converter a dívida pública em meios de pagamento.

Em face desse importante desafio, foram instituídas algumas medidas de desindexação da economia, segundo BAER (1996):

- a) Bloqueio ou congelamento por 18 meses de 80% dos depósitos do *overnight*.
- b) Introdução da nova moeda na economia (cruzeiro) em substituição ao “cruzado novo”.
- c) Entrada em vigor do imposto extraordinário e único sobre operações financeiras (IOF) e sobre os ativos financeiros.
- d) Congelamento inicial de preços e salários.
- e) Adoção da taxa de câmbio flutuante ou flexível.
- f) Medidas de políticas para acelerar o processo de abertura comercial.
- g) Início das privatizações .

As medidas de cunho monetário culminaram no aperto de liquidez imediata da economia. O receio de aprofundamento da recessão e pressões de diversos setores da economia levaram o governo federal a liberar, antes do programado, os depósitos dos ativos financeiros bloqueados.

Em virtude do aperto de liquidez da economia, num primeiro momento, via medidas restritivas sobre o estoque de ativos financeiros, foi inevitável a conjuntura recessiva no período, como mostrado na Tabela 1.

Na Tabela 1, percebe-se que, no segundo trimestre de 90, o PIB apresentou queda da ordem de 8,2%, fato explicado pelo congelamento dos ativos financeiros. Na análise do terceiro trimestre de 90, observou-se que o PIB cresceu 7,4%, fato explicado pelo desbloqueio dos ativos financeiros e pelo rápido processo de emissão monetária.

Tabela 1 - Taxas de crescimento trimestral do produto interno bruto brasileiro, no período de 1990 a 1993

	PIB (%)	Agricultura (%)	Indústria (%)	Serviços (%)
<b>1990</b>				
I	-2,5	-6,9	-2,7	-0,8
II	-8,2	4,1	-15,4	-3,8
III	7,4	1,6	12,8	2,3
IV	-1,9	1,6	-4,8	0,0
<b>1991</b>				
I	-4,1	-3,1	-6,0	-1,6
II	6,4	1,6	12,6	3,8
III	2,3	2,3	0,0	0,0
IV	-2,5	0,0	-3,8	0,0
<b>1992</b>				
I	-0,7	6,0	-2,0	0,0
II	-1,3	0,0	-2,0	0,0
III	-0,7	-2,9	-1,5	-1,7
IV	2,4	4,4	4,3	1,5
<b>1993</b>				
I	3,8	4,7	-3,8	-0,2
II	1,0	0,0	0,0	0,0
III	-2,6	0,0	0,0	0,0

Fonte: BAER (1996).

A inflação caiu drasticamente num primeiro momento, mas, a partir de julho de 1990, volta a subir em ritmo acelerado, em virtude da flexibilização das medidas de controle de preços e salários e do processo irregular de remonetização da economia.

Em 1.º de fevereiro de 1991, foi implementado um novo programa de estabilização para controlar o crescimento da taxa de inflação (Plano Collor II). A estratégia dessa vez foi a reforma financeira, com a eliminação do *overnight*. Surgiu o Fundo de Aplicações Financeiras (FAF) em substituição ao *overnight*, cuja composição era controlada pelo governo federal.

Embora as medidas do Plano Collor II tenham gerado impactos de curto prazo sobre os níveis de preços, nos períodos posteriores não ocorreu nenhum tratamento de choque na economia e os esforços foram concentrados no controle do fluxo de caixa público e nos meios de pagamento, bem como no descongelamento de preços e na liberação dos ativos ainda bloqueados, que representavam 6% do PIB (BAER, 1996).

Um rápido e ineficaz ajuste contra a inflação foi implementado para o período de 1992 a 1993 e baseava-se na forte restrição ao crédito, num gradual fortalecimento das finanças públicas e em uma taxa de câmbio que deveria manter o valor real do cruzeiro. O principal problema da economia, nesse período, foi a situação fiscal do governo federal, que, conjuntamente com as expectativas negativas quanto à crise política, culminou com o *impeachment* do presidente por denúncias de corrupção. A inflação voltou a acelerar-se, trazendo preocupação quanto ao cenário macroeconômico.

Dois fatos de extrema importância ocorreram em 1993: a criação do “Plano de Ação Imediata”, cujo objetivo era reduzir o déficit público, tanto em nível federal quanto estadual; e a proposta de criação de um novo programa de estabilização. A proposta do novo plano de estabilização buscava o controle da inflação em duas fontes: o ajuste fiscal e um novo sistema de indexação, que levaria à criação de uma nova moeda.

O novo indexador foi criado no final de fevereiro de 1994 e chamado de Unidade Real de Valor (URV). Este, por sua vez, estava vinculado ao dólar, na

base de 1 para 1. A cotação da URV em cruzeiros reais aumentava diariamente, vinculada a três índices de preços: Índice Geral de Preços - Mercado da Fundação Getúlio Vargas (FGV); Índice de Preços ao Consumidor - Índice do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE); e Índice de Preços - Fundação de Pesquisas da Universidade de São Paulo (IGP-M, IPCA e IPC-FIPE).

O Plano Real, implementado em 1.º de julho de 1994, gerou fortes impactos em todos os setores da economia brasileira. A inflação, por exemplo, medida pelo Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), decresceu de 46,60% em junho de 1994 para a taxa mensal de 5,47% em julho, 3,34% em agosto e 1,55% em setembro de 1994. De julho de 1994 a março de 1995, a taxa média de inflação medida pelo IGP-DI foi de aproximadamente 2,25% a.a. O PIB cresceu 5,67% em 1994, destacando-se o setor industrial, com um crescimento de 7%; e o setor agrícola, com 7,6%, confirmado pela safra recorde de cerca de 80 milhões de toneladas de grãos (MINISTÉRIO DA FAZENDA, 2002).

O consumo aumentou também significativamente e alavancou alguns setores de bens duráveis e não-duráveis, fato explicado pelo ganho de renda real dos agentes econômicos, em virtude da queda da inflação e do aumento do salário real dos trabalhadores. O aumento médio de 20% no consumo, segundo BAER (1996), é a principal explicação para o crescimento positivo do PIB, no período pós-implementação do Plano Real.

Na Tabela 2 é evidenciado o comportamento de algumas variáveis macroeconômicas durante o período de 1994 a 2000, ou seja, a implementação do Plano Real.

Na Tabela 2, percebe-se que o deflator de PIB caiu de 2.240,17 em 1994 para 77,55 em 1995, evidenciando o sucesso do Plano Real na redução da inflação. O outro indicador que evidenciou queda foi a dívida líquida externa em proporção do PIB, que de 10,77 em 1994 passou para 8,2 em 1995, comportamento explicado pela apreciação cambial e queda da inflação.

Tabela 2 - Principais indicadores da economia brasileira, no período de 1994 a 2000

Ano	PIB (%) taxa crescimento	Deflator (%)	NFSP primário (%) PIB	Investimento (%) PIB	Reservas (US\$ milhões)	Dívida externa líquida (%) PIB
1994	5,85	2.240,17	-5,21	20,81	38.806,30	10,77
1995	4,22	77,55	-0,27	21,36	51.840,30	8,20
1996	2,66	17,41	0,09	20,25	60.110,10	3,97
1997	3,27	8,25	0,87	20,40	52.172,72	4,15
1998	0,13	4,85	-0,01	19,77	44.556,45	3,65
1999	0,81	4,59	-3,24	18,11	36.342,28	10,97
2000	4,36	8,03	-3,51	19,12	33.011,50	9,97

Fonte: INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE (2002) e BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN (2002).

Nota: O deflator do PIB é utilizado como medida da inflação; NFSP significa Necessidade de Financiamento do Setor Público.

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.

Várias políticas macroeconômicas foram adotadas no período de 1994 a 2000, como exemplo a política cambial, que foi de câmbio fixo com flutuação suja e sobrevalorização num primeiro momento do plano até a adoção de câmbio flutuante e desvalorização em 1999.

De certa forma, a estabilização agravou alguns problemas, e outros permaneceram na economia; haja vista que o crescimento econômico não se sustentou, as taxas de desemprego aumentaram e, por fim, as contas externas deterioraram-se, colocando a economia brasileira em situação de vulnerabilidade externa. Assim, é de extrema importância discutir passo a passo todas as políticas macroeconômicas adotadas na década de 90.

## 2.2. Política monetária

A política monetária consiste em ações das Autoridades Monetárias, BACEN e Comissão de Valores Mobiliários (CVM), que alteram o grau de liquidez da economia - medida pelo total de meios de pagamentos -, a estrutura das taxas de juros e as condições de crédito (SILVA, 2001).

No Brasil, o BACEN é o órgão que executa e desempenha papel importante na condução das políticas monetária e cambial. Além de “guardião da moeda”, este atua na regulação e fiscalização do Sistema Financeiro Nacional (SFN). Quanto à forma de condução das políticas monetárias, estas podem ser conduzidas por regras ou discricção, e o seu executor pode ser classificado como independente ou não, de acordo com o sistema monetário de cada país.

O BACEN utiliza-se de três instrumentos clássicos de política monetária. São eles: *open market*, redesconto e taxa de compulsório.

O *open market* são operações de mercado aberto, em que o BACEN vende ou compra títulos públicos no mercado, alterando a taxa de juros.

Quando os bancos comerciais apresentam dificuldades de liquidez, estes recorrem à Autoridade Monetária, que, por sua vez, pode utilizar o instrumento do redesconto. Neste instrumento, o BACEN funciona como o banco dos bancos, descontando títulos dos bancos comerciais a uma taxa pré-fixada. Entretanto, os bancos comerciais podem recorrer ao mercado interbancário, evitando o redesconto oficial, que é tido como último recurso para os problemas de solvência.

A taxa de compulsório é o instrumento que incide diretamente na capacidade de expansão das atividades dos bancos comerciais. O BACEN altera o nível de reservas dos bancos comerciais pela taxa de compulsório bancário. Uma parcela dos depósitos à vista nas contas correntes é depositada compulsoriamente na Autoridade Monetária.

Uma análise da política monetária brasileira no período de 1990 a 1993 permite a sua classificação como passiva, em razão da fixação da taxa de juros em níveis altos para a rolagem da dívida pública, e o BACEN não tinha controle

sobre os agregados monetários, em virtude da alta taxa de inflação. O regime monetário vigente remunerava a moeda em seu conceito amplo, a uma taxa de juros *overnight*, em termos reais mais ou menos constantes. Essa postura da Autoridade Monetária adveio, de certa forma, do processo inflacionário em curso, ou seja, qualquer elevação dos preços relativos domésticos tinha como resultado aumentos de magnitude similar no conceito amplo de moeda.

Nesse contexto, os instrumentos clássicos de política monetária numa economia com processo inflacionário dependente de financiamento da dívida pública são inoperantes, caracterizando a passividade monetária.

Nesse período, a utilização da taxa de compulsório sobre os depósitos nos bancos comerciais, como medida clássica de política monetária, mostrou-se ineficaz, porque não existia nenhuma pressão sobre o crédito bancário.

Em face da passividade monetária, somente as operações *open market*, como instrumento clássico, possuíam alguma finalidade na condução da política monetária. Em virtude da aceleração do processo inflacionário, eram fixadas, em operações de mercado aberto, taxas diárias no *overnight* como alternativa de rolagem da dívida pública.

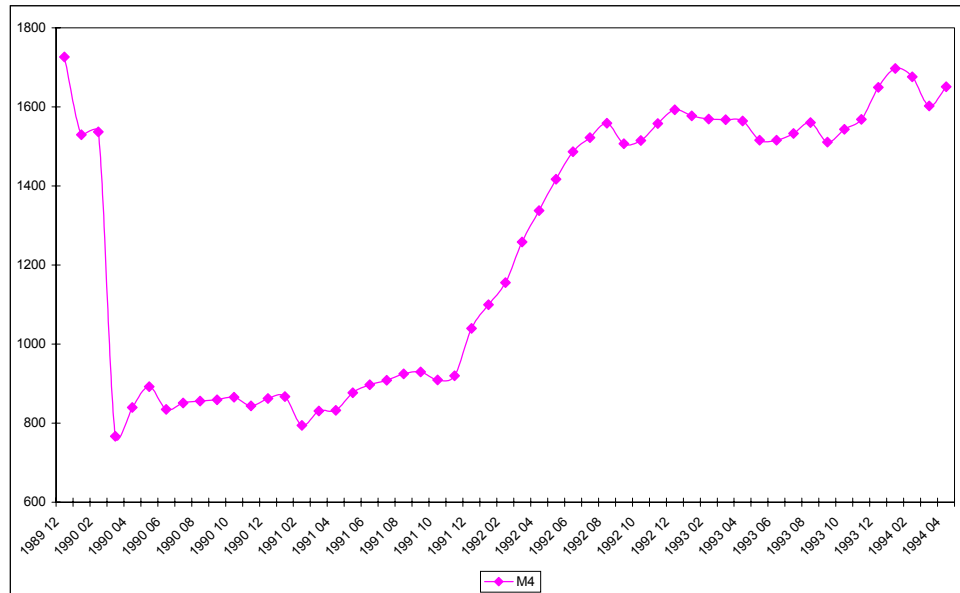
Como medidas de combate à inflação e dado o caráter passivo da política monetária, o BACEN centrou esforços no aperto da liquidez da economia. A redução da liquidez constituiu o bloqueio dos ativos financeiros, ou seja, bloqueio das aplicações no *overnight*, fundos de circulação de curto prazo e dos depósitos de poupança.

O congelamento dos ativos financeiros e o aperto de liquidez da economia podem ser classificados como a busca para tornar a política monetária ativa, mas mostrou-se clara a preocupação com o estoque e não com o fluxo de moeda.

Para os tomadores de decisão, o congelamento dos ativos financeiros faria com que a taxa de juros refletisse a total liquidez da economia, funcionando como variável de ajuste. Dessa forma, tentava-se aniquilar o mecanismo da “zeragem automática” que garantia a adequação da oferta de moeda à taxa de

juros, de forma que o BACEN comprometia-se a recomprar os títulos públicos que os bancos comerciais não conseguissem comercializar.

Na Figura 2, mostra-se a evolução do agregado amplo de moeda (M4), deflacionado pelo IGP-DI, no período de dezembro de 1989 a abril de 1994. Percebe-se, nessa figura, a queda do agregado monetário (M4) de janeiro de 1990 da ordem de 1.529,43 milhões de reais, no fim de período, para 767,10 milhões de reais em março de 1990. Essa queda brusca resultou do bloqueio dos ativos financeiros imposto pelo Plano Collor I.



Fonte: Dados básicos do IPEA (2002).

Figura 2 - Evolução do agregado M4 de moeda, no período de dezembro de 1989 a abril de 2000.

Nota-se, na Figura 2, que o M4 voltou a subir nos períodos subsequentes. Esse comportamento, que resultou das pressões dos diversos setores, e o receio de recessão econômica fizeram com que o governo voltasse atrás quanto ao aperto de liquidez. Com isso, foi flexibilizado o período de devolução dos ativos bloqueados, que, por sua vez, implicaram aumento dos meios de pagamento.

Quanto ao comportamento dos agregados monetários, pela análise da Tabela 3, tem-se a dimensão da política monetária adotada no período de vigência dos Planos Collor I e II.

Tabela 3 - Preços e agregados monetários na economia brasileira (taxas de crescimento médio mensal), no período de 1989 a 1992<sup>4</sup>

	Preços	M1	M2	M3	M4
<b>1989</b>					
I	17,5	12,2	20,4	21,5	19,0
II	14,9	19,7	14,4	12,9	14,4
III	37,8	21,1	33,1	30,4	30,1
IV	44,5	56,2	50,6	45,0	46,7
<b>1990</b>					
I	75,0	91,7	24,4	28,4	27,4
II	9,8	24,7	32,4	27,9	33,2
III	12,5	8,0	9,2	11,5	13,5
IV	16	19,3	15,7	15,9	15,6
<b>1991</b>					
I	16,1	14,8	16,0	16,4	15,1
II	8,4	8,5	8,7	9,1	11,2
III	14,8	13,5	16,3	15,1	16,2
IV	24,6	21,1	32,7	32,5	29,5
<b>1992</b>					
I	24,1	9,3	32,2	30,4	32,3
II	20,8	24,6	26,7	25,7	26,8
III	24,9	20,7	23,9	23,9	24,6

Fonte: BAER (1996).

<sup>4</sup> Segundo atualmente o BACEN, M1 = ao papel-moeda em poder do público mais os depósitos à vista nos bancos comerciais; M2 = M1 + depósitos especiais remunerados + depósitos de poupança + títulos emitidos por instituições depositárias; M3 = M2 + quotas de fundos de renda fixa + operações compromissadas registradas no *selic*; M4 = M3 + títulos públicos de alta liquidez.

De acordo com a Tabela 3, no segundo trimestre de 1990 a taxa de crescimento médio mensal foi de 33,2%, para o agregado amplo de moeda (M4), e, no terceiro trimestre de 1990, o mesmo agregado apresentou taxa de crescimento de apenas 13,5%. Essa queda no crescimento desse agregado foi devida ao bloqueio dos ativos financeiros no período de implementação do Plano Collor I. Nota-se também, nessa tabela, no mesmo período, a queda da inflação de 75% para 9,8%, respectivamente, no primeiro e segundo trimestres.

Em contrapartida à liberação dos ativos bloqueados, devido às pressões de diversos setores econômicos e ao temor da recessão que afligia a economia, a taxa mensal média de crescimento do agregado (M4) voltou a crescer, conjuntamente com os níveis de preços, decretando o fim do plano de estabilização Collor I.

Nessa conjuntura de aumento de liquidez, a aceleração inflacionária voltou a atingir a economia. Novamente, foi colocado em prática um novo programa heterodoxo de estabilização: o Plano Collor II. Basicamente, a política monetária adotada no período de 1991 a 1992 foi a eliminação do mecanismo de zeragem automática.

A alternativa para o *overnight* foi a criação do Fundo de Aplicações Financeiras (FAF) como medida para a ruptura da memória inflacionária. A composição do FAF era controlada pelo governo. Por sua vez, a remuneração deste fundo era dada por uma taxa de referencial (TR) que refletia a média da remuneração futura de títulos federais e privados.

Conforme mostrado na Tabela 3, o programa Collor II, implementado na economia, teve como efeito direto a redução de preços de 16,10% no primeiro trimestre de 1991 para 8,4% no período subsequente. Quanto aos meios de pagamentos (M1), tem-se uma redução drástica na taxa de crescimento médio mensal de 14,8% para 8,5%, do primeiro para o segundo trimestre, respectivamente.

Em contrapartida, as expectativas inflacionárias e as especulações sobre as medidas de política econômica fizeram a inflação acelerar, a partir do terceiro trimestre, de uma taxa de 14,8% para 24,6% no quarto trimestre de 1991.

Conforme se pode verificar na Tabela 3, todos os agregados monetários voltaram a subir em virtude do processo inflacionário que a economia voltava a experimentar.

A política monetária, no período de 1994 a 2000, foi considerada como ativa, pois o BACEN passou a ter controle sobre os instrumentos clássicos de condução dos agregados monetários. O Plano Real adquiriu a confiança dos agentes quanto à regulação dos contratos, pois a economia em períodos anteriores era dependente quanto ao mecanismo de reajustes das expectativas inflacionárias. Enfim, a política monetária deveria desempenhar papel mais ativo na parte inicial, na reforma monetária e, posteriormente, na condução dos agregados monetários.

O governo anunciou metas de condução monetária, quanto aos reajustes futuros de contratos, para que os agentes não-econômicos fossem induzidos num processo de memória inflacionária. Tendo em vista as metas monetárias fixadas em lei, o governo cumpriu aquelas pertinentes aos dois últimos trimestres de 1994.

A base monetária<sup>5</sup> manteve-se em R\$ 14,8 bilhões pela média dos saldos diários no trimestre outubro-dezembro de 1994. Esse valor ficou abaixo do limite de R\$ 15,1 bilhões fixado em lei; em contrapartida, ao agregado de base ampliada (que inclui os títulos públicos federais em mercado), a média do último trimestre de 1994 ficou em R\$ 78,9 bilhões, sendo inferior ao limite proposto por lei de R\$ 80,1 bilhões (MINISTÉRIO DA FAZENDA, 2002).

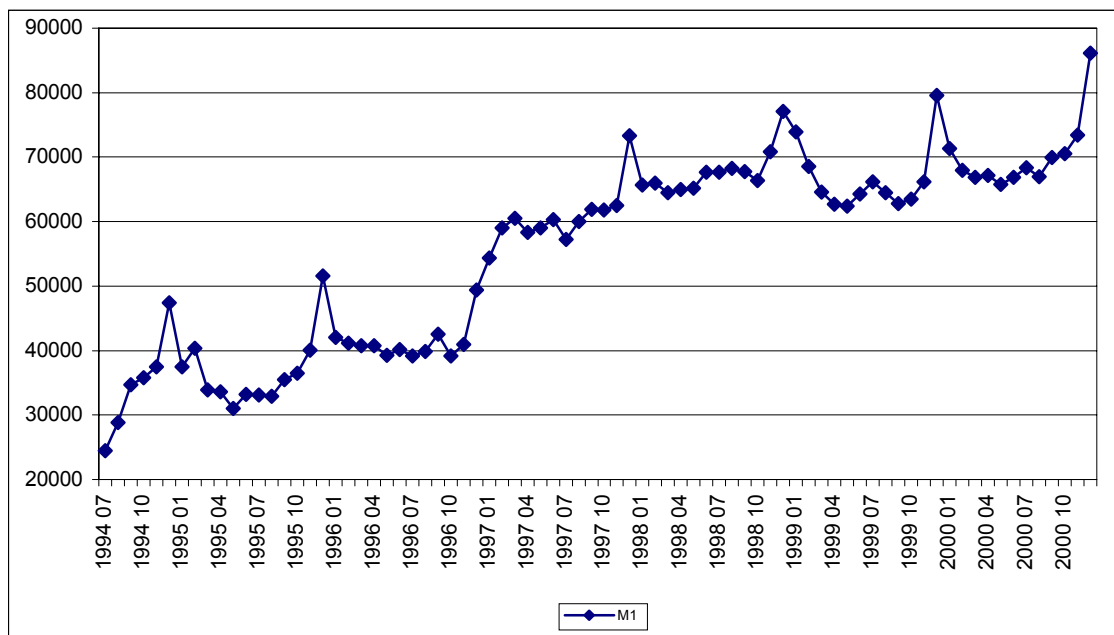
A remonetização da economia também é classificada como um processo importante no sucesso de qualquer programa de estabilização, haja vista a pressão da demanda por moeda sobre a oferta. O sucesso advém da capacidade de o BACEN controlar, de forma ativa, a emissão monetária, sem comprometer a redução do nível de preços na economia.

---

<sup>5</sup> A base monetária corresponde à criação de moeda primária pelo BACEN e é divulgada nos conceitos restrito e amplo; no primeiro corresponde ao total de papel-moeda em circulação somado às reservas bancárias, ao passo que no segundo inclui os depósitos compulsórios em espécie e títulos federais (tanto do BACEN quanto do Tesouro) fora do BACEN.

A pressão de demanda por moeda, como consequência natural da remonetização, foi muito forte nos primeiros três meses do real. A base monetária, pela média dos saldos diários, passou de R\$ 3,5 bilhões em 30 de junho para R\$ 6,5 bilhões em 31 de julho e de R\$ 9,0 bilhões em 31 de agosto para R\$ 11,2 bilhões em 30 de setembro de 1994. No mês de dezembro, pela média dos saldos diários, a base monetária ficou em R\$ 17,2 bilhões (MINISTÉRIO DA FAZENDA, 2002).

Naturalmente passada a euforia da remonetização, os agentes tenderam a demandar moeda em ritmo menor que no início do processo de ruptura da inflação. A Figura 3 evidencia o comportamento dos meios de pagamentos (papel-moeda em poder do público mais depósitos à vista nos bancos comerciais), no período de julho de 1994 a dezembro de 2000.



Fonte: Dados básicos do IPEA (2002).

Figura 3 - Evolução dos meios de pagamento (M1) em milhões de reais, no período de julho de 1994 a dezembro de 2000.

Percebe-se, na Figura 3, que os meios de pagamento (M1) estão em termos reais. De certa forma, o agregado manteve crescimento considerável de 24.460,14 milhões de reais em julho de 1994 para 86.091,85 milhões de reais em dezembro de 2000. Esse crescimento dos meios de pagamentos foi atribuído à forte pressão da demanda por moeda *vis-à-vis* a queda da inflação e aumento da preferência do público em manter encaixes reais.

Nota-se também, a partir da Figura 3, que os meios de pagamento apresentaram queda brusca, em janeiro de 1996. Esse fato é explicado pelo final do processo de remonetização da economia, juntamente com as medidas restritivas de política monetária dos períodos anteriores, em face do ajuste da crise mexicana.

Em dezembro de 1994, de acordo com a Medida Provisória do Real, a meta monetária deixou de ser fixada em lei. O novo critério de fixação de metas foi substituído pelo processo de submissão ao Senado Federal de uma programação monetária a ser previamente definida para cada trimestre.

Cabe salientar que o Plano Real também utilizou alta taxa de juros básica como âncora monetária. Esta foi fixada em determinado patamar, com a finalidade de manter a demanda agregada sob controle. Isso, juntamente com as elevadas taxas de juros e as medidas de restrição ao crédito bancário, levou a casos de insolvência no sistema financeiro, em que alguns bancos privados pequenos encerraram suas atividades e outros passaram por intervenções do BACEN.

O elevado diferencial de taxas de juros internas *vis-à-vis* taxas de juros externas trouxe alguns problemas para a economia brasileira, dos quais são citados aumento da dívida pública interna, aumento do déficit de transações correntes e, por fim, baixas taxas de crescimento econômico.

A dívida mobiliária interna aumentou, porque altas taxas de juros tendem a elevar o fluxo internacional de capital de dólares, que, por sua vez, tende a aumentar a disponibilidade de crédito no sistema.

Como a redução da inflação era o principal objetivo do programa de estabilização, a Autoridade Monetária teve que esterilizar a entrada de capitais

via operações de *open market*, ou seja, ocorre a redução da base monetária e, simultaneamente, faz emissão de títulos da dívida pública, que, com juros mais altos, aumenta o montante da dívida mobiliária.

Em 1999, o governo federal acertou com o Fundo Monetário Internacional o sistema de metas inflacionárias (*inflation target*) como moldura para a política monetária, fixando metas anuais para os preços ao consumidor em 8% para 1999, 6% para 2000 e 4% para 2001.

A política monetária tem se mostrado o instrumento relativamente mais eficiente de regulação do nível de atividade econômica no Plano Real. A cada conjuntura ou período se adota um tipo de política monetária flexível, ou seja, a base monetária sofre aumento ou redução, implicando aumento ou queda da atividade econômica, o que caracteriza uma política que os economistas denominam de *stop and go* (para e acelera).

### **2.3. Política cambial**

As economias abertas relacionam-se com o resto do mundo mediante transações comerciais e financeiras, que são registradas no balanço de pagamentos. A taxa de câmbio é o indicador das trocas entre as economias, ou seja, ela tende a afetar os bens *tradable* e os *non-tradable*, de forma a implicar maior ou menor competitividade, assim como alocação intersetorial dos recursos produtivos na economia.

A taxa de câmbio apreciada<sup>6</sup> ou valorizada implica perdas de competitividade dos produtos internos *vis-à-vis* os externos, ou seja, os importadores são favorecidos enquanto se penalizam os exportadores. Em contrapartida, no caso inverso, ou seja, a taxa de câmbio depreciada ou desvalorizada, leva a ganhos para os exportadores e perda para os importadores.

---

<sup>6</sup> Segundo DORNBUSCH e STANLEY (1991), os termos apreciação e depreciação referem-se ao sistema de taxas de câmbio flexíveis, enquanto os conceitos valorização e desvalorização referem-se ao sistema de câmbio fixo.

Segundo ROCHA (2000), existem basicamente três tipos de política cambial. A primeira é denominada taxa de câmbio fixa, em que o governo tem o poder de fixar a taxa de câmbio nominal. Para isso, em geral, a Autoridade Monetária passa a deter o monopólio sobre as transações das divisas externas ou delega poder às instituições financeiras, necessitando de reservas significativas de moeda estrangeira, já que deve comprar e vender qualquer montante de recursos externos à taxa de câmbio fixada.

Já na segunda forma de política cambial, denominada taxa de câmbio flexível, o mercado passa a determinar a cotação de divisas, definindo o comportamento do câmbio. O balanço de pagamentos, no caso de uma política de câmbio flexível, tende para o equilíbrio, pois qualquer desequilíbrio provoca alteração na taxa de câmbio no sentido de reverter o déficit ou superávit. A terceira política cambial é denominada câmbio administrado; trata da determinação de uma banda cambial, ou seja, um intervalo em que a cotação das divisas externas pode oscilar devido a pressões de mercado (ROCHA, 2000).

No início da década de 90 foi adotado, no Brasil, um sistema de câmbio flutuante, em que o BACEN abriu mão do monopólio de compra e venda no mercado de câmbio. Assim, o papel de determinar o valor ou preço diário do câmbio ficou a cargo das instituições financeiras pelas interações de oferta e demanda no mercado cambial. Com isso, a Autoridade Monetária somente fazia operações no mercado cambial, ou seja, de compra ou venda de divisas, de acordo com as necessidades e objetivos em relação às reservas internacionais e à base monetária. O BACEN não teria mais a obrigação de comprar ou vender moeda estrangeira a uma taxa pré-anunciada pelas políticas de minidesvalorizações vigentes desde 1968.

Embora o governo tenha-se mostrado totalmente a favor da flutuação cambial e conversibilidade, a primeira se verificou, enquanto a segunda ele adotou o sistema de flutuação suja, ou seja, o BACEN passou a intervir cada vez mais nos mercados oficiais flutuante e turismo.

Como exemplo da flutuação suja no mercado cambial brasileiro, tem-se o episódio ocorrido na segunda metade de 1990, em que a aceleração

inflacionária tornou a taxa de câmbio real valorizada, forçando o governo a interferir no mercado cambial, a fim de evitar uma sobrevalorização do cruzeiro. Com a sobrevalorização do cruzeiro e a eliminação do programa de incentivos à exportação, foi inevitável o declínio das exportações, da ordem de 8,7%, e as importações aumentaram 11,5% em 1990, fruto da sobrevalorização e do aumento do preço do petróleo no mercado internacional, originados pela crise do Iraque (BAER, 1996).

Cabe salientar que, no período de 1990 a 1994, o BACEN adotou políticas cambiais distintas, dependendo da conjuntura econômica que o país apresentava. Por exemplo, depois da adoção do sistema de taxas de câmbio flutuante, o governo retornou à política de taxas de câmbio fixo, em que esta foi monitorada por meio de leilões de câmbio periódicos.

A política cambial que se adotou no novo programa de estabilização (Plano Real) foi muito diferente da do período anterior. A combinação entre as altas taxas de juros domésticas e a banda assimétrica da política cambial resultaram na apreciação do real perante o dólar. Da paridade unitária do início do Plano Real, a moeda nacional apreciou-se para R\$ 0,846 por dólar, em 31 de dezembro de 1994. Essa apreciação correspondeu a uma taxa de 15%, que reforçou o declínio da taxa de câmbio/salários (BACHA, 1998).

Em março e junho de 1995, o governo adotou algumas mudanças drásticas na política econômica como reação aos desequilíbrios externos, ou seja, ao "efeito tequila" da crise mexicana de dezembro de 1994. Primeiramente, o governo elevou substancialmente a taxa de juros e, conjuntamente, impôs algumas medidas de restrição creditícia.

Simultaneamente ao aperto monetário, em março de 1995 o BACEN promoveu uma desvalorização de 5% do real em relação ao dólar e substituiu a banda assimétrica por uma banda flutuante de câmbio. As incertezas quanto à nova forma que o governo operaria no novo regime de bandas cambiais levaram a uma pressão temporária sobre as reservas internacionais.

Passada a euforia inicial, o BACEN definiu uma "banda larga" para a taxa de câmbio. O BACEN realizou intervenções diárias para caracterizar uma

"minibanda". Essas desvalorizações da taxa de câmbio eram pequenas e sucessivas, sem magnitude predeterminadas (BACHA, 1998).

No novo sistema de bandas largas, adotou-se o câmbio indexado ao IGP-DI, em 1995, e a partir de janeiro de 1996 o câmbio passou a ter uma defasagem menor, acompanhado pelo IPA-DI, que tendeu a convergir lentamente para o índice geral de preços com a redução da taxa de inflação. Os deslocamentos dentro da suposta "banda larga" seguiram, na prática, um comportamento de deslizamento do tipo *crawlingpeg* (TAVARES, 1998).

As crises dos países asiáticos<sup>7</sup> em 1997 e o agravamento dos desequilíbrios macroeconômicos, em virtude da apreciação cambial e das altas taxas de juros, preconizavam mudanças na condução da política econômica, tanto cambial quanto monetária.

Segundo MÜNCH (1998), durante a crise da Ásia, em outubro de 1997, o Brasil perdeu US\$ 10 bilhões, defendendo o real, e ainda precisou elevar as taxas de juros para 43% a.a., para uma inflação de 7% ao ano.

Quando ocorreu a iniciativa de flexibilizar as bandas de câmbio como foi o caso da política adotada em 1997, com a finalidade de aumentar a credibilidade do regime cambial, houve tendência de geração de maior volatilidade no mercado. Nesse contexto, caberia à Autoridade Monetária traçar um programa cambial mais satisfatório, que não prejudicasse a estabilidade econômica e assegurasse menor instabilidade no mercado cambial diante das crises mundiais.

Segundo AVERBUG e GIAMBIAGI (2000), a opção escolhida foi a do gradualismo. Para esses autores, quando se compara a conjuntura econômica de 1998 com a de 1997, verificam-se melhorias significativas em 1998 no resultado fiscal primário, assim como desvalorização real da moeda nacional. De certa forma, havia melhorado a situação brasileira no mercado internacional, e as taxas de juros caíram de quase 40% a.a. para menos de 20% a.a. As promessas de melhorias nas contas fiscais para que o Brasil tivesse uma conseqüente melhoria

---

<sup>7</sup> Os países asiáticos que passaram por crises cambiais foram: Tailândia, Coréia do Sul, Indonésia e Malásia.

gradual das contas externas a partir de 1999, em um ambiente de inflação baixa, próxima à internacional, foram recebidas pelo mercado com grande otimismo.

Segundo AVERBUG e GIAMBIAGI (2000), a moratória da Rússia em 1998 gerou efeitos devastadores na economia brasileira, e as contas externas para 1999 simplesmente "não fechavam", gerando especulações de todo tipo por parte dos agentes econômicos. O grande temor dos analistas de mercado era a desvalorização do real em relação ao dólar. As reservas que haviam atingido o montante de US\$ 75 bilhões, como consequência da venda da Telebrás, em apenas 50 dias, até final de setembro, reduziram-se para US\$ 30 bilhões, episódio que ficou conhecido como "setembro negro".

Paralelo à crise, o Fundo Monetário Internacional (FMI) e mais algumas instituições financeiras internacionais colocaram à disposição do Brasil um valor significativamente alto, da ordem de US\$ 42 bilhões, para inviabilizar a desvalorização do real. Antes mesmo de a equipe sacar a quantia no FMI, acreditando num sucesso sobre a crise, ocorreram dois fatos políticos internos que inviabilizaram a saída da crise financeira.

O primeiro foi a não-votação das medidas de ajuste fiscal em dezembro de 1998 e o segundo, a moratória temporária da dívida do Estado de Minas Gerais com o governo federal. Embora o não-pagamento da dívida de Minas Gerais implicasse muito pouco sobre o caixa da União, os mercados financeiros internacionais assimilaram nos fatos o não-cumprimento de metas fiscais futuras, que, por sua vez, tenderiam a reduzir a capacidade de pagamento da economia brasileira, num período de tempo relativamente curto.

Segundo AVERBUG e GIAMBIAGI (2000), no caso brasileiro a idéia clara de que o governo estava perdendo autonomia na condução da política cambial era ressaltada pelo acordo inicial assinado com o FMI sob a vigência de "câmbio controlado", ou seja, que as "reservas internacionais líquidas ajustadas"<sup>8</sup> não poderiam ser inferiores a US\$ 20 bilhões. No início de janeiro de 1999, as perdas de reservas acentuaram-se. No final da experiência do câmbio controlado, as perdas de reservas eram da ordem de US\$ 1 bilhão/dia.

---

<sup>8</sup> Este conceito é definido como as reservas brutas menos as obrigações oficiais brutas.

No dia 13 de janeiro de 1999, foi substituído o presidente do BACEN, e passou a vigorar um novo sistema de banda. O novo sistema de câmbio durou exatamente 48 horas. Sem mais nenhuma medida de controle cambial, o BACEN deixou o câmbio flutuar no dia 15 de janeiro de 1999, ocorrendo uma forte desvalorização do real, que, de R\$1,21/US\$, alcançou uma média de R\$1,52/US\$ em janeiro de 1999, R\$1,91/US\$ em fevereiro de 1999 e R\$1,90/US\$ em março de 1999.

Com a adoção da taxa de câmbio flutuante e a depreciação do real, ocorreu melhoria significativa na competitividade dos bens *tradable* brasileiros.

A taxa de câmbio flutuante, que passou a vigorar em janeiro de 1999, não foi substituída por nenhum outro modelo de política cambial. Cabe ressaltar que, dependendo dos interesses dos tomadores de decisão quanto ao valor do câmbio satisfatório que determina equilíbrio, inflação, base monetária e déficit público, a Autoridade Monetária intervém no mercado cambial, num sistema de flutuação suja.

O regime cambial brasileiro foi muito distinto ao longo dos anos 90. Primeiramente, adotou-se em 1990 o regime de taxas flutuantes com crescente conversibilidade. Posteriormente, deslocou-se para o regime de taxa de câmbio fixa e alta conversibilidade, com a predominância do enfoque das metas reais. A partir de 1994, com a implantação do regime de bandas cambiais, adotou-se a âncora cambial, com a taxa fixa de acordo com o nível satisfatório das outras variáveis macroeconômicas, procurando a estabilização dos preços. Finalmente, com a crise financeira de 1999, o câmbio foi liberado para flutuar sem a intervenção direta do governo.

## **2.4. Política agrícola**

A política agrícola tem papel fundamental como mecanismo de apoio à produção agrícola, principalmente por compatibilizar seus instrumentos diante dos condicionantes recentes da economia, estabelecendo novas diretrizes de como produzir e regulamentar a produção (CARVALHO e TEIXEIRA, 2001).

Os planos de estabilização dos preços implementados na década de 90 foram rigorosos no ajuste fiscal de suas políticas públicas. O processo de modernização do aparelho estatal foi intensificado na economia, implicando a saída do governo de setores estratégicos da economia, como foi o caso da agricultura.

O grande desafio da política agrícola na década de 90 foi compatibilizar as políticas públicas na agricultura, sob a ótica de recursos escassos por parte do governo federal.

O financiamento da agricultura via gastos públicos sofreu redução drástica, preconizando um novo tipo de política pública, que buscou transferir a outros agentes econômicos o papel do financiamento agrícola. As políticas monetárias mais austeras no combate à inflação e a preocupação com a crescente dívida do setor público reduziram, significativamente, o montante de financiamentos, quer seja quanto aos gastos do Tesouro Nacional, quer seja quanto ao crédito rural.

Nitidamente, segundo GASQUES e CONCEIÇÃO (2001), ocorreu um esgotamento do sistema tradicional de financiamento, implicando o surgimento de novas formas de financiamento. O sistema tradicional apoiava-se pesadamente nos recursos do Tesouro Nacional, que desempenhava o papel principal de fomento agrícola na economia brasileira.

Na Tabela 4, mostra-se a evolução do comportamento das diversas formas de financiamento do setor agrícola no somatório total, ou seja, gastos com custeio, gastos com comercialização e gastos com investimento, no período de 1990 a 1994.

De certa forma, os gastos do Tesouro Nacional não variaram muito no período de 1990 a 1993, haja vista que foram, no total, 26,72% em 1990 e 26,67% em 1993. Cabe ressaltar que, nesse período de 1990 a 1993, os financiamentos do Tesouro Nacional foram num clima de passividade monetária.

Uma fonte que merece destaque é a volta do crescimento da Poupança Rural, pois, em 1989, foi de 51,62% do total de recursos e, em 1990, caiu para 20,01%, subindo em 1993 para 43,22% (GASQUES e CONCEIÇÃO, 2001).

Outro fato interessante é quanto aos Recursos Obrigatórios, que sofreram redução no período de 19,89% em 1990 para 11,74% do total de recursos destinados à agricultura.

Tabela 4 - Financiamentos concedidos a produtores e cooperativas por fonte de recursos, no período de 1990 a 1993 (valores em porcentagem)<sup>9</sup>

Fonte de recursos	1990	1991	1992	1993
Recurso do Tesouro	26,72	24,18	22,97	26,67
Recurso obrigatório	27,38	22,38	18,71	11,04
Poupança rural	20,01	32,29	45,53	43,22
Recursos livres	19,89	10,32	6,76	11,74
Fundos constitucionais	4,47	3,22	3,15	5,52
Rec. governos estaduais	0,09	0,12	0,07	0,10
FAT	0,00	0,00	0,00	0,00
FAE	0,00	0,00	0,00	0,00
Recurso do FUNCAFÉ	0,00	0,00	0,00	0,00
Fundo "commodities"	0,00	0,00	0,00	0,00
Rec. FINAME/BNDES	0,00	0,00	0,00	0,00
Rec. INCRA/Procera	0,00	0,00	0,00	0,00
Recursos outras fontes	1,44	7,47	2,81	1,72
Rec. externos rural 63	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Total</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>

Fonte: Adaptado de GASQUES e CONCEIÇÃO (2001).

Em suma, no período de 1990 a 1993, evidenciou-se menor alocação entre as fontes de financiamento dos recursos, ou seja, não ocorreu maior variabilidade de uma fonte *vis-à-vis* a outra, e os recursos do Tesouro Nacional se mantiveram em níveis estáveis quanto à participação no total de recursos de financiamentos concedidos aos produtores e às cooperativas.

<sup>9</sup> Os valores correspondentes a zero indicam que no período de análise não ocorreu nenhuma operação de financiamento da respectiva fonte financiadora.

Nesse período, os gastos concentraram-se nos recursos do Tesouro, porque a crise de escassez de alimentos do final de 1991, que resultou de quebras de safra em 1990 e em 1991, levou o governo a reativar a política de preços mínimos e a expandir o crédito rural no ano agrícola 1991/92. A mudança consistiu basicamente em reunificar os preços mínimos, antes regionalizados, sob a forma de reajustes e corrigi-los pela Taxa Referência de juros (TR), juntamente com a expansão do crédito rural (REZENDE, 2000).

Segundo esse autor, esse sistema de fixação dos preços mínimos foi mantido no Plano Safra 1992/93, quando também se assegurou, no ato da tomada do crédito de custeio, a conversão do custeio em Empréstimo do Governo Federal - Com Opção de Venda (EGF-COV) na época da safra.

Com o Plano Real, diante de um ajuste fiscal mais rigoroso, os gastos públicos evidenciaram quedas significativas, impondo ao sistema uma preocupação com a nova fonte de financiamento agrícola. As âncoras “monetárias” e “cambiais”, juntamente com o aumento das importações dos alimentos e o grande volume de estoques, na forma de Empréstimo do Governo Federal (EGF), ou mesmo privados e entrada da safra recorde de 1995, fizeram com que os preços agrícolas caíssem a patamares tão baixos que comprometeram a renda dos agricultores.

Na Tabela 5, mostra-se a evolução do comportamento das diversas formas de financiamento do setor agrícola no somatório total, ou seja, gastos com custeio, gastos com comercialização e gastos com investimento, no período de 1994 a 2000.

A partir da análise da Tabela 5, fica evidente que o total dos gastos do tesouro caíram de um total de 27,11% em 1994 para um montante de 0,02% em 2000, evidenciando o aperto fiscal imposto pelo programa de estabilização, que, por sua vez, implicou alocação alternativa de novas fontes de financiamento.

A partir da Tabela 5, percebe-se que os recursos referentes aos gastos públicos do Tesouro Nacional vêm sendo substituídos, com maior intensidade, por outras fontes de financiamento, no período de 1994 a 2000.

Tabela 5 - Financiamentos concedidos a produtores e cooperativas por fonte de recursos, no período de 1994 a 2000 (valores em porcentagem)

Fonte de recursos	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Recursos do tesouro	27,11	19,70	3,48	1,5	1,66	0,11	0,02
Recurso obrigatório	11,60	13,14	16,88	44,89	40,73	41,68	55,95
Poupança rural	34,90	36,07	9,13	8,42	13,03	19,47	12,18
Recursos livres	15,93	16,30	8,07	6,01	4,67	5,06	4,97
Fundo constitucional	4,99	9,01	14,90	5,64	7,04	5,75	5,43
Governos estaduais	0,26	0,36	0,26	0,18	0,18	0,13	0,10
FAT	0,00	0,00	21,99	18,43	15,86	15,92	11,29
FAE	0,00	0,00	13,93	6,66	1,11	0,00	0,00
Recurso do FUNCAFÉ	0,00	0,00	0,00	3,60	5,54	5,00	1,66
F. "commodities"	0,00	0,00	0,00	0,11	0,05	0,06	0,07
BNDES/FINAME	0,00	0,00	0,00	3,38	4,06	4,67	6,26
INCRA/PROCERA	0,00	0,00	0,00	0,46	1,14	0,30	0,05
Outras fontes	5,21	5,43	11,37	0,70	2,07	0,38	0,89
Rural 63	0,00	0,00	0,00	0,00	2,86	1,46	1,12
<b>Total</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>	<b>100,00</b>

Fonte: Adaptado de GASQUES e CONCEIÇÃO (2001).

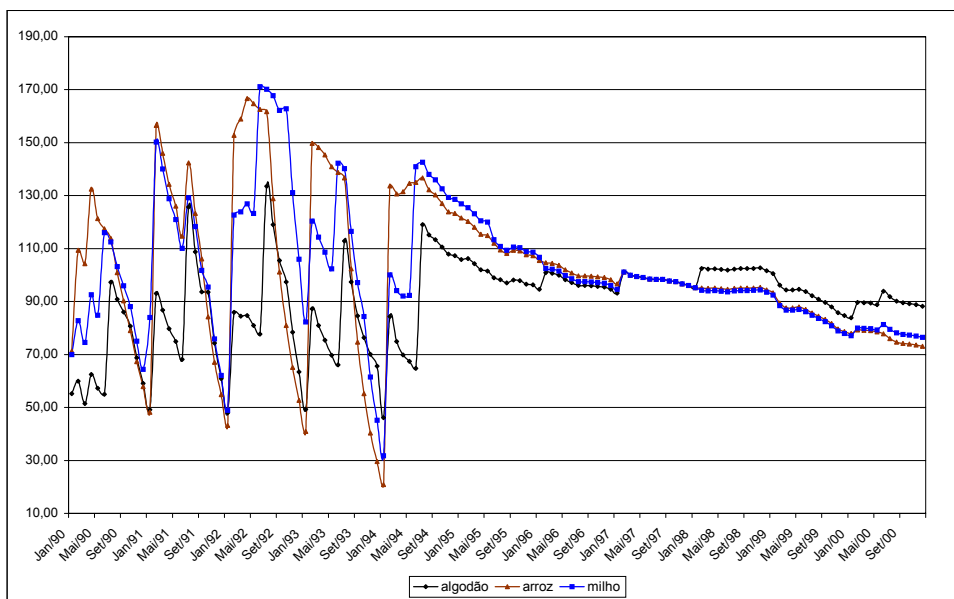
Segundo GASQUES e CONCEIÇÃO (2001), os gastos públicos pertinentes ao financiamento para comercialização sofreram redução, indicando que o governo vem utilizando canais de comercialização já existentes e outros que incentivam a participação da iniciativa privada na comercialização, especialmente quanto às operações de carregamento de estoques.

Como forma de superar a crise do setor, o governo aboliu a TR como mecanismo de correção dos contratos de crédito rural e decretou o fim da equivalência-produto; essas medidas foram importantes na condução da política agrícola do ano de 1995.

Quanto à política de preços mínimos, em 1996 o governo adotou o uso de um novo instrumento, o Prêmio de Escoamento do Produto (PEP), em que ele se dispunha a pagar a diferença entre o preço de mercado e o preço mínimo, cujo subsídio ou “prêmio” era determinado em leilões de compra e venda.

No Plano Safra 1996/97, quanto à medida de política agrícola, o governo decidiu acabar com o EGF-COV, instituindo um novo mecanismo, o Contrato de Opções de Venda, que não necessita de desembolsos imediatos de recursos, como era o caso do EGF e AGF (REZENDE, 2000).

Na Figura 4, mostra-se a evolução dos índices mensais dos preços mínimos médios reais de arroz, milho e algodão obtidos pelo deflacionamento dos valores utilizando o IGP-DI. Percebe-se, nessa figura, que o período de janeiro de 1990 a janeiro de 1995 foi caracterizado por “choques”, em que se evidenciaram altas e quedas bruscas nos preços, num período relativamente curto.



Fonte: Dados básicos da COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - CONAB (2002).

Figura 4 - Evolução do índice de preços mínimos reais de arroz, milho e algodão, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000.

No período posterior, ou seja, setembro de 1994, os preços mínimos sofreram perdas, que não foram recuperadas nos períodos subseqüentes. Os

índices passaram, em julho de 1994, de 142,64 (milho), 136,68 (arroz) e 118,94 (algodão) para, em janeiro de 1995, de 106,96 (milho), 105,47 (arroz) e 94,64 (algodão) e, depois, continuaram mostrando tendência de queda. Esse fato pode ser explicado pelos novos mecanismos implementados pelo governo federal e pela política de juros altos que diminuem a estocagem de grãos.

Em suma, a retenção de estoques públicos pela EGF e a intensificação do processo de importações de alimentos tornaram muito oneroso para o governo, quanto às políticas públicas de estoques. A criação de mecanismos alternativos de comercialização e formação de estoques têm incentivado a maior participação dos agentes privados no processo agrícola.

A década de 90 foi marcada pela redução da participação do governo do processo de fomento ao setor agrícola e pela transferência a outros agentes econômicos do papel de financiamento das operações na agricultura. Cabe salientar que a crise fiscal do governo implicou, nesse processo, que as novas fontes, como Poupança Rural, Depósitos Especiais Remunerados, Fundo de *Commodities*, FINAME RURAL/BNDES, Fundos Constitucionais e outras pertinentes ao setor privado passaram a ocupar crescente importância no desenvolvimento e fomento da atividade agrícola no Brasil.

O Capítulo 2 foi importante, porque evidenciou que, na década de 90, a economia brasileira passou por diversos tipos de políticas monetárias, cambiais, que afetaram a agricultura e a indústria. A condução dos agregados monetários e da taxa de câmbio nessa década afetou o termo de troca entre os dois setores.

### 3. MODELO TEÓRICO

#### 3.1. Considerações iniciais

As flutuações da taxa de câmbio e dos níveis de preços da economia, diante da expansão monetária não-antecipada, caracterizam, no curto prazo, o fenômeno do *overshooting*. Segundo DORNBUSCH e STANLEY (1991), esse fenômeno ocorre devido ao descompasso e sincronia do ajustamento, pois a taxa de câmbio e os preços não se movem à mesma taxa. Quando a expansão monetária induz queda na taxa de juros, a taxa de câmbio se ajusta rapidamente, mas os preços<sup>10</sup> se ajustam 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 abordagem monetária e a abordagem do equilíbrio de *Portfolio*.

Os autores que desenvolveram trabalhos utilizando a abordagem monetária foram DORNBUSCH (1976), WILSON (1979), MUSSA (1982),

---

<sup>10</sup> O autor considerou o nível geral de preços da economia, não fazendo distinção entre os índices de preços agrícolas e industriais.

FRANKEL (1986), OBSTFELD (1986), LAI et al. (1996) e SAGHAIAN et al. (2002). Em contrapartida, utilizando o arcabouço teórico de equilíbrio de *Portfolio*, destacam-se VAN DUYNE (1979), BORDO (1980), CHAMBERS (1984) e VIEIRA (1995, 1998, 2000).

Neste trabalho, utilizou-se da abordagem monetária para evidenciar os efeitos dos choques não antecipados sobre os preços agrícolas e industriais, com base nos modelos teóricos de *overshooting*, de DORNBUSCH (1976), FRANKEL (1986) e SAGHAIAN et al. (2002).

O modelo teórico proposto neste trabalho incluiu o setor agrícola ao modelo de DORNBUSCH (1976) e, em vez de se utilizar o modelo de economia fechada de FRANKEL (1986), foi utilizado um modelo de economia aberta. Já em relação ao estudo de SAGHAIAN et al. (2002), utilizou-se a hipótese de que a demanda doméstica pelo bem agrícola é afetada pela oferta externa de *commodities* agrícolas, pelas 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.

### 3.2. Equações do modelo teórico

A partir das seguintes equações, pode-se definir o modelo de *overshooting* dos preços agrícolas:

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

$$X = \dot{e} = \Theta(e - \bar{e}) \quad (2)$$

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

$$p = \alpha P_I + (1 - \alpha) P_A \quad (4)$$

$$A = \gamma_1(P_I - P_A) - \gamma_2(r - \dot{P}_A) - A^* + \gamma_1^*(P_I^* - P_A^*) - \gamma_2^*(r^* - \dot{P}_A^*) \quad (5)$$

$$\dot{P}_I = \Pi(Y^d - Y_m) + \mu \quad (6)$$

$$Y^d = \delta_1(P_A - P_I) - \delta_2(r - \dot{P}_I)^{11} \quad (7)$$

em que  $r$  é a taxa de juros nominal doméstica;  $r^*$  é a taxa de juros nominal externa;  $X$  é a expectativa de depreciação da taxa de câmbio;  $e$  é o logaritmo da taxa de câmbio em unidades de moeda doméstica por unidades de moeda estrangeira;  $m$  é o logaritmo da oferta nominal de moeda doméstica;  $p$  é o logaritmo do nível de preços domésticos;  $y$  é logaritmo do produto real doméstico;  $P_I$  e  $P_A$  são os logaritmos dos preços industriais e agrícolas;  $P_I^*$  e  $P_A^*$  são os logaritmos dos níveis de preços agrícolas e industriais externos;  $A$  e  $A^*$  são os logaritmos das ofertas de bens agrícolas domésticas e externas;  $Y_d$  é logaritmo da demanda de bens industriais;  $Y_m$  é o logaritmo do produto potencial doméstico; e  $\mu$  é a expectativa de crescimento da taxa de inflação, sendo os demais parâmetros do modelo.

Segundo SAGHAIAN et al. (2002), pode-se definir um conjunto de variáveis que são endógenas e exógenas nas equações supracitadas. 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, num contexto de pequena economia, a taxa de juros doméstica deve 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 utilizadas no modelo (DORNBUSCH, 1976).

As equações (1) e (2) implicaram que os títulos domésticos e externos são substitutos perfeitos entre si. Os agentes econômicos podem alocar a sua riqueza 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 *Portfolios* 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 os especuladores

---

<sup>11</sup> Segundo a notação aqui utilizada:  $\dot{P}_A = \frac{\partial P_A}{\partial t}$ ,  $\dot{P}_I = \frac{\partial P_I}{\partial t}$ ;  $\dot{e} = \frac{\partial e}{\partial t}$ .

comparam o diferencial da taxa de juros descoberta *vis-à-vis* a expectativa de depreciação de moeda corrente doméstica (SAGHAIAN 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 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, em relação aos estudos de *overshooting* de DORNBUSCH (1976), FRANKEL (1986) e SAGHAIAN et al. (2002).

A equação (6) indica que os preços industriais são fixos no curto prazo e se ajustam ao excesso de demanda de forma gradual, de acordo com a curva de Phillips de expectativas aumentada (FRANKEL, 1986).

A equação (7) representa a demanda por 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, implicando que os valores normalizados de  $p^*$ ,  $r^*$ ,  $y$ ,  $y_m$ ,  $A$  e  $A^*$  são zero (SAGHAIAN et al., 2002)<sup>12</sup>.

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

$$r = \dot{e} \tag{8}$$

e substituindo (4) em (3), obtém-se a expressão (9):

$$m - \alpha P_I - (1 - \alpha) P_A = \phi Y - \lambda r \tag{9}$$

---

<sup>12</sup> Como os valores estão expressos em logaritmos e foram normalizados, o logaritmo de 1 é igual a zero.

Substituindo a equação (8) na equação (9) e adotando  $Y = 0$ , obtém-se a expressão (10):

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

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 equação (11):

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

Subtraindo da equação (10) a equação (11), obtém-se a equação (12):

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

No longo prazo, o excesso de demanda na equação (6) é igual a zero, ou seja,  $y^d = \bar{y}_m$  e  $\dot{P}_m = 0$ . 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 para qualquer valor de  $(P_A - P_I) = (\bar{P}_A - \bar{P}_I) = 0$ , substituindo a equação (7) na equação (8) e utilizando também a equação (12), obtém-se a seguinte expressão para  $\dot{P}_I$ .

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

Para encontrar  $\dot{P}_A$ , assume-se que os valores da taxa de juros nominal externa, a oferta agrícola externa de *commodities* e a oferta doméstica de *commodities* são normalizados (iguais a 1), e o logaritmo dessas variáveis é igual a zero, ou seja,  $r^* = 0$ ,  $A^* = 0$  e  $A = 0$ , na equação (5). Utilizando as equações (2) e (12), normalizando para 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 expressão (14):

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

O sistema dinâmico sobre seu equilíbrio inicial é composto pelas equações (12), (13) e (14), que, em notação matricial, pode ser representado da seguinte forma<sup>13</sup>:

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

Segundo SAGHAIAN et al. (2002), as raízes do sistema (15) são as soluções  $B_1, B_2, B_3$  para o determinante e  $\det(B - \lambda I) = 0$ , 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 assumem 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 na estabilidade do sistema, ou seja, isso significa que os coeficientes das raízes positivas assumem valores iguais a zero (SAGHAIAN et al. 2002).

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

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

<sup>13</sup> A maioria desses cálculos foi feita com o auxílio do software MAPLE V (HECK, 1993).

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

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

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

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

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

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

### 3.3. Implicações do modelo teórico

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 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. Segundo 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 a equação (12) na (19), obtém-se a expressão (22):

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

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 de longo prazo, proporcionalmente pela divergência entre os valores de longo prazo dos dois níveis de preços. Diferenciando a equação (22) com relação à oferta de moeda ( $m$ ), denotando a condição de neutralidade da moeda no longo prazo,

$d\bar{e} = dm = d\bar{P}_A = \bar{d}_1$ , e assumindo que os preços industriais são fixos no curto prazo,  $\frac{dP_m}{dm} = 0$ , obtém-se a expressão formal dos impactos monetários sobre a 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 assumiu-se a premissa monetarista da neutralidade da moeda sobre os preços dessas *commodities*.

Quando se assume que  $\frac{dP_A}{dm} = 1$ , então  $\frac{de}{dm} = 1 + \frac{\alpha}{\lambda_B}$ , que, por sua vez, é maior que 1, fazendo com que a taxa de câmbio exceda seu equilíbrio de longo prazo, seguido de uma mudança na oferta de moeda. Para o coeficiente  $(1 - \alpha) = 0$ , ou seja, o setor agrícola não *flex-price* e para coeficiente do setor industrial igual  $\alpha = 1$ , implica a expressão (25), em  $\frac{de}{dm} = 1 + \frac{1}{\lambda_B}$ , que é o resultado encontrado por DORNBUSCH (1976). Esse resultado confirma os efeitos da política monetária no curto prazo, a partir do modelo de Mundell-Fleming, para uma pequena economia com perfeita mobilidade de capital e taxa de câmbio flexível. Em contrapartida, para  $\alpha = 0$ , ou seja, preços no setor industrial não *fix-price*, não ocorre *overshooting* da taxa de câmbio.

Segundo SAGHAIAN et al. (2002), a extensão do *overshooting* da taxa de câmbio é afetada de forma positiva pelo peso relativo de preços fixos no índice geral de preços e de forma negativa pelo peso relativo dos preços flexíveis.

Ainda 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 a equação (24), com relação à oferta nominal de moeda,  $m$ , e considerando a condição de neutralidade da moeda no longo prazo,  $d\bar{e} = dm = d\bar{P}_A = d\bar{P}_1$ , e assumindo que os preços industriais são fixos no curto prazo,  $\frac{dP_m}{dm} = 0$ , obtém-se a seguinte equação do *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 do *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; para  $\alpha = 1$ , implica que aumento ou redução sobre a 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  $\alpha$ , das características *flex-price* do setor agrícola e das características *fix-price* do setor industrial, no curto prazo, bem como desconsiderar *overshooting* da taxa de câmbio, *coetaris paribus*.

## 4. MODELO EMPÍRICO

### 4.1. Considerações iniciais

Neste capítulo, apresenta-se o modelo empírico de auto-regressão vetorial (VAR) utilizado para captar os efeitos de curto prazo: choques não-antecipados monetários, cambiais sobre os índices de preços agrícolas e industriais no atacado. A análise empírica, abrangendo o período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000, baseou-se no modelo teórico apresentado no Capítulo 3, em que os índices de preços agrícolas e industriais e a taxa de câmbio são endógenos e o estoque de moeda é exógeno.

O VAR foi utilizado como modelo empírico para analisar os efeitos dos choques monetários e cambiais sobre os índices de preços agrícolas e industriais no atacado. Esse modelo foi popularizado por Sims (1980) e é muito utilizado em análises dinâmicas de sistemas econômicos. Cabe salientar que foram utilizados testes de análise de séries temporais.

Nas seções seguintes são discutidos os principais aspectos teóricos relacionados com os modelos de auto-regressão vetorial VAR, iniciando-se, na seção 4.2, com alguns conceitos, como da presença de *outlier* em séries temporais, raiz unitária, co-integração e modelo de correção de erro (MCE), que,

sob determinadas condições, são importantes na implementação dos modelos VAR.

## **4.2. *Outlier* em séries temporais, raiz unitária, co-integração e modelo de correção de erro (MCE)**

### **4.2.1. A presença de *outlier* em séries temporais**

As variáveis econômicas são afetadas por políticas econômicas e por eventos de caráter exógeno, como bruscas variações climáticas, guerras e desastres ecológicos. Esses eventos devem ser considerados na modelagem econômica, pois, caso contrário, implicam inferências sobre modelos estruturais viesados, com conseqüente perda de seu poder de previsão.

Segundo MADDALA e KIM (1998), os *outliers* são observações aberrantes que estão distantes do resto de uma série de dados, ou seja, são pontos discrepantes ao longo de uma série temporal. Os *outliers* também podem surgir por especificações errôneas das estimativas das relações entre as variáveis econômicas, a exemplo de omissão de variáveis e forma funcional do modelo estimado.

BOX e TIAO (1975) foram os primeiros a detectar e classificar os *outliers* em séries econômicas, identificando-os como *addtive outlier* (AO) ou *innovation outlier* (IO).

Quando ocorre um AO, as observações subseqüentes não são afetadas por este, e a mudança ocorre na função tendência de forma instantânea. O IO ocorre quando uma grande inovação acontece na economia, afetando a dinâmica do modelo temporal, e a mudança acontece de forma gradual.

TSAY (1988) classificou outros tipos de *outliers* na literatura econométrica de séries temporais; são os chamados *Outliers Structural Changes* ou *outlier* com mudanças estruturais.

Segundo MADDALA e KIM (1998), esses diferentes tipos de *outliers* AO, IO, *Level Changes* (LC) e *Variance Changes* (VC) podem ser descritos a partir da seguinte expressão:

$$Z_t = Y_t + F(t) \quad (27)$$

em que  $Y_t$  é a série temporal que sofreu os distúrbios,  $F(t)$  são os distúrbios e  $Z_t$  é a série com distúrbios. Assim, pode-se considerar  $Y_t$ , com e sem intercepto e com tendência:

$$Y_t = X_t \quad (28)$$

$$Y_t = \alpha + X_t \quad (29)$$

$$Y_t = \alpha + \delta T + X_t \quad (30)$$

em que  $X_t = \rho X_{t-1} + e_t$ ,  $e_t \sim N(0, \sigma^2)$ .

Para denotar os diferentes modelos de *outliers*, pode-se representá-los a partir das seguintes expressões:

*Modelo AO*

$$F(t) = \omega_{AO} \zeta_t^m \quad (31)$$

*Modelo IO*

$$F(t) = \frac{1}{1-\rho L} \omega_{IO} \zeta_t^m \quad (32)$$

*Modelo LC*

$$F(t) = \frac{1}{1-L} \omega_{LC} \zeta_t^m \quad (33)$$

*Modelo VC*

$$F(t) = \frac{1}{1-\rho L} \omega_{VC} e_t^m \quad (34)$$

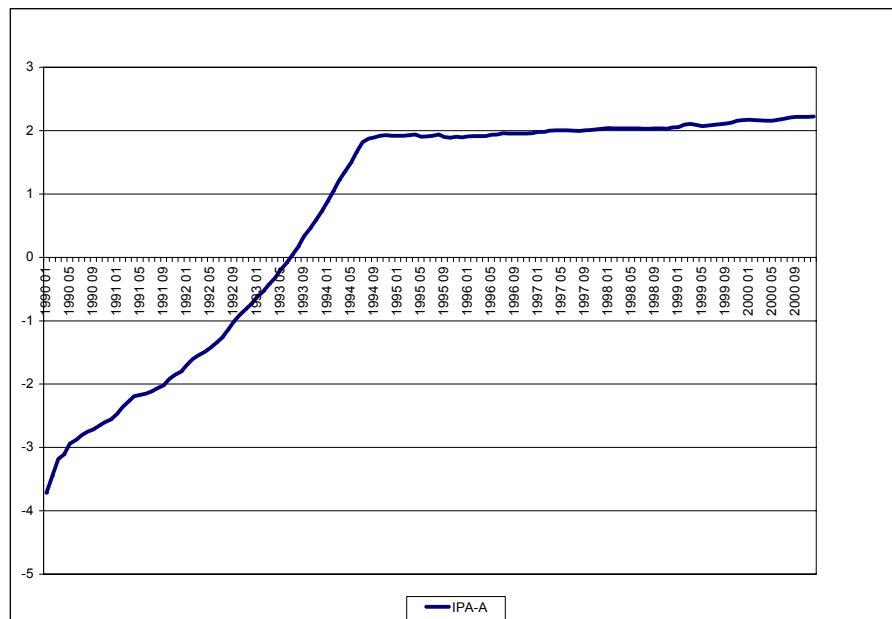
em que  $L$  é o operador de defasagem;  $w_i, i = AO, IO, LC, VC$  denota a magnitude do respectivo distúrbio;  $m$  é a localização do *outlier* e  $\zeta_t^m = 1$ , se  $t = m$ , e zero, caso contrário;  $e_t^m = 0$  para  $t < m$ ; e  $e_t$  para  $t > m$ .

Na literatura de séries temporais existem dois tipos de *dummies* que são utilizadas para representar a quebra estrutural. A primeira *dummy* é do tipo *pulse*, em que se assumem o valor igual a 1 no momento da ocorrência de determinado evento atípico e valor igual a zero fora do tempo de ocorrência. O segundo tipo é *dummy* do tipo *step*, em que assume valor igual a zero antes da ocorrência do evento e valor igual a 1 no período posterior à ocorrência do evento.

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*.

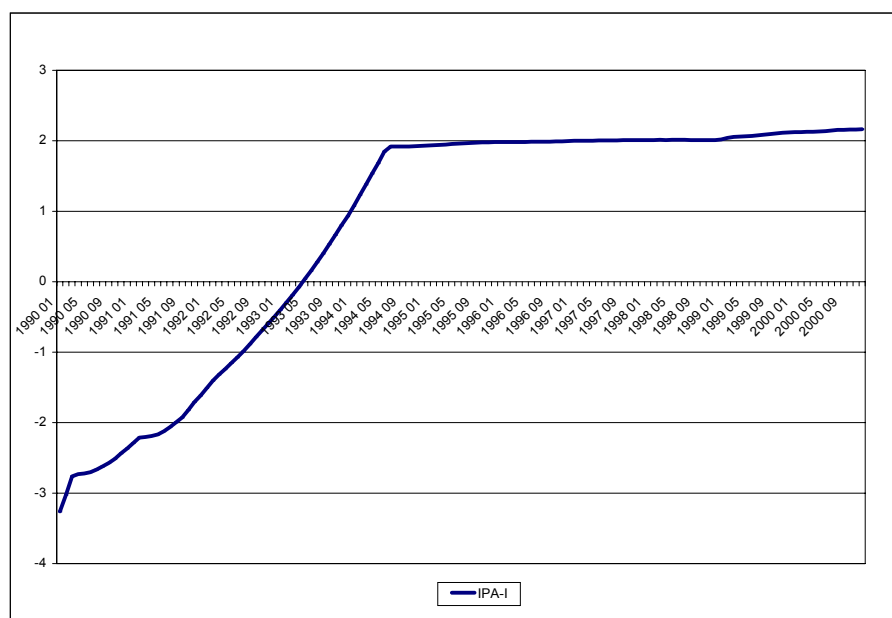
Segundo MARGARIDO (2001), evidencia-se nas variáveis econômicas brasileiras, na década de 90, um comportamento típico dos modelos AO, pois, com a implementação do Plano Real, houve mudança na inclinação de tendência das séries de preços agrícolas e industriais, agregado M2 e taxa de câmbio.

Cabe ressaltar que nesse estudo, assim como em MARGARIDO (2001), optou-se pela utilização dos modelos do tipo AO, porque a visualização gráfica das séries indica adotar tal procedimento. Pela análise das Figuras 5, 6 e 7, definiu-se o *outlier* como julho de 1994. Já a taxa de câmbio (Figura 8) indica mais de uma quebra estrutural, mas também descreve um comportamento AO; então, foram introduzidas *dummies* do tipo *pulse*, nas datas de março de 1990, julho de 1992 e fevereiro de 1995.



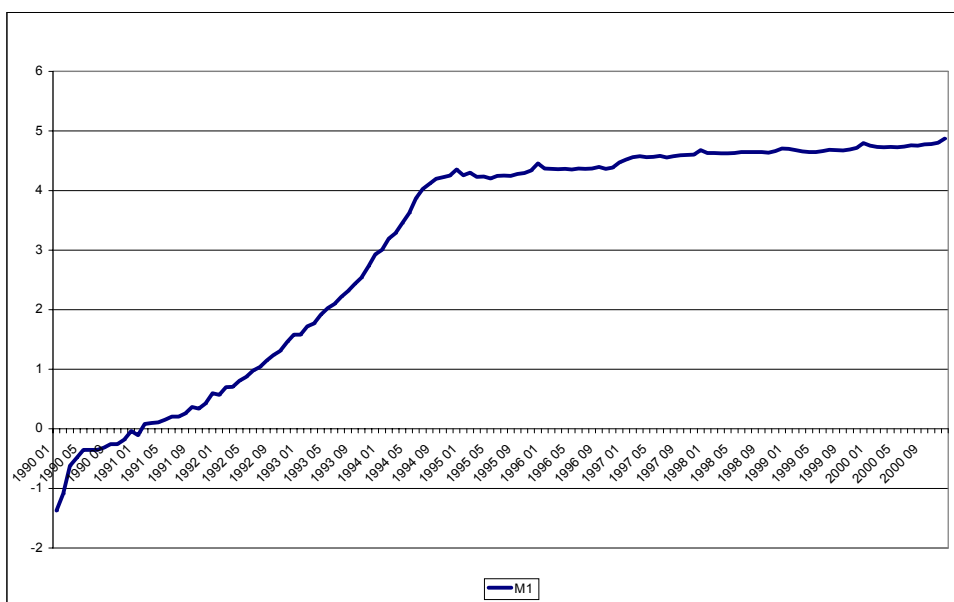
Fonte: Dados básicos do IPEA (2002).

Figura 5 - Logaritmo do índice de preços agrícolas no atacado, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000.



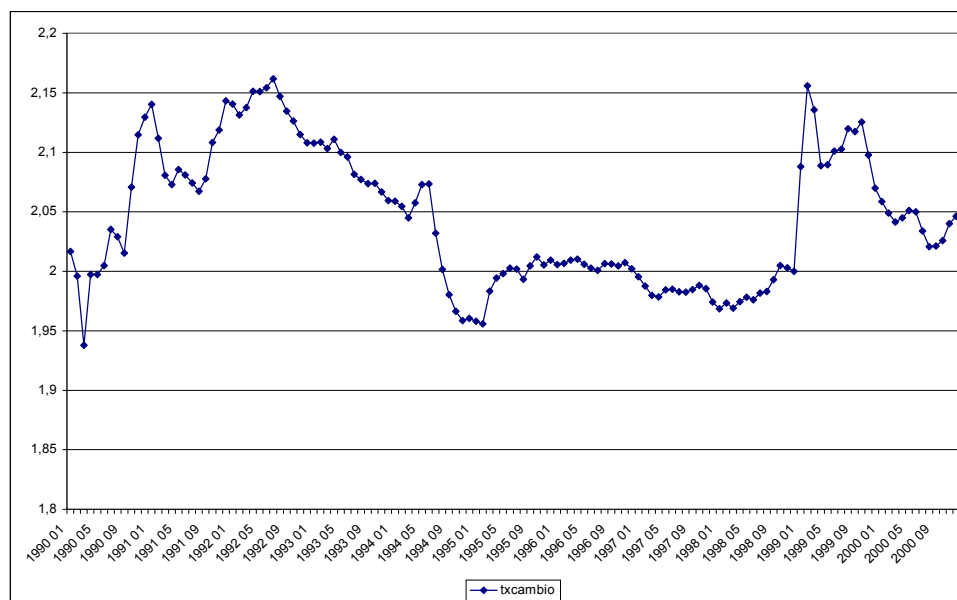
Fonte: IPEA (2002).

Figura 6 - Logaritmo do índice de preços industriais no atacado, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000.



Fonte: Dados básicos do IPEA (2002).

Figura 7 - Logaritmo do agregado monetário M1, em milhões de reais, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000.



Fonte: Dados básicos do IPEA (2002).

Figura 8 - Logaritmo da taxa de câmbio real efetiva, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000.

#### 4.2.2. Determinação da ordem de integração - testes de raiz unitária com quebra estrutural

Segundo GUJARATI (2000)<sup>14</sup>, o processo estocástico pode ser chamado de estacionário se sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e se o valor da co-variância entre dois períodos de tempo depender apenas da defasagem entre esses períodos e não do período atual, no qual a variância é calculada. As séries que passam por determinado processo estocástico chamado de não-estacionário têm comportamento de difícil modelagem simplesmente por meio de uma equação matemática.

Quando se trabalham os dados empiricamente, nem sempre se obtêm séries estacionárias. Entretanto, existem séries temporais não-estacionárias, que depois de sofrerem diferenciações, uma ou mais vezes, tornam-se estacionárias. Uma série temporal precisa ser diferenciada "d" vezes para se tornar estacionária; diz-se que ela é integrada de ordem "d" ou I(d). Se a série temporal for integrada de I(0), diz-se que ela é estacionária em nível e não nas diferenças.

A ordem de integração de uma série temporal pode ser verificada por diversos testes. Dentre os mais utilizados, citam-se como exemplos os de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o de Phillips-Perron (PP).

Segundo ENDERS (1995) e MADALLA e KIM (1998), na presença de quebra estrutural os testes de raiz unitária convencionais do tipo ADF e 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>15</sup>.

Segundo MADDALA e 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

---

<sup>14</sup> Na literatura econométrica de séries temporais, este processo é conhecido como um processo fracamente estacionário.

<sup>15</sup> Ver, por exemplo, PERRON (1989), FRANCES e HALDRUP (1994), SHIN et al. (1996) e PERRON e NG (1996).

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:

$$Y_t = \mu + \omega D(T_{AO})_t + e_t \quad (35)$$

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

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

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^K C_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{k+1} \omega D(T_{AO})_{t-i} + e_t \quad (36)$$

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

$$Y_t = d_t + \sum_{j=1}^m \omega D(T_{AO})_t + e_t \quad (37)$$

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 (37), que pode ser estimada por MQO.

$$\Delta Y_t = \omega [D(T_{AO})_t - D(T_{AO})_{t-1}] + e_t \quad (38)$$

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 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:

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=0}^{p-1} \sum_{j=1}^m \omega_{ij} D(T_{AO,j})_{t-i} + \sum_{i=1}^k d_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (39)$$

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  $k$  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 e RODRIGUEZ (2001).

Neste estudo, 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 e RODRIGUEZ (2001), e depois utilizaram-se os demais testes econométricos, como o teste de co-integração.

Cabe salientar que existem outros procedimentos na literatura econométrica que trabalham diretamente com a presença do *outlier* na série temporal<sup>16</sup>.

### 4.2.3. Co-integração

Quando duas séries econômicas são co-integradas, diz-se que estas possuem relação estável de longo prazo. Essas variáveis devem ter a mesma ordem de integração, ou seja, se uma série Y for I(1), a outra X deve ser também I(1) para serem co-integradas. Forças de equilíbrio tendem a fazer com que essas variáveis caminhem juntas, no longo prazo.

O teste de ENGLE e GRANGER (1987), para co-integração consiste em verificar se  $e_t$  da equação (40) é estacionário.

$$Y_{1t} = \delta_0 + \delta_2 Y_{2t} + \dots + \delta_K Y_{Kt} + e_t \quad (40)$$

ou seja, se  $e_t = Y_{1t} - \delta_0 - \delta_2 Y_{2t} - \dots - \delta_K Y_{Kt}$  é I(0).

Assim, o resíduo  $e_t$  será testado (teste de raiz unitária), para se observar se o  $e_t$  é o não-estacionário. Entretanto, o teste de raiz unitária para co-integração requer distribuições especiais diferentes daquelas de um simples teste raiz unitária. Essas distribuições encontram-se tabeladas em ENGLE e GRANGER (1987).

Segundo JOHANSEN (1988), pode-se adotar a seguinte forma para estimar as relações de co-integração:

$$\Delta Y_t = \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \phi_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \eta Y_{t-1} + e_t \quad (41)$$

---

<sup>16</sup> Ver, por exemplo, GREGORY e HANSEN (1996), CAMPOS et al. (1996) e NG e VOGELSANG (2000).

em que  $Y_t$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de variáveis estocásticas;  $e_t$  são os erros; e  $\eta = \alpha\beta'$ , em que  $\alpha$  e  $\beta$  são matrizes ( $k \times r$ ), sendo  $r$  o posto da matriz ( $\eta$ ), que é igual ao número de vetores de co-integração linearmente independentes.

O número de relações (vetores) de co-integração é igual ao número de raízes características ( $\lambda$ ) de  $\eta$  estatisticamente diferentes de zero. Podem ocorrer as seguintes possibilidades: a)  $r = k$ , então o vetor  $Y_t$  é estacionário; b)  $r = 0$ , então  $\Delta Y_t$  é estacionário; e c)  $0 < r < k$ , então existem matrizes  $\alpha$  e  $\beta$ , tais que  $\eta = \alpha\beta'$ .

JOHANSEN e JUSELIUS (1990) indicaram o teste do traço e o teste do auto-valor máximo. Os valores críticos de ambos os testes são utilizados para verificar a existência do número máximo de vetores de co-integração.

Segundo ENDERS (1995), o teste estatístico de traço é dado pela seguinte expressão algébrica:

$$P(r_0) = T \sum_{r_0+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (42)$$

em que  $r_0 = 0, 1, \dots, k-1$ , quando  $\lambda_i$  é o  $i$ -ésimo auto-valor;  $P$  é a estatística de traço e  $T$  é o número de observações. O teste de traço testa a seguinte hipótese:

$$H_0: r \leq r_0$$

$$H_A: r > r_0$$

Segundo ENDERS (1995), o teste do auto-valor máximo é dado pela seguinte expressão algébrica:

$$P(r_0, r_0 + 1) = T \ln(1 - \lambda_{r_0+1}) \quad (43)$$

em que se testa a seguinte hipótese:

$$H_0: r = r_0$$

$$H_A: r = r_0 + 1$$

OSTERWALD-LENUM (1992) tabelou os valores críticos para modelos com até 11 variáveis, com termo constante ou não. Utilizaram-se, neste trabalho, os valores críticos calculados por esse autor.

#### 4.2.4. Modelos de correção de erros (MCE)

Uma série econômica que sofreu defasagens pode perder informações de longo prazo; com isso, deve-se introduzir um mecanismo de correção de erros (MCE). A indicação do MCE é feita para variáveis que não são estacionárias, mas são integradas.

Esse modelo força o ajustamento gradual da variável dependente em direção ao seu valor de equilíbrio no longo prazo, possibilitando, também, a dinâmica de curto prazo nas variáveis exploratórias, enquanto o termo de correção de erro capta o ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo, reintroduzindo, no modelo, a informação perdida pela diferenciação.

Outra característica do MCE é que todas as variáveis são estacionárias, garantindo a validade das técnicas clássicas de análise econométrica e evitando o problema da regressão espúria.

Segundo CARNEIRO (1999), a partir de um modelo geral no qual Y é especificado função de X e com variáveis explicativas adicionais, Y e X defasadas em um período caracterizam o chamado modelo auto-regressivo de defasagem distribuída (ADL).

Seja um modelo ADL, em que as variáveis Y e X estão expressas na forma de logaritmos:

$$\log Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log Y_{t-1} + \alpha_2 \log X_t + \alpha_3 X_{t-1} + e_t \quad (44)$$

Para derivar um MCE a partir de um modelo ADL em geral, faz-se uma transformação, tal que tanto X como Y sejam expressas nas diferenças. Inicialmente, subtrai-se o termo  $\log Y_{t-1}$  de ambos os lados da equação (44):

$$\log Y_t - \log Y_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 \log Y_{t-1} - \log Y_{t-1} + \alpha_2 \log X_t + \alpha_3 X_{t-1} + e_t \quad (45)$$

A expressão (45) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$\Delta \log Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log Y_{t-1} - \log Y_{t-1} + \alpha_2 \log X_t + \alpha_3 X_{t-1} + e_t \quad (46)$$

O seguinte passo é expressar  $\log X$  como uma diferença, ou seja, adicionando e subtraindo  $\alpha_2 \log X_{t-1}$  do lado direito de (46).

$$\Delta \log Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \log Y_{t-1} - \log Y_{t-1} + \alpha_2 \log X_t - \alpha_2 \log X_{t-1} + \alpha_3 X_{t-1} + e_t \quad (47)$$

Rearranjando os termos em (47), tem-se:

$$\Delta \log Y_t = \alpha_0 + \alpha_2 \Delta \log X_t + (\alpha_1 - 1) \log Y_{t-1} + (\alpha_2 + \alpha_3) \log X_{t-1} + e_t \quad (48)$$

Para obter o MCE, deve-se assumir que o coeficiente de  $\log Y_{t-1}$ , na equação (48), é igual ao negativo do coeficiente de  $\log X_{t-1}$ :

$$(\alpha_1 - 1) = (\alpha_2 + \alpha_3) \quad (49)$$

Pela simples manipulação algébrica de (49), tem-se

$$\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$$

Assim, a soma dos coeficientes de um modelo ADL, excluindo a constante, deve ser igual a 1 para se obter o MCE:

$$\Delta \log Y_t = \alpha_0 + \alpha_2 \Delta \log X_t - \tau (\log Y_{t-1} - \log X_{t-1}) + e_t \quad (50)$$

em que  $\tau = -(\alpha_1 - 1) = (\alpha_2 + \alpha_3)$ .

A grande vantagem do MCE é que ele incorpora no modelo de curto prazo informações sobre o equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, pelo  $-\tau(\log Y_{t-1} - \log X_{t-1})$ . Esse termo representa o próprio mecanismo de correção de erro, e seu coeficiente  $\tau$  mede a distância das variáveis  $X$  e  $Y$  em relação ao seu equilíbrio de longo prazo. Assim, o valor de  $\tau$  mede a velocidade de ajustamento de  $Y$  e  $X$  a eventuais desequilíbrios. O sinal negativo do coeficiente garante que qualquer desequilíbrio seja compensado por um movimento inverso na variável dependente.

#### 4.2.5. Modelos de auto-regressão vetorial (VAR)

O modelo de auto-regressão vetorial (VAR) foi utilizado para analisar os efeitos de choques não-antecipados monetários e cambiais sobre os preços agrícolas e industriais, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000. Uma vez estimado um modelo VAR, podem-se obter as elasticidades de impulso e a decomposição da variância do erro de previsão  $t$  - períodos à frente.

Segundo AGUIAR (1994) e RAPOSO (2000), o modelo VAR pode ser denotado na forma matricial pela seguinte expressão:

$$Y_t = \Theta_1 Y_{t-1} + \dots + \Theta_p Y_{t-p} + e_t = \sum_{s=1}^p \Theta_s Y_{t-s} + e_t \quad (51)$$

em que  $Y_t$  é o vetor das variáveis que fazem parte do modelo;  $\Theta_1, \dots, \Theta_p$  são de ordem  $n \times n$ , que, por sua vez, relacionam-se com as variáveis correntes pelos respectivos valores defasados;  $e_t$  é o vetor  $n \times 1$  dos erros. Escrevendo essa equação com um operador de defasagem  $B$ , tem-se a seguinte expressão:

$$(1 - \Theta_1 B - \dots - \Theta_p B^p) Y_t = e_t \quad (52)$$

em que  $B^n X_t = X_{t-n}$ , para qualquer  $1 < n < p$ .

O vetor  $Y_t$  representa um processo estocástico estacionário com médias móveis, dado por

$$Y_t = A_0 e_t + A_1 e_{t-1} + A_2 e_{t-2}, \dots \quad (53)$$

em que  $A_j$  são matrizes de ordem  $n \times n$ , para todo  $j$ ;  $A_0$  é uma matriz identidade; e  $e_{t-i}$  é o vetor  $n \times 1$  de erros com defasagens  $i$ , para todo  $i \geq 0$ .

A equação (53) pode ser representada na forma simplificada de operador de defasagens  $B$ :

$$Y_t = A(B) e_t \quad (54)$$

em que  $A(B) = A_0 + A_1 B + A_2 B^2 + \dots$

O termo  $e_t$ , da equação (54), representa o erro de previsão de um período à frente, calculado com base nas informações disponíveis até  $t-1$ , e é dado pela seguinte expressão:

$$e_t = Y_t - E(Y_t/Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots).$$

O erro de previsão de  $k$  períodos à frente é dado por  $Y_{t+k} - E(Y_{t+k}/Y_p Y_{t-p}, \dots)$ .

Sendo as raízes do polinômio  $A(B)$  todas maiores que 1, a equação (54) pode também ser escrita na forma auto-regressiva, ou seja, multiplicando-a por  $A(B)^{-1}$ , obtém-se:

$$A(B)^{-1}Y_t = e_t \tag{55}$$

A equação (55) é uma representação mais ampla de um processo auto-regressivo vetorial em relação à equação (52).

Na equação (53), é importante que se defina o número de defasagens a serem utilizadas no modelo. A escolha ótima de defasagens pode ser feita a partir dos critérios AIC (*Akaike Information Criterion*) e, ou, de SBC (*Schwarz Bayesian Criterion*).

Segundo RAPOSO (2000), a visualização das elasticidades de impulso pode ser obtida a partir das estimativas das equações (53) e (54), em que, ao se estimarem os coeficientes, torna-se possível conhecer a resposta dinâmica de qualquer das variáveis a um choque de um desvio-padrão nas demais. O coeficiente da  $k$ -ésima linha e da  $i$ -ésima coluna de  $A_2$  evidencia o efeito de um choque unitário no  $i$ -ésimo componente, no período  $t-2$  sobre  $Y_k$  no período  $t$ , e assim por diante.

Na análise das elasticidades de impulso, exige-se que a matriz de variância-co-variância de  $\varepsilon_t$  seja diagonal, pois isso permite que se verifique o efeito de um choque em apenas umas das variáveis sobre o sistema. Na maioria das vezes, essa matriz não é diagonal, implicando que choques contemporâneos podem afetar mais de uma das variáveis (RAPOSO, 2000).

Geralmente, para contornar esse problema, utiliza-se o método de Cholesky descrito por AGUIAR (1994) para diagonalizar a matriz de variância-co-variância dos resíduos. Entretanto, os resultados relativos à decomposição da variância dos erros de previsão têm-se mostrado, em geral, sensíveis à ordenação das variáveis no sistema (VIEIRA, 1995).

Como a ordenação das variáveis no sistema tendem a afetar os resultados, geralmente se especifica o modelo baseando na teoria econômica, como forma de amenizar a arbitrariedade no ordenamento. Daí a importância do modelo teórico desenvolvido no Capítulo 3 deste trabalho, pois este definiu as variáveis que são endógenas e exógenas na implementação do modelo empírico.

#### **4.2.6. Fonte de dados**

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<sub>1</sub>) 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.

#### **4.2.7. Procedimentos empíricos**

O modelo teórico desenvolvido no Capítulo 3 foi utilizado para definir as variáveis do modelo empírico. Neste estudo, tomou-se o logaritmo neperiano das

quatro séries e utilizou o seguinte ordenamento das variáveis, com base no modelo teórico: 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. 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 e identificação de relações de co-integração do modelo VAR na forma MCE.

## 5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 5.1. Análise de raiz unitária, co-integração e VAR/MCE

Para verificar o comportamento das séries com quebra estrutural em julho de 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 e RODRIGUEZ (2001), em virtude de esta série apresentar mais de uma quebra estrutural. Na Tabela 6, mostram-se os resultados encontrados para o teste de VOGELSANG (1999), para as três primeiras séries com uma única quebra estrutural, conforme a equação (36). Cabe ressaltar que os testes foram feitos em nível e em primeira diferença.

Pela Tabela 6, conclui-se 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 (36).

Tabela 6 - 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(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

Fonte: Dados da pesquisa.

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

Para a 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* pela equação (38) e, em seguida, foram removidas as suas influências sobre a série pela estimativa da equação (39), para a série em nível e primeira diferença; os resultados são apresentados na Tabela 7.

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.

Tabela 7 - Teste de PERRON e RODRIGUEZ (2001) para identificar e remover a presença do *outlier*

Série	Presença do <i>outlier</i> $\tau d$ (calculado)	Removendo a influência dos <i>outliers</i> $\tau c$ (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: Dados da pesquisa.

Nota: \* e \*\* significativos a 1% e 5% de probabilidade, respectivamente. Estatísticas  $\tau d$  e  $\tau c$ , valores PERRON e RODRIGUEZ (2001).

Na Tabela 8, 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>17</sup>.

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 e JUSELIUS (1990), para o modelo VAR com quatro defasagens. 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>18</sup>.

<sup>17</sup> Ver rotina (EViews 3.0., 1997:517-518).

<sup>18</sup> Ver exemplo em VIEIRA (1995).

Tabela 8 - Critérios de informação para escolha do número de defasagens (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: Dados da pesquisa.

Tabela 9 - 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
$R \leq 1$	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: Dados da pesquisa.

Essas relações de co-integração (VAR com quatro defasagens) são dadas pelas seguintes expressões:

- 1)  $M1 - 0,0894 TC - 4,1512 PI - 0,7269 PA$
- 2)  $M1 - 0,0000 TC + 74,0237 PI - 83,6528 PA$
- 3)  $M1 + 0,0000 TC + 0,0000 PI - 0,0929PA$

Dados os resultados dos testes raiz unitária e co-integração, estimou-se o modelo de correção de erro com quatro defasagens. Na Tabela 10, apresentam-se as estimativas da equação e os respectivos desvios-padrão de cada parâmetro.

Tabela 10 - Parâmetros estimados do modelo VAR/MCE (com quatro defasagens)

Variável	$\Delta M1$	$\Delta TC$	$\Delta PI$	$\Delta PA$
E1	-1,73* (0,34)	-0,38*** (0,30)	0,19 (0,26)	-0,23 (0,29)
E2	0,018*** (0,011)	0,007 (0,010)	-0,060 (0,009)*	-0,028 (0,010)*
E3	0,560 (0,519)	-0,50 (0,457)	-2,904* (0,401)	1,075* (0,446)
$\Delta M1_{t-1}$	0,198 (0,306)	0,213 (0,270)	-0,173 (0,236)	0,121 (0,263)
$\Delta M1_{t-2}$	-0,109 (0,243)	0,080 (0,214)	-0,125 (0,188)	0,070 (0,209)
$\Delta M1_{t-3}$	-0,250*** (0,169)	-0,074 (0,149)	-0,061 (0,131)	-0,065 (0,145)
$\Delta M1_{t-4}$	-0,075 (0,093)	-0,086 (0,081)	-0,016 (0,071)	-0,040 (0,079)
$\Delta TC_{t-1}$	0,041 (0,105)	-0,881* (0,092)	0,057 (0,081)	-0,158** (0,090)
$\Delta TC_{t-2}$	0,068 (0,131)	-0,695* (0,116)	0,098 (0,081)	-0,060 (0,530)
$\Delta TC_{t-3}$	-0,105 (0,129)	-0,436* (0,113)	-0,013 (0,099)	-0,125 (0,110)
$\Delta TC_{t-4}$	-0,019 (0,104)	-0,220* (0,092)	-0,012 (0,080)	-0,040 (0,090)
$\Delta PI_{t-1}$	-0,259 (0,455)	0,190 (0,400)	1,144* (0,351)	-0,848* (0,390)
$\Delta PI_{t-2}$	-0,150 (0,360)	0,228 (0,317)	0,669* (0,278)	-0,565** (0,309)
$\Delta PI_{t-3}$	-0,099 (0,248)	0,206 (0,218)	0,386** (0,191)	-0,224 (0,213)
$\Delta PI_{t-4}$	-0,109 (0,124)	0,096 (0,109)	0,127*** (0,095)	-0,036 (0,106)
$\Delta PA_{t-1}$	-0,556*** (0,422)	-0,773** (0,371)	0,311 (0,326)	1,091* (0,362)
$\Delta PA_{t-2}$	-0,380 (0,323)	-0,674* (0,285)	0,246 (0,249)	0,564** (0,277)
$\Delta PA_{t-3}$	-0,199 (0,214)	-0,393** (0,189)	0,166 (0,165)	0,228 (0,184)
$\Delta PA_{t-4}$	-0,048 (0,100)	-0,176** (0,088)	0,067 (0,077)	0,008 (0,086)
R <sup>2</sup>	0,787	0,540	0,804	0,867
AIC	45,402	45,146	44,884	4,096
SC	45,829	45,574	45,312	45,524

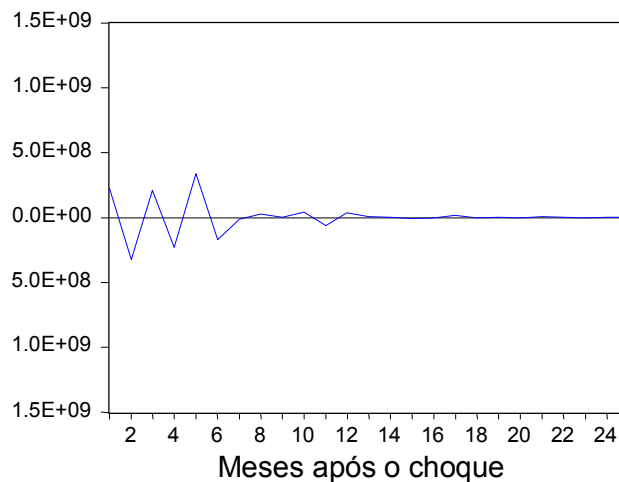
Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: \* , \*\* e \*\*\* significativos a 1%, 5% e 10% de probabilidade, respectivamente.

Os valores dos coeficientes  $R^2$  são altos, indicando que o modelo estimado explica as variações percentuais do logaritmo neperiano das séries macroeconômicas.

Pela análise gráfica das elasticidades-impulso, pode-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.

Na Figura 9, evidenciam-se choques não esperados dos meios de pagamentos sobre os preços agrícolas.



Fonte: Dados da pesquisa.

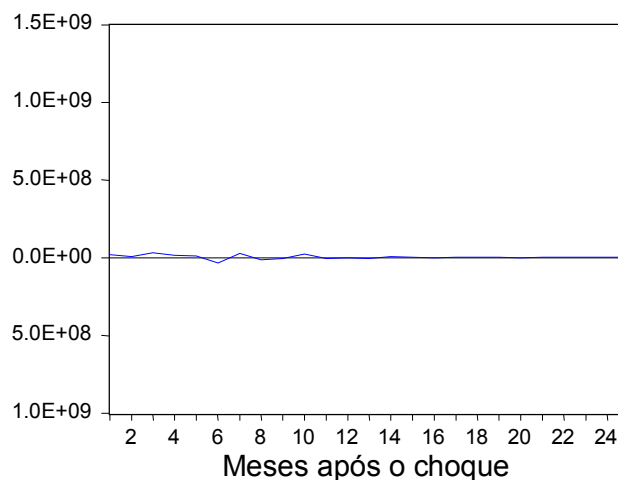
Figura 9 - Resposta dos preços agrícolas a um choque em M1.

Percebe-se, pela Figura 9, 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 e KYLE (1992 e 1995) e VIEIRA (1995) e são coerentes com o modelo teórico do Capítulo 3, indicando que

os preços agrícolas sofrem o *overshooting* no curto prazo e que a agricultura é mais influenciada por políticas monetárias que a indústria no curto prazo.

Verificou-se que a agricultura é beneficiada no curto prazo por políticas monetárias expansionistas e prejudicada em caso de atuação de regras mais severas de condução dos agregados monetários. Esse resultado condiz com o dos trabalhos de ORDEM e FACKLER (1989) e ORDEM e ROBERTSON (1990) utilizando o modelo VAR/MCE.

Na Figura 10, 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 elevados custos de ajustamento.



Fonte: Dados da pesquisa.

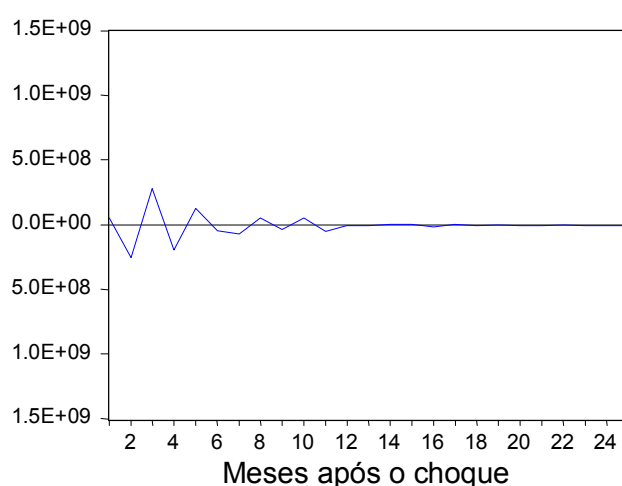
Figura 10 - Resposta dos preços industriais a um choque em M1.

Os choques não esperados na taxa de câmbio (Figuras 11 e 12) 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.

Cabe ressaltar que já era esperado esse resultado, em virtude da globalização da economia brasileira, contrariando os resultados de estudos feitos para a década de 80<sup>19</sup>.

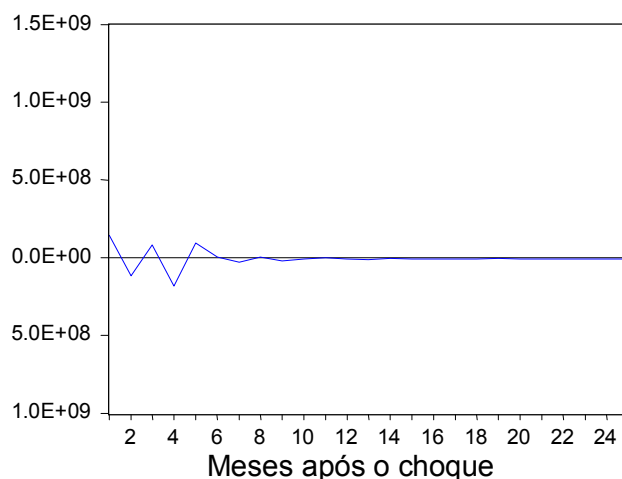
Um choque não esperado na taxa de câmbio, por exemplo uma depreciação da moeda doméstica, leva os dois preços a variarem no curto prazo, mas, de acordo com as Figuras 11 e 12, os preços agrícolas levam em média 11 meses para se ajustarem, enquanto os preços industriais levam, em média, sete meses. Mas pode-se afirmar que os preços agrícolas apresentam maior variabilidade perante o choque cambial.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 11 - Resposta dos preços agrícolas a um choque na taxa de câmbio.

<sup>19</sup> Ver, por exemplo, BURNQUIST e KYLE (1992 e 1995).



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 12 - Resposta dos preços industriais a um choque na taxa de câmbio.

Analisando a Tabela 11, referente à decomposição da variância dos erros de previsão para as séries de dados índice de preços agrícolas no atacado, verificou-se que a sua variância de previsão é explicada, quase na totalidade, por choques na própria variável.

Tabela 11 - Decomposição da variância de previsão do preço agrícola, em porcentagem (MCE com quatro defasagens)

Meses	M1	TC	PI	PA
01	3,0176	0,1563	0,1666	96,6593
02	5,2410	2,3013	1,7347	90,7228
03	6,3397	4,6892	2,1571	86,8138
06	11,2579	5,7820	4,8323	78,1276
12	11,2818	6,0937	4,8603	77,7640
18	11,2851	6,1047	4,8624	77,7467
25	11,2853	6,1133	4,8630	77,7383

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 12 - Decomposição da variância de previsão do preço industrial, em porcentagem (MCE com quatro defasagens)

Meses	M1	TC	PI	PA
01	0,0059	2,6724	97,3216	0,0000
02	0,0074	2,1412	97,7959	0,0553
03	0,0721	2,6616	97,2100	0,0562
06	0,1578	4,3868	95,3726	0,0826
12	0,2078	4,5129	95,0551	0,2241
18	0,2163	4,6021	94,9461	0,2353
25	0,2235	4,7121	94,8222	0,2421

Fonte: Dados da pesquisa.

Esses resultados evidenciam que mais de 77% da variância de previsão do preço agrícola é explicado por choques inesperados nele mesmo. O restante da explicação da variância de previsão é distribuído entre as demais variáveis do modelo. No caso dos preços industriais, mais de 94% da sua variância de previsão é explicada por choques inesperados neles mesmos. O restante da explicação da variância de previsão é distribuído entre as demais variáveis do modelo.

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.

Cabe salientar que os testes de raiz unitária com quebra estrutural indicaram que as quatro séries são integradas de ordem 1 e que existe relação de longo prazo entre elas, indicando a utilização do modelo de correção de erro.

As estimativas dos parâmetros do modelo são suficientemente robustas para se concluir que os choques monetários e cambiais foram importantes para explicar o comportamento dos índices de preços agrícolas e industriais no atacado, no período considerado.

## 6. RESUMO E CONCLUSÕES

Neste trabalho, investigaram-se os efeitos de políticas monetárias e cambiais sobre os preços agrícolas e industriais no curto prazo. O modelo teórico utilizado foi do tipo de equilíbrio monetário, baseando-se nos trabalhos de DORNBUSCH (1976), FRANKEL (1986) e SAGHAIAN et al. (2002). Nesse modelo foi considerada uma pequena economia aberta com taxa de câmbio flexível. Essa economia transaciona bens agrícolas e ativos com o resto do mundo.

A agricultura e a indústria possuem formas de ajuste diferenciadas perante os choques não antecipados de políticas monetárias e cambiais. A agricultura foi considerada com preços flexíveis, em virtude da comercialização em bolsas de mercadorias e futuros, apresentando maior dinamismo de mercado quanto à sinalização do equilíbrio oferta e demanda. Em contrapartida, o setor industrial foi caracterizado como de preços fixos, em virtude da existência de contratos de longo prazo e da adoção de preços via *markup* sobre os custos de produção.

Quando ocorrem variações não esperadas na oferta monetária e taxa de câmbio, os preços agrícolas sofrem *overshooting* em relação ao seu equilíbrio de longo prazo. Já os preços industriais não sofrem o fenômeno da ultrapassagem

para choques monetários não esperados, mas sofrem para choques não esperados na taxa de câmbio, num contexto de maior globalização da economia brasileira.

A extensão do *overshooting* no modelo teórico dos preços agrícolas depende da magnitude do parâmetro  $\alpha$ , ou seja, do coeficiente que determina a combinação conexa entre os preços agrícolas e industriais. Para  $\alpha = 1$ , um aumento ou redução na oferta monetária implica efeitos de mesma magnitude sobre os preços agrícolas. Já para  $\alpha > 0$  e  $\alpha \neq 1$ , um aumento ou redução da oferta de moeda gera impactos mais que proporcionais sobre os preços agrícolas.

O modelo teórico de *overshooting* indicou quais variáveis são endógenas, exógenas, bem como o ordenamento das mesmas na implementação do modelo empírico. O modelo teórico também foi importante para afirmar que empiricamente quem deve sofrer o fenômeno do *overshooting* são os preços agrícolas. A análise empírica abrangeu o período de janeiro de 1990 a dezembro de 2000, e utilizou-se o modelo de auto-regressão vetorial (VAR). Nesse modelo, utilizou-se a seguinte ordem de estimação de acordo com modelo teórico: meios de pagamentos (M1), taxa de câmbio, preços industriais e preços agrícolas.

Realizaram-se testes para raiz unitária com quebra estrutural e co-integração nas séries mensais de dados e testes para definir o número de defasagens dos modelos empíricos. Com base nesses testes, optou-se por utilizar modelos VAR/MCE com quatro defasagens.

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<sup>20</sup>. 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.

A variância de previsão dos preços agrícolas a partir do modelo VAR/MCE é explicada em grande parte por choques neles mesmos. A

---

<sup>20</sup> Ver, por exemplo, BURNQUIST e KYLE (1992 e 1995) e VIEIRA (1995 e 1998).

participação desse preço na explicação de sua própria variância de previsão é superior a 75% nos seis meses. Após, então, aumenta a importância relativa de outras variáveis na explicação de sua variância de previsão.

Para a 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.

Recomendam-se novas pesquisas sobre os efeitos de políticas econômicas sobre os preços agrícolas e industriais no curto prazo. Por exemplo, seria o caso de inclusão da política fiscal tanto na abordagem teórica quanto na empírica.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGUIAR, D.R.D. **Custo, risco e margem de comercialização de arroz e do feijão no Estado de São Paulo: análise dinâmica e teste de modelos alternativos**. Piracicaba: ESALQ, 1994. 185 p. Tese (Doutorado em Economia Agrária) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1994.
- ALLAIN, M.R. Impactos de liberalização comercial sobre os preços relativos industriais. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 25, n. 2, p. 151-172, 1995.
- AVERBUG, A., GIAMBIAGI, F. **A crise brasileira de 1998/1999 - origens e conseqüências**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. (Texto para discussão, 77).
- BAER, W. **A economia brasileira**. São Paulo: Nobel, 1996.
- 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.
- BACHA, L.E. Plano real: uma avaliação. In: MERCADANTE, A. (Org.). **O Brasil pós-Real: a política econômica em debate**. Campinas: Unicamp, 1998. 314 p.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. **Informações econômicas**. [10 maio 2002]. ([www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)).
- 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.
- BOX, G.E.P., TIAO, G.C. Intervention analysis with application to economic and environmental problems. **Journal of the Americal Statistical Association**, v. 70, n. 3, p. 70-79, 1975.
- 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.
- BURNQUIST, H., KYLE, S. Overshooting agricultural prices and the importance of economic structure: evidence from Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 49, n. 1, p. 63-80, 1995.
- CAMPOS, J., ERICSSON, N.R., HENDRY, D.F. Cointegration tests in the presence of structural breaks. **Journal of Econometrics**, v. 70, p. 187-200, 1996.
- CARNEIRO, G.C. **Especificação de modelos dinâmicos e cointegração: um texto didático**. Brasília: Universidade Católica de Brasília, 1999. (Texto Didático, 2).
- CARVALHO, F.M.A., TEXEIRA, E.C. **Políticas governamentais aplicadas ao agronegócio**. Viçosa: DER/UFV, 2001. 110 p. (Mimeogr.).
- CHAMBERS, R.G. Agricultural and financial market interdependence in short run. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 66, n. 1, p. 12-24, 1984.
- COMPANIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO - CONAB. **Informações econômicas on-line**. [10 maio 2002]. ([www.conab.gov.br](http://www.conab.gov.br)).
- DEVADOS, S., MEYERS, W.H. Relative prices and money: further results of United States. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 69, n. 4, p. 838-842, 1987.

- 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: Jonh Wiley & Sons, 1995. 433 p.
- EViews 3.0. **User's guide**. 1997. 556 p.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C.W.J. Co-integration and error correction representation, estimation and testing. **Econometrica**, n. 55, p. 251-276, 1987.
- 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 addtive outliers on tests for unit roots and cointegration. **Journal Business and Economic Statistics**, v. 12, p. 471-478, 1994.
- GASQUES, J.G., CONCEIÇÃO, J.C.P.R. Financiamento da agricultura experiências e propostas. In: GASQUES, J.G. et al. (Orgs.). **Transformações da agricultura e políticas públicas**. Brasília: IPEA, 2001. 539 p.
- GREGORY, A.W., HANSEN, B.E. Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. **Journal of Econometrics**, v. 70, p. 99-126, 1996.
- 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.
- HICKS, J. **The crisis in keynesian economics**. New York: Basics Books, 1974.
- HOMEM DE MELO, F. Plano real e a agricultura brasileira. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 19, n. 4, p. 146-155, 1999.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Informações econômicas**. [10 maio 2002]. ([www.ibge.gov.br](http://www.ibge.gov.br)).
- INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA - IPEA. **Informações econômicas**. [10 maio 2002]. ([www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)).

- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, n. 12, p. 231-254, 1988.
- 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.
- LAI, C.C., HU, S.W., WANG, V. Commodity price dynamics and anticipated shocks. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 78, n. 4, p. 90-103, 1996.
- 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.
- MINISTÉRIO DA FAZENDA. **Balço doze meses do real**. Brasília. [10 maio 2002]. ([www.fazenda.gov.br](http://www.fazenda.gov.br)).
- MÜNCH, I.P. Bandas de câmbio e expectativas de desvalorização: um teste de credibilidade aplicado ao Brasil, México, Rússia, Venezuela, Tailândia e Hong-Kong. **Revista Brasileira de Economia**, v. 52, p. 637-673, 1998.
- MUSSA, M. A model of exchange rate dynamics. **Journal Political Economy**, v. 90, n. 1, 1982.
- NG, S., VOGELSANG, T.J. **Analysis of vector autoregressions in the presence of shifts in mean**. Boston: Boston College, 2000. 23 p. (Working Paper).
- OBSTFELD, M. Overshooting agricultural commodity markets and public policy: discursion. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 68, n. 2, p. 420-421, 1986.
- ORDEM, D., FACKLER, P.L. Identifying monetary impacts on agricultural prices in VAR models. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 71, n. 2, p. 495-502, 1989.
- OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistic. **Oxford Bulletin of Economic and Statistics**, v. 54, n. 3, p. 462-472, 1992.
- 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).
- RAPOSO, L.R. **Análise da relação volatilidade de preço-volume nos mercados brasileiros de futuros agropecuários**. Viçosa: UFV, 2000. 126 p. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, 2000.
- RAUSSER, C.G., CHALFANT, J.A., LOVE, A.H., STAMOULIS, K.G. Macroeconomic linkages, taxes, and subsidies in the U.S. agricultural sector. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 68, n. 2, p. 399-412, 1986.
- REZENDE, G.C. **Políticas de preços mínimos na década de 90: dos velhos aos novos instrumentos**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.
- ROBERTSON, J.C., ORDEM, D. Monetary impacts on prices in the short and long run: some evidence from New Zealand. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 72, n. 1, p. 160-171, 1990.
- ROCHA, L.E.V. **Políticas macroeconômicas e preços relativos na economia brasileira, 1980-1995**. Viçosa: UFV, 2000. 184 p. Tese (Doutorado em Economia Rural) - Universidade Federal de Viçosa, 2000.
- 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.
- SAYAD, J. Inflação e agricultura. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 1, p. 1-32, 1979.
- SANTANA, A.C., TEIXEIRA, E.C. A política macroeconômica e a agricultura no Brasil (1980-1991). In: FONTES, R. M. O (Org.). **Inflação brasileira**. Viçosa : UFV, 1993.
- SANTANA, A.C., LOPES, J.E., TEIXEIRA, E.C. Os efeitos dinâmicos da política monetária sobre relativos de preços no Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 30, 1992, Rio de Janeiro. **Anais...** Brasília: SOBER, 1992. p. 136-151.
- 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.).
- SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, n. 48, p. 1-48, 1980.
- TAVARES, M.C. A economia política do Real. In: MERCADANTE, A. (Org.). **O Brasil pós-real: a política econômica em debate**. Campinas: Unicamp, 1998. 314 p.
- TSAY, R.S. Outliers, level shifts, and variance changes in time series. **Journal of Forecasting**, n. 7, p. 1-20, 1988.
- VAN DUYNE. The macroeconomic effects of commodity market disruptions in open economies. **Journal International Economics**, v. 9, p. 559-582, 1979.
- VIEIRA, W.C. **Ajuste macroeconômico e preço relativo agricultura-indústria no Brasil: 1982/88**. Piracicaba: ESALQ, 1995. 134 p. Tese (Doutorado em Economia Agrária) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1995.
- VIEIRA, W.C. **Ajuste macroeconômico e preço relativo agricultura-indústria**. Viçosa: UFV, 1998. 114 p.
- VIEIRA, W.C. Políticas macroeconômicas e agricultura sob regimes cambiais alternativos. In: SANTOS, M.L., VIEIRA, W.C. (Orgs.). **Agricultura na virada do milênio: velhos e novos desafios**. Viçosa: UFV, 2000.
- 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.
- WILSON, C.A. Anticipated shocks and exchange rate dynamics. **Journal Political Economic**, v. 87, n. 7, p. 639-647, 1979.

## **APÊNDICE**

## APÊNDICE

Tabela 1A - Valores críticos de ADF

Tamanho da amostra	1%	5%	10%
500	-3,44	-2,87	-2,57
$\infty$	-3,43	-2,86	-2,57

Fonte: ENDERS (1995:419).

Tabela 2A - Valores críticos de TC

Defasagens (i)	1%	5%	10%
1	2,99	2,81	2,61
2	3,69	3,38	3,05
3	4,29	3,88	3,43
4	4,43	4,33	3,79

Fonte: PERRON e RODRIGUEZ (2001:20).

Tabela 3A - Valores críticos de TD

Tamanho da amostra	1%	5%	10%
T = 100	4,14	3,65	3,44
T = 200	4,20	3,75	3,56

Fonte: PERRON e RODRIGUEZ (2001:20).