**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

Macroeconomia e preços de commodities agrícolas

Andréa Ferraz de Arruda

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestre em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2008**

Andréa Ferraz de Arruda
Bacharel em Ciências Econômicas

Macroeconomia e preços de commodities agrícolas

Orientador:
Prof. Dr. **GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS**

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestre em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2008

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - ESALQ/USP

Arruda, Andréa Ferraz de
Macroeconomia e preços de commodities agrícolas / Andréa Ferraz de Arruda. - -
Piracicaba, 2008.
125 p. : il.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2008.
Bibliografia.

1. Bolsa de mercadorias 2. Macroeconomia 3. Preços agrícolas I. Título

CDD 339

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

DEDICATÓRIA

Dedico minha dissertação aos meus pais, André e Cristina, a minha avó Yeda e, em especial, a minha avó Lélia.

AGRADECIMENTOS

Em primeiro lugar, agradeço a Deus, grande responsável por todas as oportunidades que tive, por me orientar, inspirar e proteger em todos os momentos da minha vida.

Aos meus pais, pelos sacrifícios que fizeram para que pudesse concluir este trabalho, bem como toda a minha educação e criação.

À minha família, que me apoiou e encorajou sempre que necessário, em especial a minha irmã, Lia, a minha tia Rosana e a minha avó, Yeda.

Ao meu querido orientador, Professor Geraldo Sant’Ana de Camargo Barros, um verdadeiro modelo de profissional e de ser humano a ser seguido, pela orientação e amizade.

Às Professoras Sílvia H. Galvão de Miranda e Miriam Rumenos Piedade Bacchi que, com suas recomendações e sugestões, contribuíram muito para o aperfeiçoamento deste trabalho.

Agradeço, também, aos docentes e funcionários do Departamento de Economia, Administração e Sociologia, pelos ensinamentos transferidos, não apenas acadêmicos, mas, sobretudo, de vida. Em particular, gostaria de agradecer à Maieli por toda a atenção e carinho com que me tratou durante todo o período do mestrado.

Às secretárias do CEPEA, Elisângela e Luciane, por toda colaboração recebida.

Aos meus colegas e queridos amigos do mestrado e do doutorado: Fernanda Sartori Camargo, Ricardo Queiroz, Simone Fioritti, Sheila Leite, Daniel Furlan, Lílian Maluf e Sandra Lima agradeço pela amizade. Ao meu amigo Maurício de Souza, agradeço pela amizade e pela colaboração em um dos momentos críticos da pesquisa.

Ao meu namorado, Tiago, por todo incentivo e apoio.

À FAPESP pela bolsa concedida.

SUMÁRIO

RESUMO	7
ABSTRACT	8
LISTA DE FIGURAS	9
LISTA DE TABELAS	11
1 INTRODUÇÃO E JUSTIFICATIVA	14
2 OBJETIVOS.....	17
3 MODELOS ECONÔMICOS E REVISÃO BIBLIOGRÁFICA.....	18
3.1 Agricultura e macroeconomia em uma economia internacional integrada	18
3.2 Modelos econômicos e procedimentos empíricos	20
3.2.1 A suposição de rigidez de preços e a formação de <i>overshooting</i>	20
3.2.2 Taxa de câmbio e modelos para sua determinação.....	25
3.2.3 Modelo misto de determinação da taxa de câmbio.....	26
3.2.4 Os preços internacionais das <i>commodities</i> agrícolas.....	28
3.2.5 Determinação macroeconômica dos preços agrícolas brasileiros	31
3.2.6 Identificação e estimação dos modelos de vetores auto-regressivos (VAR).....	32
3.3 Análises dos preços mundiais dos alimentos e das matérias primas	33
3.3.1 Os preços das matérias primas agrícolas	33
3.3.2 Preço mundial dos alimentos	35
3.4 Determinantes macroeconômicos internacionais e domésticos dos preços agrícolas brasileiros	36
3.5 Princípios teóricos - economia fechada.....	38
3.6 Princípios teóricos - <i>economia aberta</i>	44
4 PROCEDIMENTO.....	49
5 RESULTADOS	53
5.1 Análises descritivas de comportamento	53
5.1.2 Preço do milho.....	54
5.1.3 Relações de preços entre soja e milho	54
5.1.4 Produto Interno Bruto.....	56
5.1.6 Taxa de juros	58
5.2 Resultados econométricos	58

5.2.1 Testes de raiz unitária	59
5.2.2 Vetores auto-regressivos.....	62
5.2.2.1 Modelos para o preço da soja	62
5.2.2.2 Modelos para o preço do milho	70
5.2.2.3 Modelo para grãos 1	73
5.2.2.4 Modelo para grãos 2	80
6 CONCLUSÕES	86
REFERÊNCIAS	88
ANEXOS	91

RESUMO

Macroeconomia e preços de commodities agrícolas

Este trabalho retomou as análises do comportamento dos preços das *commodities* agrícolas após um período superior a uma década durante o qual o tema ocupou pouca atenção dos estudiosos. Os resultados encontrados mostram um papel moderado, mas não desprezível, para as variáveis macroeconômicas nas variações não-antecipadas daqueles preços. A taxa de câmbio impacta diretamente os preços dos produtos transacionados no exterior e indiretamente aqueles que com eles competem na produção e no consumo. A taxa de juros é componente do custo de armazenamento e, assim, se ela aumenta, por exemplo, eleva-se o custo de armazenamento, maior volume de *commodities* é lançado no mercado e seus preços tendem a cair. A taxa de juros, sabe-se, também, afeta o nível de atividade econômica e, logo, a renda dos países. Análises de auto-regressão vetorial foram empregadas para medir os impactos e a importância de choques nessas variáveis macroeconômicas sobre os preços da soja e do milho no Brasil. Verificaram-se efeitos não desprezíveis dos juros sobre esses preços e do câmbio sobre o preço da soja. A renda – medida pelo PIB – não se mostrou relevante, talvez por este não ter capturado o efeito daquela ou pela exígua variação que o PIB tenha apresentado no período analisado. Embora os juros tenham se revelado capazes de serem utilizados para aliviar impactos inflacionários oriundos de elevações exageradas de preços de *commodities*, as evidências apontam para um elevado componente exógeno desses preços, o que pode ser interpretado com resultado da importância de fatores setoriais nesses mercados (como tecnologia e produtividade, clima e oscilações de demanda). Assim, caso a preocupação relacionar-se à instabilidade desses preços, caberá usar os instrumentos de armazenagem e crédito para controlá-la.

Palavras-chave: Macroeconomia; Preços; *Commodities*

ABSTRACT

Macroeconomics and agricultural commodities prices

This work resumed the behavioral analysis of commodities prices in agriculture after a decade during which the topic drew little attention from researchers. The results found show a moderate role, but not indispensable, played by the macroeconomic variables in the non-anticipated variations of their prices. The exchange rate impacts directly the prices of goods traded in foreign markets and indirectly those with which they compete in production and consumption. The interest rate is a component of storage costs, and, therefore, if it is raised, for example, it increases them, so a higher volume of commodities is offered to the market and their prices tend to drop. It is also known that the interest rate affects the level of economic activity and, thus, the countries' revenue. Analysis of vectorial auto-regression was utilized to measure the impacts and the importance of shocks in these macroeconomic variables on corn and soybean prices in Brazil. It was verified indispensable effects of interest on these prices and of the interest rate on the soybean price. The revenue – measured by the GDP – did not show relevance, it might not have captured the effect of the revenue or because of the insignificant variation of the GDP in the period analyzed. Even though the interest has proven to be useful to mitigate the inflationary impacts derived from exacerbated increases of commodities prices, the evidences point to an elevated exogenous component of these prices, which can be interpreted as a result of the importance of sectoral factors in these markets (such as technology and productivity, climate and demand oscillations). Thus, as far as price instability is concerned, the use of instruments of storage and credit is required to control it.

Keywords: Macroeconomics; Prices; Commodities

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Taxa de câmbio de equilíbrio	22
Figura 2 - Efeito de um choque monetário sobre a taxa de câmbio	23
Figura 3 - Preço de <i>commodities</i> e taxas de juros	40
Figura 4 - Impacto de aumento na oferta monetária sobre o preço de <i>commodity</i>	43
Figura 5 - Procedimentos para teste de existência de raiz unitária	52
Figura 6 - Preço real da soja – série mensal de janeiro de 1975 a outubro de 2006 (R\$/kg)....	53
Figura 7 - Preço real do milho – série mensal de janeiro de 1975 a outubro de 2006 (R\$/kg).54	
Figura 8 - Variações percentuais (ano a ano) dos preços da soja e do milho (R\$/kg) de 1975 a 2005	55
Figura 9 - Preço real do milho e da soja – série mensal de janeiro de 1975 a outubro de 2006 (R\$/kg)	55
Figura 10 - Relação de preços– preço do milho / preço da soja- séries mensais de janeiro de 1975 a outubro de 2006	56
Figura 11 - Produto Interno Bruto anual – 1985 a 2005 (em R\$ de 2005)	57
Figura 12 - Taxa de câmbio real mensal – janeiro de 1975 a outubro de 2006	57
Figura 13 - Taxa de juros real Over/Selic (%a.m.) – janeiro de 1975 a outubro de 2006 (R\$/US\$)	58
Figura 14 - Elasticidades de impulso sobre o preço da soja – choques no próprio preço da soja, na taxa de juros, na taxa de câmbio e no PIB – janeiro de 1995 a outubro de 2006	66
Figura 15 - Elasticidades de impulso sobre o preço da soja – choques no próprio preço da soja, no preço da exportação, na taxa de juros, na taxa de câmbio e no PIB – janeiro de 1995 a outubro de 2006	66
Figura 16 – Decomposição da variância do erro de previsão do preço da soja (modelo com o preço de exportação)	69

Figura 17 - Elasticidades de impulso sobre o preço do milho – choques no próprio preço do milho, na taxa de juros, na taxa de câmbio, no PIB – janeiro de 1995 a outubro de 2006	71
Figura 18 - Elasticidades de impulso sobre o preço do milho – choques no próprio preço do milho, na taxa de juros, na taxa de câmbio, no PIB e no preço da soja – janeiro de 1995 a outubro de 2006	76
Figura 19 - Elasticidades de impulso sobre o preço do milho – choques no próprio preço do milho, na taxa de juros, na taxa de câmbio, no PIB, no preço da soja e no preço de exportação da soja – janeiro de 1995 a outubro de 2006	77
Figura 20 – Decomposição da variância do erro de previsão para o preço do milho	79
Figura 21 – Elasticidades de impulso sobre o preço da soja – choques no próprio preço da soja, na taxa de juros, na taxa de câmbio, no PIB e no preço do milho – janeiro de 1995 a outubro de 2006	83
Figura 22 – Decomposição da variância do erro de previsão para o preço da soja	85

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Teste uma raiz – Dickey – Fuller – PIB – AR(13) definido pelo critério aic e sbc	59
Tabela 2 – Teste uma raiz – Dickey – Fuller – taxa de câmbio – AR(3) definido pelo critério aic e sbc	59
Tabela 3 - Teste uma raiz – Dickey – Fuller – preço da soja – AR(2) definido pelo critério aic e sbc	60
Tabela 4 – Teste uma raiz – Dickey – Fuller – Preço de exportação de soja – AR(3) definido pelo critério aic e sbc	60
Tabela 5 – Teste uma raiz – Dickey – Fuller – Preço de milho – AR(3) definido pelo critério aic e sbc	61
Tabela 6 – Teste uma raiz – Dickey – Fuller – Taxa de juros – AR(1) definido pelo critério aic e sbc	61
Tabela 7 – Estrutura da matriz A_0 1 para o modelo de preços da soja (sem o preço de exportação da soja)	63
Tabela 8 – Estrutura da matriz A_0 2 para o modelo de preços da soja (com o preço de exportação da soja)	63
Tabela 9 – Coeficientes estimados para a matriz A_0 1: modelo dos preços da soja	63
Tabela 10 – Coeficientes estimados para a matriz A_0 2: modelo dos preços da soja (com o preço de exportação da mesma)	63
Tabela 11 – Elasticidades de impulso sobre o preço da soja (modelo sem o preço de exportação da soja)	64
Tabela 12 – Elasticidades de impulso sobre o preço da soja (modelo com o preço de exportação da soja)	65
Tabela 13 - Decomposição da variância do erro de previsão do preço da soja (modelo A_0 1)...	67
Tabela 14 - Decomposição da variância do erro de previsão do preço da soja (modelo A_0 2)...	67

Tabela 15 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de juros (modelo A_0 1)....	68
Tabela 16 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de câmbio (modelo A_0 1)	68
Tabela 17 – Decomposição da variância do erro de previsão do PIB (modelo A_0 1)	69
Tabela 18 – Estrutura da matriz A_0 1 para o modelo de preços do milho	70
Tabela 19 – Coeficientes estimados para a matriz A_0 : modelo dos preços do milho	70
Tabela 20 – Elasticidades de impulso sobre o preço do milho	71
Tabela 21 – Decomposição da variância do erro de previsão do preço do milho	72
Tabela 22 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de juros	72
Tabela 23 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de câmbio	72
Tabela 24 – Decomposição da variância do erro de previsão do PIB	73
Tabela 25 – Estrutura da matriz A_0 1 para o modelo de preços dos grãos 1	73
Tabela 26 – Estrutura da matriz A_0 2 para o modelo de preços dos grãos 1	74
Tabela 27 – Coeficientes estimados para a matriz A_0 1: modelo dos preços dos grãos 1	74
Tabela 28 – Coeficientes estimados para a matriz A_0 2: modelo dos preços dos grãos 1	74
Tabela 29 – Elasticidades de impulso sobre o preço do milho (A_0 1)	75
Tabela 30 – Elasticidades de impulso sobre o preço do milho (A_0 2)	76
Tabela 31 – Decomposição da variância do erro de previsão do preço do milho	77
Tabela 32 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de juros	78
Tabela 33 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de câmbio	78
Tabela 34 – Decomposição da variância do erro de previsão do PIB	78
Tabela 35 – Decomposição da variância do erro de previsão do preço da soja	79
Tabela 36 – Estrutura da matriz A_0 1 para o modelo de preços dos grãos 2	80
Tabela 37 – Estrutura da matriz A_0 2 para o modelo de preços dos grãos 2	80
Tabela 38 – Coeficientes estimados para a matriz A_0 1: modelo dos preços dos grãos 2	81

Tabela 39 – Coeficientes estimados para a matriz A_0 2: modelo dos preços dos grãos 2	81
Tabela 40 – Elasticidades de impulso sobre o preço da soja (A_0 1)	82
Tabela 41 – Elasticidades de impulso sobre o preço da soja (A_0 2)	82
Tabela 42 – Decomposição da variância do erro de previsão do preço da soja	83
Tabela 43 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de juros	84
Tabela 44 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de câmbio	84
Tabela 45 – Decomposição da variância do erro de previsão do PIB	84
Tabela 46 – Decomposição da variância do erro de previsão do preço do milho	85

1 INTRODUÇÃO E JUSTIFICATIVA

Frankel, um dos grandes estudiosos dos preços das *commodities* volta a estudá-los depois de 20 anos (FRANKEL, 2006). Depois de uma longa e intensa discussão nos anos 1970 e 1980, a questão dos preços das *commodities* simplesmente saiu de cena nos anos 1990. Os preços em queda deixaram de despertar atenção porque – apesar de prejudicar muitos países produtores – estava-se diante de um fator positivo do lado do controle da inflação. De fato, o foco na chamada “core inflation” pelos bancos centrais acabou por eliminar as *commodities* como parâmetro de medição da inflação e do gerenciamento da estabilidade econômica. Agora o “problema” retorna em vista dos novos recordes de preço em 2005/2006: as movimentações de preços de *commodities* podem levar a perdas e ganhos extraordinários, refletindo-se sobre a estabilidade da inflação e do produto da economia. Importa, portanto, novamente perguntar: Por que os preços desses produtos voltam a subir? Tem algo a ver com a política monetária e com os juros? É tempo de retomar os trabalhos de Frankel (1986) e Barros (1989, b) para o Brasil e atualizar as análises para o cenário atual.

Com a integração comercial na década de 1990, cresceu a interdependência entre os mercados domésticos e internacionais em geral e das *commodities* agrícolas em particular. É importante que seja observado que os mercados de *commodities* agrícolas operam atrelados aos mercados financeiros, nos quais são vistas como formas de ativos que podem ser mantidos nas carteiras de investidores, concorrendo com títulos públicos e privados – vinculado a taxas de juros, câmbio, índices de preços - ações de empresas, nacionais e internacionais, outras *commodities*, como metais, etc.

Essa interdependência cresceu ao longo do último século. Na verdade, a chamada primeira onda de globalização na história teria terminado no início do século XX. Uma segunda onda levando a um grande avanço da integração comercial se deu a partir da Segunda Guerra Mundial à medida que as barreiras comerciais, mormente de produtos industriais, foram sendo reduzidas através das sucessivas rodadas no âmbito do General Agreement on Trade and Tariffs - GATT. As barreiras ao comércio agrícola vêm sendo negociadas com mais intensidade a partir da criação da Organização Mundial do Comércio - OMC, acreditando-se que esse processo ainda se estenda por um longo período antes que um comércio realmente livre se estabeleça entre os países envolvidos. Mesmo assim, as maiores facilidades de comunicação, relacionadas à

informática, e de logística permitiram forte integração comercial e financeira entre países. É certo que o comércio entre países cresceu muito nas últimas décadas, não significando, porém, que se dê de forma harmoniosa; bem ao contrário, a característica marcante da integração é sua natureza conflituosa.

Dois fatos devem ser salientados no tocante ao comércio internacional no pós-guerra:

- a) o volume de comércio tem crescido bem mais do que o volume produzido em escala mundial; por exemplo, entre 1975 e 1995, o PIB mundial cresceu à taxa de 3% ao ano, enquanto o comércio entre países avançou à taxa média de 5,9% ao ano¹;
- b) o volume de transações financeiras superam enormemente o volume de transações comerciais; por exemplo, o fluxo de investimentos diretos cresceu no mesmo período à taxa anual aproximada de 12%².

Ou seja, por um lado, o comércio se torna cada vez mais relevante, a auto-suficiência se reduz em ritmo acelerado e a interdependência entre países tem crescido marcadamente. Por outro lado, como as transações financeiras são várias dezenas de vezes maiores do que as comerciais, resulta que os mercados de *commodities* operam atrelados aos mercados financeiros. Para se entender a natureza dessa atrelagem basta ter em mente que nos mercados financeiros determinam-se as taxas de câmbio e de juros, duas variáveis de extrema influência para o comércio e que quase sempre são ignoradas por analistas.

A maioria das *commodities* é transacionada tendo o dólar como moeda de referência. Assim, se o dólar se valoriza, por exemplo, com exceção dos Estados Unidos (e países com câmbio ligado ao dólar), os países tendem a ficar mais pobres do ponto de vista mundial, tendendo a cair a demanda por *commodities* em geral; ao mesmo tempo, países produtores (com as mesmas exceções) tenderão a aumentar as exportações por tornarem-se mais rentáveis. Em consequência, seus preços em dólares poderão tender a cair.

¹ Ou seja, o PIB cresceu cerca de 80% enquanto comércio internacional, 215%. Para maiores detalhes, consultar Roe e Mohtadi (2000). **International trade and growth**: an overview from the perspective of the new growth theory. AAEA Annual Meeting.

² Essa taxa leva em 20 anos a um crescimento de 865%. Para maiores informações, consultar Low, Olarrega e Suarez (1998). **Does globalization cause a higher concentration of international trade and investment flows?**. WTO Staff, 1998. (Working Paper, ERAD-98-08).

A taxa de juros também é importante para o comércio. Por um lado, é componente do custo de armazenamento e, assim, se a taxa de juros aumenta, por exemplo, eleva-se o custo de armazenamento, maior volume de *commodities* é lançado no mercado e seus preços tendem a cair. A taxa de juros, sabe-se também, afeta o nível de atividade econômica e, logo, a renda dos países. Cai, assim, a renda dos países e também a demanda por *commodities*, reforçando o efeito de queda de preços. Esses dois efeitos ocorrem mesmo numa economia fechada ao exterior. Por outro lado, numa economia aberta, a taxa de juros, por influenciar o fluxo internacional de capitais, é um dos determinantes essenciais das taxas de câmbio e, logo, também dos preços das *commodities*. Outros fatores que têm impactado os preços têm sido o grau de crescimento da demanda mundial por *commodities* bem como a evolução da tecnologia de produção, transporte e informação. O grau em que superávits comerciais sejam gerados pode influenciar a trajetória do câmbio e dos juros dependendo da política monetária em vigor.

2 OBJETIVOS

Neste projeto, analisam-se inter-relações entre preços de *commodities* e fatores macroeconômicos inicialmente em economias fechadas e a seguir em economias abertas, integradas internacionalmente tanto comercial como financeiramente, sob um sistema de taxas de câmbio flexíveis.

A pesquisa compreende duas partes básicas. Na primeira focalizam-se as relações macroeconômicas entre o preço de uma *commodity* cujo preço seja fundamentalmente determinado domesticamente – como o milho, por exemplo. Na segunda, são analisadas as relações macroeconômicas envolvendo uma *commodity* cujo preço tem grande influência de fatores externos, como a soja.

3 MODELOS ECONÔMICOS E REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

3.1 Agricultura e macroeconomia em uma economia internacional integrada

Nos últimos 40 anos, a economia internacional passou por grandes alterações. Duas principais mudanças exerceram forte influência no mercado de *commodities*. A primeira foi o surgimento de um mercado internacional de capitais integrado e a segunda foi o rompimento do sistema de taxas de câmbio fixas de Bretton Woods.

O mercado internacional de capitais passou por um significativo crescimento após a 2ª Guerra Mundial como resultado do Plano Marshall e nos anos 1960 devido aos déficits fiscais e comerciais dos EUA decorrentes de gastos sociais e também da Guerra do Vietnã. Os eurodólares eram recursos em dólares depositados em bancos europeus. Com o aumento do preço do petróleo em 1973, uma vez que o petróleo era transacionado em dólares, a economia internacional experimentou um grande fluxo de petrodólares, reciclados pelos bancos comerciais, onde os membros da Organização dos Países Exportadores de Petróleo (OPEP) os depositavam.

Desde o início dos anos 1970 ficou insustentável a manutenção do sistema cambial estabelecido em Bretton Woods. Com a mudança no sistema de taxas de câmbio, as principais moedas (tais como o dólar americano, o franco francês, a libra britânica entre outras) passaram a flutuar relativamente às outras moedas importantes.

Em um mercado bem integrado de capitais, a mudança para um sistema de taxas de câmbio mais flexíveis alterou dramaticamente a forma como as políticas monetárias e fiscais afetavam a economia. Antes dessas alterações no câmbio e na integração financeira, mudanças na política monetária repercutiam sobre a taxa de juros e eram difundidas pela economia.

Com o surgimento dos mercados de capitais e com a adoção das taxas de câmbio flexíveis, as repercussões da política monetária mudaram. Políticas monetárias contracionistas, por exemplo, induzem o fluxo de capitais para dentro do país, fazendo com que a moeda nacional se valorize, reduzindo a competitividade das exportações e favorecendo as importações. Políticas monetárias expansionistas apresentam o efeito oposto. Em ambas as situações, é o setor de bens transacionáveis que carrega o fardo dos ajustes. A agricultura é um setor de bens transacionáveis e, como tal, passou de uma situação em que era praticamente isenta aos efeitos da política monetária para uma situação na qual carrega uma grande parcela do fardo.

As flutuações cambiais e dos juros mostraram-se substanciais levando a uma sucessão de instabilidades macroeconômicas e as crises financeiras. Por isso, o Brasil e muitos países preferiram manter suas moedas amarradas às flutuações das moedas mais fortes. O Brasil escolheu seguir esta estratégia – conhecida como *crawling peg* – até 1998. A sequência de crises dessa década mostrou que os ajustes quantitativos no fluxo de capitais dos países contaminados – particularmente alguns países emergentes, com políticas fiscais impróprias, próximas da insustentabilidade – poderiam em pouco tempo exaurir suas reservas internacionais. Em 1998 foi esse fenômeno que produziu uma excessiva fuga de capitais do Brasil, que viu-se forçado a mudar para um sistema de câmbio flexível. A expectativa era de que os ajustes na conta de capitais passassem a dar-se predominantemente no preço (taxa de câmbio) e não na quantidade (fluxo de capitais). Desde então o Brasil passou a experimentar instabilidade cambial: indo de extrema valorização a excessiva desvalorização. Ao contrário do observado no passado, quando o câmbio administrado acompanhado de elevada inflação resultava quase sempre em valorização (embora com variado grau de intensidade), agora observam-se oscilações, talvez acentuadas demais (BARROS et al., 2006). Do ponto de vista do estoque de reservas, não há dúvida que a situação melhorou enormemente.

Disparidades pronunciadas no mercado cambial podem, potencialmente, subsidiar ou taxar a agricultura (ORDEN; CHENG, 2005). Para Borensztein e Reinhart (1994) os mercados de *commodities* desempenham um papel fundamental na transmissão dos distúrbios internacionais uma vez que ligam os países importadores de *commodities* aos países ofertantes desses produtos: mudanças no câmbio e/ou nos juros, ao afetarem os preços de commodities, podem levar a mudanças indesejáveis em déficits ou superávits comerciais, com conseqüências para a economia como um todo.

Na verdade, conforme assinala Maia (2003) houve um conjunto de transformações na economia brasileira na década de 1990 que representaram uma ruptura com o padrão de desenvolvimento que dominava até então. O modelo de desenvolvimento brasileiro, inicialmente marcado pela estratégia de industrialização por substituição de importações, destinava à agricultura o papel de diminuir os obstáculos para o progresso da indústria. Vítima do esgotamento de sua capacidade de poupança, o setor público afasta-se das atividades empresariais – através das privatizações e concessões – e reduz muito sua intervenção nos mercados, a par de promover maior abertura para o exterior (BARROS, 2003). De acordo com Maia (2003), a

agricultura abandonou o papel histórico de facilitador do crescimento industrial, a fim de maximizar o aproveitamento de suas vantagens competitivas e a sua participação para acumulação de capital. A ênfase na produtividade e na competitividade, a abertura econômica, a liberação comercial e a crescente mobilidade de capital modificaram intensamente o cenário para a agricultura.

Os índices agregados de *commodities*, excetuando o petróleo, vem sendo tratados como variáveis macroeconômicas cujos movimentos são relacionados às condições macroeconômicas prevalentes. Estudos que abordam a determinação dos preços das *commodities* detectaram duas variáveis que explicam bem suas variações: o estado do ciclo de negócios nos países industriais e a taxa de câmbio americana (BORENSZTEIN; REINHART, 1994). Maia (2003) trabalha a hipótese de que a taxa de câmbio e a taxa de juros são particularmente importantes para o desempenho do setor agrícola e, conseqüentemente, para o desempenho de suas exportações. Dessa maneira, o desempenho e a competitividade das exportações devem ser analisados sob a ótica não somente da taxa de câmbio, mas também dos efeitos que a taxa de juros produz sobre o mercado de câmbio (MAIA, 2003).

Para esclarecer os efeitos dessas importantes alterações sobre os mercados de commodities, Barros (1989b) focou-se em três passos. Primeiro, ele utilizou modelo de determinação da taxa de câmbio para identificar e medir os efeitos de políticas monetárias sobre a taxa de câmbio dos EUA e seus principais parceiros. Segundo, um modelo de determinação dos preços internacionais das *commodities* foi estimado, apresentando os efeitos de mudanças na oferta monetária, na taxa de juros, nas rendas e na taxa de câmbio sobre o preço das *commodities* agrícolas e sobre a competitividade dos EUA e do Brasil nesses mercados. Finalmente, um modelo de dois setores para a economia brasileira foi utilizado para identificar e medir as interações entre os fatores macroeconômicos internacionais e domésticos e como eles afetam os termos de troca nacionais, através dos efeitos nos preços agrícolas e industriais.

3.2 Modelos econômicos e procedimentos empíricos

3.2.1 A suposição de rigidez de preços e a formação de *overshooting*

A rigidez de preços no curto prazo é uma suposição largamente aceita pelos economistas keynesianos e é muitas vezes confirmada por observações e por procedimentos empíricos.

De acordo com Okun (1975), os preços das *commodities* são mais flexíveis que os de outros bens e serviços. Bordo (1980) provou isso empiricamente, mostrando que os preços das matérias primas realmente respondem mais rapidamente a mudanças na política monetária que os preços dos produtos manufaturados. Assim, pode-se presumir que realmente existe uma rigidez de preços no curto prazo.

Dornbusch (1976) distinguiu claramente que, enquanto os preços de moedas estrangeiras eram perfeitamente flexíveis, ou seja, possuíam liberdade para se ajustar instantaneamente em resposta a mudanças na oferta e na demanda, a maioria dos outros bens e serviços possuía preços fixos no curto prazo. Por rigidez de preços entende-se: “...eles são mantidos constantes por intervalos finitos e, então, são ajustados por quantias finitas.” (MUSSA, 1981, p. 261). A rigidez de preços não reflete, necessariamente, imperfeições de mercado podendo apenas ser fruto dos custos de ajustamento.

Com rigidez de preços no curto prazo, as políticas monetárias podem afetar os preços relativos, a taxa de juros real e taxa de câmbio real. Sob certas condições, o preço das *commodities* e a taxa de câmbio podem sofrer *overshooting*, ou seja, reagir mais que proporcionalmente a uma dada mudança na oferta monetária. No entanto, é esperado que essa desproporcionalidade deixe de existir no longo prazo.

Frankel (1986) já explicava o processo de formação de *overshooting*. De acordo com seu trabalho “*Expectations and Commodity Price Dynamics: The Overshooting Model*”, uma queda inesperada na oferta monetária fazia com que a oferta monetária real se reduzisse, uma vez que os preços dos bens manufaturados eram mantidos fixos no curto prazo. A queda na oferta real de moeda induzia a um aumento na taxa de juros o qual, por sua vez, provocava uma queda nos preços das *commodities*, uma vez que os investidores trocavam a *commodities* (consideradas como ativos financeiros) por títulos.

Como lembram Roberts e Lin (2006), de uma forma geral, as *commodities* podem ser grosseiramente divididas em dois grupos: estocáveis e não estocáveis. Alguns bens, como o ouro, podem ser mantidos em estoque por muito tempo a um baixo custo enquanto outros, como a eletricidade, possuem custos de armazenamento tão elevados que torna a estocagem uma atividade impraticável. No entanto, a maioria das *commodities* fica entre esses dois extremos.

Assim, as *commodities* como ativos que possuem custo de estocagem, terão preços que devem cair mais que a queda na oferta monetária, ou seja, sofrer *overshooting*, porque só dessa forma pode-se criar uma expectativa racional de futuro ganho de capital suficiente para compensar o aumento na taxa de juros (FRANKEL, 1986).

Fazendo o raciocínio contrário, um aumento não esperado na oferta monetária provocará um aumento mais que proporcional nos preços das *commodities*. Isso ocorre porque, apenas assim, pode-se formar uma expectativa racional de futura depreciação capaz de contrabalançar a queda na taxa de juros (FRANKEL, 1986).

Dornbusch (1976) apresentou, a propósito, um estudo dos movimentos da taxa de câmbio - embasado na formação de expectativas racionais - em que o efeito de uma expansão monetária sobre as taxas de câmbio e de juros depende do comportamento do produto real. Se a economia está trabalhando em pleno emprego, uma política monetária expansionista fará com que o câmbio sofra *overshooting* e deprecie no curto prazo. No entanto, durante o processo de ajustamento, os preços deverão subir e a taxa de câmbio poderá ser apreciada. Caso a economia tenha capacidade ociosa, o efeito da política monetária sobre as taxas de juros e de câmbio será mais limitado ocorrendo uma depreciação do câmbio, porém não ocorrerá um *overshooting* do seu valor de longo prazo.

Figura 1 – Taxa de câmbio de equilíbrio

A Figura 1 ajuda a ilustrar o processo de ajustamento da economia. A linha QQ reflete uma relação entre os logaritmos do preço (p) e da taxa de câmbio (e). A linha $\dot{p} = 0$ mostra combinações de preços e taxas de câmbio para as quais os mercados de bens e de capitais estão em equilíbrio. Pontos acima e à esquerda dessa linha correspondem a um excesso de oferta de bens. Ao contrário, pontos abaixo dessa linha e a direita correspondem a excesso de demanda. Um aumento na taxa de câmbio gera um excesso de demanda por bens domésticos porque diminui seus preços relativos. Para restaurar o equilíbrio, os preços deverão aumentar e isso será seguido pela apreciação no câmbio.

No longo prazo, será atingido o ponto de equilíbrio A em que as taxas de juros são iguais internacionalmente, o mercado de bens está em equilíbrio, os preços são constantes e não há expectativa de mudanças na taxa de câmbio.

Figura 2 – Efeito de um choque monetário sobre a taxa de câmbio

Na Figura 2, ilustra-se o processo de ajustamento da economia em resposta a um choque monetário. Inicialmente, a economia encontrava-se em um equilíbrio de longo prazo representado pelo ponto A , onde $\bar{p}$ era o log do nível de preços de longo prazo e o $\bar{e}$ era log da taxa de câmbio

correspondente de longo prazo. O nível de preços foi determinado pela quantia nominal de moeda, pela renda real e pela taxa de juros conforme a equação abaixo:

$$\bar{p} = m + (\lambda r^* - \phi y) \quad (1)$$

em que:

$\bar{p}$, m , y são os logs do nível de preços de equilíbrio de longo-prazo, da quantia nominal de moeda e da renda real, respectivamente. E r^* é a taxa de juros mundial.

A taxa de câmbio, no equilíbrio inicial, foi determinada dependendo do nível doméstico de preços e de características da demanda pelos bens nacionais. Essa relação segue a seguinte equação:

$$\bar{e} = \bar{p} + \left(\frac{1}{\delta} \right) [\sigma r^* + (1 - \gamma)y - u] \quad (2)$$

em que:

$\bar{e}$ é a taxa de câmbio e u , δ , σ , γ são parâmetros da função de demanda.

Uma expansão na oferta monetária causará um desequilíbrio no mercado de bens e no mercado financeiro ao nível de preço e a taxa de câmbio iniciais. A linha de equilíbrio no mercado financeiro irá deslocar-se proporcionalmente ao aumento da oferta monetária passando de QQ para Q'Q'.

No processo de ajuste a economia passa do ponto de equilíbrio inicial A para o ponto de desequilíbrio B e, finalmente, atinge um novo ponto de equilíbrio de longo prazo em C .

A transição de A para B ocorre da seguinte forma: com o aumento na oferta monetária ocorre uma queda na taxa de juros e formam-se expectativas de depreciação do câmbio. Esses dois fatores reduzem a atratividade do país fazendo com que ocorra um fluxo de capitais negativo e, com isso, deprecie ainda mais a moeda causando um *overshooting* no câmbio.

O processo de ajuste de B para C , por sua vez, ocorre porque em B estamos em um ponto de excesso de demanda. Esse excesso de demanda provoca um aumento nos preços diminuindo a

oferta real de moeda. A queda na oferta monetária real induz a um aumento nas taxas de juros e, conseqüentemente, o câmbio aprecia até chegar ao ponto de equilíbrio *C*.

3.2.2 Taxa de câmbio e modelos para sua determinação

Por definição taxa de câmbio é o preço da moeda de um país em termos da moeda de outro.

No Modelo Monetário de Preços Flexíveis de Shaffer e Loopesco (1983), o preço doméstico de equilíbrio é determinado pelo equilíbrio doméstico entre oferta e demanda. A taxa de câmbio nominal é, então, determinada pela oferta monetária e o nível de produto (o qual afeta a demanda por moeda nos dois países). É importante notar que assume-se que os produtos domésticos e externos são perfeitamente substituíveis e que existe mobilidade de capital, a qual, por sua vez, assegura o ajuste das taxas de câmbio as taxa de juros dos países.

No Modelo Monetário de Preços Fixos (DORNBUSCH, 1976), os preços dos bens e serviços se ajustam lentamente quando ocorre uma perturbação na política monetária. Assim, o princípio da paridade do poder de compra não se manteria no curto prazo. Uma política monetária expansionista, por exemplo, acarretaria uma queda na taxa de juros, o fluxo de capital para dentro do país diminuiria causando uma desvalorização na taxa de câmbio. Essa desvalorização é mais que proporcional ao aumento na oferta monetária, portanto tem-se um *overshooting*. Este, por sua vez, gera expectativas de apreciação e passa-se por um período de ajustamento em que os preços sobem, a oferta real de moeda cai, as taxas de juros nominal e real sobem e a taxa de câmbio aprecia.

O Modelo de *Portfolio* de Equilíbrio considera diferentes taxas de retorno em diferentes moedas. Isso indicava que o risco deveria ser incluído nos modelos teóricos. Como o saldo da balança de pagamentos se ajusta lentamente, um aumento da oferta monetária provoca excesso de demanda por títulos domésticos e estrangeiros e um excesso de oferta monetária; como resultado a taxa de câmbio deprecia em resposta ao fluxo de capitais. Em outras palavras, nos países deficitários, ocorre um excesso de demanda por moeda estrangeira depreciando a moeda doméstica.

O artigo de Hooper e Morton (1982), estende o modelo de Dornbusch-Frankel de determinação da taxa de câmbio para incluir mudanças na taxa de câmbio real e os prêmios ao risco. O modelo foi estimado empiricamente para o valor ponderado do dólar com relação às

moedas dos seus principais parceiros comerciais para o período de taxa de câmbio flexível da década de 1970. Mudanças na taxa de câmbio real são relacionadas com os movimentos nas contas correntes, tanto através de variações nas expectativas da taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo, quanto por meio de alterações nos prêmios dos riscos.

Nos testes empíricos do modelo aplicado ao valor ponderado do dólar explicou-se, *ex-post*, uma grande parcela das variâncias mensais e trimestrais das taxas de câmbio durante os anos estudados. Cerca de metade dessas variâncias refletiram mudanças nas contas correntes e nos diferenciais das taxas de juros. Aparentemente, as contas correntes afetaram as taxas de câmbios predominantemente através de mudanças nas expectativas. A falha em encontrar um prêmio ao risco significativo faz com que se rejeite a importância da taxa de câmbio para determinar um *portfolio* preferencial no curto prazo, enquanto que a presença de efeitos significativos das contas correntes através das expectativas tende a confirmar a importância desse preferencial no longo prazo.

3.2.3 Modelo misto de determinação da taxa de câmbio

Esse é um modelo misto de determinação da taxa de câmbio porque engloba elementos dos três modelos apresentados acima. A forma semi-reduzida final foi formulada por Meese e Rogoff (1983) baseada nos trabalhos de Frankel (1979) e Hooper e Morton (1982). Frankel, por sua vez, estendeu o trabalho de Dornbush (1976) de um modelo de dois países.

Parte-se das demandas de moeda de dois países,

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

$$m^* = p^* + \phi y^* - \lambda r^* \quad (4)$$

em que m , p e y são os logs da oferta monetária, do nível de preços e do produto; r é a taxa de juros nominal de curto prazo. Os asteriscos são usados para distinguir as variáveis pertencentes aos países estrangeiros. Chega-se a equação que apresenta a taxa de câmbio de equilíbrio:

$$\bar{e} = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \phi(\bar{y} - \bar{y}^*) + \lambda(\pi - \pi^*) \quad (5)$$

em que $(\pi - \pi^*)$ é diferencial das inflações entre os países. As barras representam valores de equilíbrio.

Pela equação (5), percebe-se que a taxa de câmbio cresce proporcionalmente ao diferencial da oferta monetária e decresce com um aumento na renda relativa ou uma queda no diferencial de inflação.

A taxa corrente de câmbio pode ser apresentada das formas:

$$e = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \phi(\bar{y} - \bar{y}^*) - \frac{1}{\theta}(\bar{r} - \bar{r}^*) + \left(\frac{1}{\theta} + \lambda\right)(\pi - \pi^*) \quad (6)$$

$$e = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \phi(\bar{y} - \bar{y}^*) - \frac{1}{\theta}[(\bar{r} - \pi) - (\bar{r}^* - \pi^*)] + \lambda(\pi - \pi^*) \quad (6')$$

sendo r o log da taxa de juros de curto prazo.

A partir da equação (6'), nota-se que um aumento na oferta monetária provoca um aumento na taxa de câmbio (desvalorização) na mesma proporção. No entanto, se assumirmos rigidez de preços, o aumento na oferta monetária provocará uma redução na taxa de juros a qual, por sua vez, fará com que o câmbio sofra uma desvalorização adicional de $1/\theta$ vezes a mudança na taxa de juros. Dessa forma, ocorrerá um *overshooting* no câmbio.

Se o aumento na oferta monetária sugerir uma política monetária expansionista e, dessa maneira, se se formarem expectativas de novos aumentos na oferta de moeda, surgirão mais duas fontes de *overshooting*. A primeira é relacionada à queda na taxa de juros real e a segunda à queda na demanda por moeda nacional que será preterida pela moeda estrangeira.

No entanto, se os preços fossem flexíveis não ocorreria *overshooting* uma vez que θ (velocidade do ajuste de preços) tenderia ao infinito fazendo com que o coeficiente de $(\bar{r} - \bar{r}^*)$ fosse zero e o coeficiente de $(\pi - \pi^*)$ fosse λ , como se observa na equação (6)

Hooper e Morton (1982) e Meese e Rogoff (1983) estenderam a equação (6) para incluir os efeitos dos resultados da Balança de Pagamentos sobre a taxa de câmbio.

$$e = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \phi(\bar{y} - \bar{y}^*) - \frac{1}{\theta}(\bar{r} - \bar{r}^*) + \left(\frac{1}{\theta} + \lambda\right)(\pi - \pi^*) + \alpha(\overline{TB} - \overline{TB}^*) \quad (7)$$

De acordo com Hooper e Morton (1982), assume-se que mudanças não atencipadas na conta corrente fornecem informações sobre mudanças na taxa de câmbio real de forma a manter a conta corrente no equilíbrio no longo prazo.

3.2.4 Os preços internacionais das *commodities* agrícolas

A taxa de câmbio é um determinante fundamental da competitividade dos produtos agropecuários. Quando a moeda doméstica sofre uma desvalorização real com relação às moedas dos principais parceiros comerciais brasileiros, as exportações dos produtos agropecuários analisados são estimuladas (BACCHI; BARROS; BURNQUIST, 2002).

Bacchi, Barros e Burnquist (2002), estimaram as funções de oferta de exportação de produtos agropecuários brasileiros, a fim de avaliar os principais determinantes do desempenho exportador desse setor. Para tanto, analisaram-se os seguintes produtos: soja, farelo e óleo; açúcar; frango; café e carne bovina. Para essa análise foi desenvolvido um modelo teórico, em que a equação de oferta de exportação é derivada das funções de oferta e demanda internas. Os resultados indicaram que as magnitudes das elasticidades estimadas para a taxa de câmbio foram superiores à unidade em praticamente todos os modelos, sempre que significativas, tendo atingido valores expressivos particularmente para os produtos que têm maior importância relativa nas exportações brasileira.

O nível da taxa de câmbio e seus desajustes podem ter impactos significativos sobre os preços agrícolas e, conseqüentemente, sobre as políticas agrícolas (ORDEN; CHENG, 2005).

De uma maneira geral, quando o câmbio está sobrevalorizado temos uma desproteção e, ao contrário, na situação em que o câmbio está desvalorizado temos uma situação de maior proteção (ORDEN; CHENG, 2005).

Bosworth e Lawrence (1982) relacionaram os preços agregados dos produtos agrícolas ao comportamento da produção, dos estoques, da produção industrial e da tendência tecnológica. Hughes e Penson (1985) e Rauser et al. (1986) focaram-se na rigidez dos produtos não agrícolas com relação aos produtos agrícolas a fim de explicar como os choques monetários que causam apreciação cambial levam a *overshooting* dos preços agrícolas. Eles sugerem que esse efeito provocaria uma taxação sobre os preços das *commodities* agrícolas.

Frankel (1986), demonstrou a formação de *overshooting* nos preços das *commodities* agrícolas. O *overshooting* nos preços das *commodities* ocorre para manter o retorno esperado da estocagem compatível ao retorno alcançado no mercado financeiro. Por exemplo, se as taxas de juros caíssem, como consequência de uma expansão na oferta monetária, os preços nominais das *commodities* deveriam crescer mais que proporcionalmente de forma a reduzir a expectativa de crescimento dos preços de longo prazo compatibilizando a margem do setor a uma menor taxa de juros.

Isso ocorreria mesmo em uma economia fechada porque o aumento não esperado na oferta monetária causaria uma expectativa de inflação. Esta perspectiva do mercado, por sua vez, induziria os investidores a trocarem moeda por *commodities* aumentando a demanda neste mercado. Como resultado, teríamos um aumento de preços nas *commodities*. Em uma economia aberta o efeito seria muito parecido (BARROS, 1989a).

Por sua vez, a pesquisa de Barros (1989a) relacionou os preços das *commodities* ao comportamento da taxa de câmbio e da taxa de juros.

Barros (1989a), baseado no trabalho de Frankel (1986) sugeriu as seguintes formas para se determinar os preços das *commodities* agrícolas (p_c):

$$p_c = \bar{m} - \phi \bar{y} - \frac{1}{\theta} r + \left(\lambda + \frac{1}{\theta} \right) \pi + \left(\lambda - \frac{1}{\theta} \right) \bar{r} \quad (8)$$

$$p_c = \bar{m} - \phi(y) - \frac{1}{\theta} (r - \pi - \bar{r}) + \lambda (\bar{r} + \pi) \quad (8')$$

Através das equações (8') percebe-se que um aumento na oferta monetária provocará um aumento na mesma proporção no nível de preços. No entanto, se os preços não-agrícolas forem fixos, a taxa de juros real ($r - \pi$) vai cair abaixo do seu valor de longo prazo ($\bar{r}$). Isso fará com que ocorra um *overshooting* em p_c . Considerando o efeito da inflação, um aumento nessa taxa (π) provocará, inicialmente, um aumento nos preços das *commodities*. No entanto, no curto prazo, uma queda na taxa de juros nominal deverá ocorrer provocando um *overshooting* neste caso também.

É importante ressaltar que os canais pelos quais a taxa de juros e a taxa de câmbio afetam os preços das *commodities* são inter-relacionados.

A equação (9) relaciona a taxa esperada de mudança na taxa de câmbio ($\dot{e}$) com o diferencial nas taxas de juros

$$\dot{e} = r - r^* \quad (9)$$

Sob o princípio de paridade do poder de compra temos:

$$\dot{p}_c = \dot{p}_c^* + \dot{e} \quad (10)$$

Além disso, considerando que as *commodities* são ativos que fazem parte de um *portfolio*, temos:

$$\dot{p}_c = r \quad (11)$$

Ou seja, a taxa de mudanças no preço das *commodities* deve ser igual a taxa de juros.

Substituindo (11) e (9) em (10), chegamos a:

$$\dot{p}_c^* = r^* \quad (12)$$

Assim, se as *commodities* agrícolas são ativos e a paridade de poder de compra valer para os bens transacionáveis, o preço da *commodity* deve crescer em ambos os países pela respectiva taxa de juros e a taxa de câmbio pelo diferencial nas taxas de juros.

Um aumento na oferta monetária quando os preços das *commodities* e a taxa de câmbio crescem proporcionalmente não alterará o preço. Se, por hipótese, a taxa de juros real cair, os preços das *commodities* e a taxa de câmbio sofrerão *overshooting* para de manter a relação de paridade.

No entanto, se os preços das *commodities* reagirem mais devagar que a taxa de câmbio às mudanças na oferta monetária, teremos um aumento em p_c e uma queda em p_c^* . Em contrapartida, quando os preços das *commodities* ajustarem-se mais rapidamente teremos o efeito oposto.

De uma forma geral, espera-se que uma elevação na taxa de juros conduza: (a) um aumento na oferta de *commodities* em resposta a uma queda na demanda por armazenagem e (b) uma redução na demanda de exportação por parte dos estrangeiros devido à apreciação da moeda doméstica.

3.2.5 Determinação macroeconômica dos preços agrícolas brasileiros

Para analisar os fatores macroeconômicos associados ao comportamento dos preços agrícolas brasileiros Barros (1989b), baseou-se nos trabalhos de Sayad (1979), Modiano (1985) e Barbosa (1987), formulando um modelo de dois setores, um agrícola e outro industrial. Para o período analisado, a economia brasileira tinha - como característica fundamental – um elevado grau de indexação.

O setor agrícola produziria tanto bens transacionáveis quanto não transacionáveis. Os preços dos bens não transacionáveis seriam determinados pelas forças de oferta e demanda, enquanto que os preços dos produtos transacionáveis seriam determinados no mercado internacional; assim, o país seria um tomador de preços para os bens transacionáveis.

Pressupõe-se que o setor industrial é um oligopólio que fixa os preços de seus produtos somando uma margem sobre os custos unitários de produção. Também, considera-se que esse setor utilize insumos importados.

O resultado de análise estático-comparativa do modelo utilizado por Barros (1989b) focou-se em analisar o comportamento dos termos de troca domésticos. Para tanto, apresentou quatro diferentes situações de indexação e as repercussões que ocorreriam em cada uma delas se ocorresse um choque. Os choques que foram apresentados para analisar os comportamentos dos termos de troca foram: (a) choque na oferta monetária, (b) choque na taxa de câmbio, (c) choque no preço internacional das *commodities*, (d) choque no nível internacional de preços, (e) choque na agricultura doméstica, ou melhor, na oferta de produtos agrícolas não transacionáveis.

Tomando como choque na política monetária um aumento na oferta de moeda, os efeitos variam de acordo com o cenário, mas, de uma forma geral, beneficiam mais os preços agrícolas.

Um choque na taxa de câmbio que deprecie o valor da moeda terá resultados diferentes de acordo com o cenário em que ocorra. No primeiro cenário, já descrito acima, os preços industriais deverão aumentar mais que os preços agrícolas. Uma possível explicação para tal fato é que os preços industriais sofrerão, indiretamente, com o aumento dos preços agrícolas e, diretamente, com o aumento no preço dos insumos importados. No segundo cenário, os preços agrícolas deverão aumentar mais que os preços industriais. Nas duas últimas situações, os resultados sobre os termos de troca são indeterminados.

Como resultado de um choque que aumente os preços internacionais das *commodities* (mantendo o nível de preços internacionais constante), com exceção do primeiro cenário, onde não ocorre nenhuma variação nos preços, teremos um aumento nos preços relativos dos produtos agrícolas.

O último choque analisado foi na agricultura doméstica, ou seja, um choque na oferta dos produtos agrícolas não transacionáveis: um choque positivo tende a reduzir os preços relativos da agricultura.

3.2.6 Identificação e estimação dos modelos de vetores auto-regressivos (VAR)

Os modelos de auto-regressão vetorial estruturais (VAR) têm sido utilizados para avaliar a magnitude e o tempo de atuação dos impactos macroeconômicos na agricultura (CHAMBERS, 1984; BESSLER, 1984; BRANDÃO, 1985; ORDEN, 1986).

Como ferramentas de previsão, os modelos VAR são recomendáveis por permitir completa generalidade e flexibilidade (com exceção para suposição de linearidade) na especificação das correlações entre as realizações das variáveis no futuro, presente e passado (COOLEY; LEROY, 1985, p. 286).

Barros (1989a), utilizou o Modelo de Vetores Auto-Regressivos para determinar como a taxa de câmbio é formada. Para tanto, ele seguiu os moldes dos trabalhos de Orden e Flacker (1989).

A equação na qual todo o modelo foi baseado já foi apresentada no item 3.2.3 e é:

$$e = (\bar{m} - \bar{m}^*) - \phi(\bar{y} - \bar{y}^*) - \frac{1}{\theta}(\bar{r} - \bar{r}^*) + \left(\frac{1}{\theta} + \lambda\right)(\pi - \pi^*) + \alpha(\bar{TB} - \bar{TB}^*) \quad (7)$$

O modelo de equações simultâneas utilizado incluía oferta e demanda monetária para os EUA e para o resto do mundo, demanda e oferta de produtos para os EUA e o resto do mundo, equação de inflação americana e para o restante do mundo, balança comercial para os EUA e para o resto do mundo e, finalmente, a equação da taxa de câmbio.

Para mensurar as variáveis para o resto do mundo e para a taxa de câmbio, seguiu-se o procedimento de Hooper, Morton, Meese e Rogoff, baseado no peso comercial médio.

Com o intuito de analisar os impactos dos fatores monetários sobre o preço internacional das *commodities*, incluiu-se outra equação ao modelo. Nessa equação, foi determinado que os preços das *commodities* eram contemporaneamente dependente de todas as outras variáveis.

Além disso, acrescentaram-se equações para os preços domésticos agrícolas e industriais.

3.3 Análises dos preços mundiais dos alimentos e das matérias primas

Barros (1989b) considerou o preço mundial dos alimentos como sendo um índice dos preços em dólares para um determinado grupo de produtos agrícolas (carnes, produtos lácteos, produtos para alimentação animal, tomate, cebola, pimenta, peixe, produtos para bebidas). Os preços agrícolas dos produtos agrícolas brutos incluíam: soja, óleos e gorduras, produtos florestais, fibras têxteis, tabaco, peles e borracha natural.

3.3.1 Os preços das matérias primas agrícolas

O modelo de vetores auto-regressivos utilizado por Barros (1989b) para determinar os preços das matérias primas agrícolas baseou-se nas seguintes idéias.

Para captar o efeito da renda nos preços agrícolas, foram incluídas duas variáveis: o produto industrial dos EUA e o produto industrial dos principais parceiros comerciais dos EUA. Uma importante diferença entre as duas variáveis é o efeito indireto que elas acarretam. Enquanto o efeito direto de um aumento na renda dos EUA e dos seus parceiros comerciais leva a um aumento nos preços agrícolas, o efeito indireto apresenta sinais opostos para as duas variáveis. Para o aumento na renda americana, o efeito indireto é uma redução no preço das *commodities*. Isso ocorre porque o aumento na renda, via demanda por moeda, provoca um aumento na taxa de juros, o qual, por sua vez, acarreta em uma apreciação no dólar diminuindo os preços das matérias primas agrícolas. Já no caso de um aumento na renda dos parceiros comerciais o efeito indireto só deverá reforçar o efeito direto.

A propósito, a taxa de câmbio e o aumento na renda externa são comumente relacionados como variáveis macroeconômicas importantes para explicar as exportações de produtos agrícolas dos EUA. Amplas evidências sugerem que o crescimento na demanda de produtos agrícolas americanos é provocado pelo aumento na renda dos seus parceiros comerciais; no entanto, faltam

evidências empíricas sobre o efeito do valor do câmbio americano sobre as exportações das commodities (ROE; SHANE; SOMWARU, 2004).

Barros (1989), para o Brasil, considerou também as variáveis financeiras: a taxa de juros de curto prazo americana (representando a taxa de juros mundial), a oferta monetária americana e a taxa de câmbio, baseada no peso comercial médio dos principais parceiros comerciais dos EUA.

Com relação à taxa de juros, é esperado que um aumento nessa taxa tenha um efeito negativo sobre os preços das *commodities*. Uma elevação na taxa de juros faria com que os investidores trocassem as *commodities* por títulos do governo. Tal movimento faria com que os preços internacionais dos produtos agrícolas diminuíssem (FRANKEL, 1986).

O outro fator financeiro a ser considerado é a oferta monetária dos EUA. Uma vez que os preços internacionais são cotados em dólares, eles são diretamente afetados pela oferta dessa moeda.

Finalmente, o último fator financeiro é a taxa de câmbio. Espera-se como consequência de uma desvalorização do dólar um aumento nos preços das *commodities*. A explicação para esse aumento nos preços é que, com queda no valor do dólar, deve ocorrer um aumento na demanda mundial.

A variável incluída para explicar a renda dos principais parceiros comerciais dos EUA foi o produto industrial médio ponderado pelo peso dos países no comércio. A oferta monetária americana é formulada com a taxa de juros como variável dependente e a quantidade de moeda como variável explicativa.

Esse modelo estrutural proposto por Barros (1989b) foi bem sucedido em suas estimativas, as quais apresentaram os sinais desejados para os coeficientes.

A renda dos países parceiros dos EUA tem um efeito positivo sobre os preços das matérias primas agrícolas. Apesar de esse efeito ser persistente, ele explica muito pouco da variância dos erros de previsão.

Quanto à taxa de juros de curto prazo, essa variável apresenta um efeito negativo bastante elevado e persistente sobre os preços. Além disso, sua importância para explicar os erros de previsão é muito grande (chega a explicar 51,27% da variância dos erros no segundo ano).

Aumentos não esperados na renda americana tendem a reduzir os preços das *commodities* agrícolas. Isso sugere que o efeito indireto, através da demanda por moeda, prevalece sobre o efeito direto. Durante vários meses, essa é a principal variável para explicar os erros de previsão (chegando a explicar 63,02% da variância desses erros no 3º mês).

A taxa de câmbio apresenta grandes e persistentes efeitos sobre os preços das *commodities* em questão. Uma desvalorização cambial incide positivamente sobre os preços de forma praticamente contínua. Em relação aos erros de previsão, a taxa de câmbio torna-se importante para explicar seu comportamento a partir de seis meses.

A quantidade de moeda tem, inicialmente, um efeito positivo sobre os preços agrícolas. Esse efeito positivo, depois de seis meses, torna-se um *overshooting* e alcança seu maior valor no 10º mês. A partir de então, os preços começam a diminuir, de modo que, depois de dois anos, o efeito positivo sobre os preços seja bastante pequeno.

Finalmente, uma elevação nos próprios preços das matérias primas agrícolas provocam novos aumentos nesses preços durante os primeiros três meses, a partir daí, essa tendência de alta passa a diminuir e, após dois anos, os preços voltarão ao valor de original.

3.3.2 Preço mundial dos alimentos

Para analisar os preços dos alimentos no mercado mundial, Barros (1989b) utilizou basicamente o mesmo modelo de vetores auto-regressivos com doze defasagens desenvolvido para estudar os preços dos produtos agrícolas brutos.

As elasticidades de impulso para a renda dos países parceiros dos EUA são bastante elevadas, particularmente durante o primeiro ano. Entretanto, essa variável tem pouca importância para explicar a variância dos erros de previsão.

Nesse contexto, a taxa de juros de curto prazo apresenta muito mais relevância. Choques nessa variável explicam entre 31% e 44% na variância dos erros. Aumentos na taxa de juros provocam grandes efeitos negativos sobre os preços dos alimentos, principalmente no 3º mês, e esses efeitos duram pelo menos um ano e meio.

As elasticidades para a renda nos EUA são bastante parecidas com as elasticidades para a renda dos parceiros comerciais dos americanos. Esse é um resultado interessante porque o

contrário ocorre o contrário com as matérias primas; assim, conclui-se que, quanto aos efeitos do aumento na renda, o efeito direto suplanta o indireto. Com relação aos erros de previsão, essa variável é bastante importante, ficando atrás da taxa de juros para explicar a variância dos erros.

Os efeitos da oferta monetária sobre os preços dos alimentos são bastante parecidos com seus efeitos sobre os preços das matérias primas. No entanto, existe uma diferença importante: os preços dos alimentos reagem mais rapidamente.

Uma desvalorização cambial provocaria um aumento nos preços dos alimentos, mas não de forma proporcional. Como a oferta monetária, o câmbio também não explica muito da variância dos erros de previsão.

Por último, choques nos próprios preços dos produtos alimentares apresentam um padrão de comportamento parecido com o descrito para choques nos preços das próprias matérias primas: ocorre um aumento nos primeiros três a quatro meses e, então, os preços tendem a cair, restaurando seu valor cerca de vinte meses depois. No entanto, existe uma importante diferença entre os dois casos: mudanças não antecipadas nos preços dos alimentos são muito mais explicadas pelos seus próprios choques do que as mudanças nos preços das matérias primas. Apesar de as variáveis financeiras e macroeconômicas serem muito importantes nos dois casos, uma fração maior da instabilidade nos preços dos alimentos é resultado de forças inerentes ao setor, tais como o clima e a tecnologia.

3.4 Determinantes macroeconômicos internacionais e domésticos dos preços agrícolas brasileiros

Barros (1989b) utilizou vetores auto-regressivos com doze defasagens para relacionar o comportamento dos preços setoriais brasileiros aos fatores macroeconômicos internacionais e domésticos. Serviu-se, também, de um modelo de dois setores para a economia brasileira a fim de estabelecer as relações entre variações contemporâneas nas variáveis incluídas na análise.

As variáveis internacionais presentes no modelo foram: o preço internacional do petróleo, os preços das matérias primas agrícolas, os preços dos alimentos e o nível geral de preços dos EUA. As variáveis domésticas, por sua vez, incluíam: a taxa de câmbio brasileira (determinada

como sendo o valor em moeda nacional do dólar americano), os preços agrícolas brasileiros, preços industriais brasileiros e a oferta monetária brasileira.

De uma forma geral, observou-se que, para o bloco de variáveis internacionais, a maior parte das variâncias dos erros eram explicadas por variáveis pertencentes a esse mesmo bloco enquanto que, para o bloco de variáveis domésticas, as variâncias eram explicadas tanto por variáveis domésticas quanto externas.

Os resultados de Barros (1989b) podem ser sumarizados da seguinte forma:

- a) Variações no preço do petróleo têm um papel muito importante para explicar mudanças nas variáveis domésticas. Os efeitos de um aumento no preço do petróleo operam, inicialmente, via um aumento no nível de preços dos EUA, o qual permite que a moeda brasileira aprecie. Depois de um tempo (cerca de 9 meses), os efeitos diretos sobre os preços internacionais das *commodities* e sobre os custos industriais tendem a predominar fazendo que o nível de preços domésticos também suba e a taxa de câmbio desvalorize.
- b) Quando os preços internacionais das *commodities* agrícolas se elevam, os preços domésticos também crescem. Todavia, os preços internacionais de matérias primas tendem a afetar mais os preços domésticos industriais enquanto que os preços internacionais dos alimentos tendem a atingir mais os preços domésticos agrícolas.
- c) A política de câmbio tende a seguir mais proximamente os preços industriais. De qualquer forma, alterações no valor da moeda brasileira exercem grandes efeitos sobre os preços domésticos. Para os preços agrícolas, ocorre um ajuste proporcional à mudança no câmbio no 8º mês e, então, os preços restauram seu valor inicial no final do segundo ano. Já os preços industriais, não reagem proporcionalmente mas o efeito do choque tende a persistir mais.
- d) Finalmente, quando se elevam os preços, a política monetária brasileira age, aparentemente, para atenuar o impacto inflacionário. No entanto, depois de um intervalo de 3 a 12 meses, as estratégias da política monetária são dificilmente identificáveis. De qualquer forma, alterações nesta variável apresentam pequenos efeitos sobre os preços domésticos.

3.5 Princípios teóricos - economia fechada

O trabalho de Frankel (1986) é utilizado como base para as análises envolvendo uma economia fechada e outra aberta que seguem.

Num contexto macroeconômico, é interessante encarar as *commodities* como ativos que podem ser mantidos no *portfolio* dos agentes econômicos na expectativa de obtenção de retornos futuros. Suponhamos uma economia com dois bens: uma *commodity* agrícola armazenável e um bem industrial e um ativo financeiro – título do governo. Um agente pode manter em seu *portfolio* a *commodity* agrícola e o título do governo. Deixando de lado fatores ligados ao risco, tais ativos - físico e financeiro - devem proporcionar retornos semelhantes: os preços do ativo agrícola devem crescer à taxa de juros praticada na economia, isto é, dos títulos do governo.

Assim, se $\dot{P}_c$ ³ for a taxa de crescimento do preço da *commodity* (P_c) temos que⁴:

$$E(\dot{P}_{ct}) = i_t \quad (14)$$

onde $E(\dot{P}_{ct})$ a esperança da taxa de crescimento de P_{ct} e i_t é a taxa nominal de juros, proporcionada pelo título.

Evidentemente, a *commodity* em consideração acha-se armazenada e seu estoque deve ir diminuindo à medida que o consumo e – numa economia aberta - o comércio exterior evoluírem com o tempo. O nível de seu preço depende do volume estocado e das previsões de consumo e de safras futuras. Quaisquer que sejam essas três variáveis, o preço da *commodity* deve evoluir de acordo com a taxa de juros. Mudanças no consumo por causa da renda do país, por exemplo, alteram o nível de preço que, a seguir, retoma sua trajetória ligada aos juros. O mesmo se dá quando as previsões de safra se alteram: uma correção de preços seguida da retomada da evolução associada aos juros.

³ A expressão $\dot{P}_{ct}$ corresponde à derivada em relação ao tempo do logaritmo de P_{ct} dado por p_{ct} . Ou seja, $\dot{P}_{ct} = \frac{d \ln P_{ct}}{dt} = \frac{dp_{ct}}{dt}$. Também se pode considerar $\dot{P}_{ct} = (\ln P_{c(t+1)} - \ln P_{ct})$.

⁴ Desprezam-se os custos de armazenamento. Considera-se dada a tecnologia na economia.

Presumimos que nessa economia o preço da *commodity* e do bem industrial não se ajustam instantaneamente, mas de forma distribuída ao longo do tempo⁵. Imaginamos que, por causa de uma mudança discreta na oferta monetária⁶, a taxa de juros se altere dando início a um processo de ajustamento de preços. O preço corrente da *commodity* passa a evoluir da seguinte forma:

$$E(\dot{P}_{ct}) = \lambda_c [p_{ct}^* - p_{ct}] \quad 0 < \lambda_c < 1 \quad (15)$$

com λ_c sendo o ajuste esperado em P_c , no período t , ao seu valor de longo prazo P_c^* , sendo que:

$$\dot{P}_{ct}^* = i_t^* \quad (16)$$

ou seja, P_c^* - após completo ajustamento de todos os preços da economia, - cresce de acordo com taxa de juros de longo prazo (i_t^*).

Considerando (12) e (13):

$$p_{ct} = p_{ct}^* - \frac{1}{\lambda_c} i_t \quad (17)$$

A expressão (17) mostra, para qualquer instante t , a relação entre os logaritmos dos preços correntes e de longo prazo e a taxa de juros. Essa relação pode ser representada como na Figura 1.

Conforme ilustra a Figura 1, quando ocorre um aumento, por exemplo, discreto na oferta monetária há um salto no log do preço corrente da *commodity* (de p_{c1} para p_{c2}). Esse salto ultrapassa a mudança de longo prazo (que é de $p_{c1} = p_{c1}^*$ para p_{c2}^* , igual à mudança discreta no log da oferta monetária). Essa ultrapassagem é de $(-\frac{1}{\lambda_c} di_t)$, com $di_t < 0$. Se no longo prazo $di = 0$, então p_{c2} caminha para p_{c2}^* à medida que a taxa de juros aumenta em direção ao valor original (i_t^*). Quando o preço da *commodity* alcança p_{c2}^* , volta a crescer à taxa i_t^* , que não se altera.

⁵ Ver Barros (2004). **Economia da comercialização agrícola**, LES/ESALQ/USP, cap. 6, para uma discussão sobre ajustamentos distribuídos de preços.

⁶ Considera-se uma mudança instantânea e discreta na oferta monetária, que ocorre em adição ao seu crescimento contínuo $\dot{M}$.

Figura 3 - Preço de *commodities* e taxas de juros

A Figura 3 não permite visualização completa dos ajustes dinâmicos que ocorrem numa economia com certa taxa de inflação. Para entendermos esses ajustamentos, consideramos o mercado de moeda como:

$$M_t^s = M_0 \quad (18)$$

$$M_t^d = P_t Y_t^\phi e^{\alpha i_t}$$

representando a oferta (exógena) e a demanda de moeda, respectivamente, sendo Y a renda (e $\phi > 0$ sua elasticidade) e $\alpha < 0$ é a semi-elasticidade da demanda de moeda em relação à taxa de juros. P é o nível geral de preços.

Consideramos que no longo prazo a oferta de moeda cresce a uma taxa constante $\dot{M}$, que pode ser vista como meta das autoridades monetárias, conhecida pelo mercado.

A qualquer momento o equilíbrio monetário leva a:

$$m_t = p_t + \phi y_t + \alpha i_t \quad (19)$$

em que letras minúsculas (com exceção de i) representam logaritmos. Diferenciando:

$$\dot{M}_t = \dot{P}_t + \phi \dot{y}_t + \alpha \dot{i}_t \quad (19')$$

Essa relação no longo prazo será:

$$\dot{M}_t^* = \dot{M} = \dot{P}_t^* \quad (19'')$$

posto que $di^* = dy_t^* = 0$.

Considerando um salto (aumento discreto) permanente no nível de M em $t = \theta$ de $M_{(\theta-1)}$ para $M_\theta = M_{\theta-1}(1+\mu)^7$, então temos nesses dois momentos os seguintes equilíbrios de mercado de moeda expressos em logaritmos:

$$m_{\theta-1} = p_{\theta-1}^* + \phi y_{\theta-1}^* + \alpha i_{\theta-1}^* \quad (20)$$

e

$$m_\theta = p_\theta + \phi y_\theta + \alpha i_\theta \quad (20')$$

e, no longo prazo (20):

$$m_T = p_T^* + \phi y_T^* + \alpha i_T^* \quad (20'')$$

onde

$$M_T = (1 + \dot{M})^{T-\theta} M_\theta \text{ e } i_{\theta-1}^* = i_T^*.$$

Notamos que, no instante θ , preço, renda e juros, em (20'), estão desajustados. Subtraindo membro a membro as expressões (20') de (20) assim como (20'') e (20')⁸:

$$p_\theta = \mu + p_{\theta-1}^* + \phi(y_\theta - y_{\theta-1}^*) - \alpha(i_\theta - i_{\theta-1}^*) \quad (20''')$$

$$p_t = p_T^* - (T-t)\dot{M} - \phi(y_t - y_T^*) + \alpha(i_t - i_T^*) \quad (20''')$$

para $t > \theta$.

Em (20''') observamos que o crescimento em P de $(\theta-1)$ para θ é de μ (salto monetário) mais um incremento devido ao crescimento da renda e queda dos juros. Em (20''') vemos como o preço evolui a partir de P_θ – que já embute o *overshooting* – até alcançar o valor de longo prazo

⁷ O aumento permanente no nível de M (ou em seu log) significa que esse choque possui auto-correlação unitária. Alternativamente, pode ser visto como um choque positivo não auto-correlacionado (temporário) em $\dot{M}$.

⁸ Usamos as aproximações $\ln(1+\mu) \cong \mu$ e $\ln(1+\dot{M}) = \dot{M}$.

P^*_T , exaurindo o *overshooting*. Nessa expressão a evolução de p_t aparece como reduções em p^*_T , sendo:

$$\dot{P}_t = \frac{\partial p_t}{\partial t} = 2\dot{M} - \phi \frac{\partial y_t}{\partial t} + \alpha \frac{\partial i_t}{\partial t} \quad (21)$$

após o *overshooting*. No longo prazo:

$$\dot{P}_t^* = \dot{M}$$

porque $\frac{\partial y_t^*}{\partial t} = \frac{\partial i_t^*}{\partial t} = 0$ e $t = T$.

Supomos ainda que o ajuste macroeconômico dos preços se dê de acordo com:

$$p_t - p^*_T = \pi(y_t - y^*_T) \quad \pi > 0 \quad (22)$$

para $t = \theta \dots T$. Ou seja, quanto maior for o excesso de demanda ($y_t - y^*_T$), mais rápido o ajuste do preço corrente. Diferenciando (22) em relação a t :

$$\dot{P}_t - \dot{M} = \pi \frac{\partial y_t}{\partial t}, \text{ e } \frac{\partial y_t}{\partial t} = \frac{\dot{P}_t - \dot{M}}{\pi} \leq 0 \text{ se } \dot{P}_t \leq \dot{M}. \quad (23)$$

Então de (20''''') e (22):

$$i_t = i^*_t + \frac{(T-t)}{\alpha} \dot{M} + \frac{\pi + \phi}{\alpha\pi} (p_t - p^*_T) \quad (24)$$

tal que $i_t < i^*_t$ para $t < T$. Notamos, ainda, que no longo prazo as duas expressões entre parênteses em (24) tornam-se nulas e $i_t = i^*_t$. Além disso:

$$\frac{\partial i_t}{\partial t} = -\frac{\dot{M}}{\alpha} + \frac{\phi + \pi}{\alpha\pi} (\dot{P}_t - \dot{M}) \geq 0 \quad (25)$$

para $\dot{P}_t \leq \dot{M}$ e $t \leq T$.

A taxa corrente de crescimento de P_c obtém-se usando (17) e (25) usando:

$$\dot{P}_{ct} = i^*_t - \frac{1}{\lambda_c} \frac{\partial i_t}{\partial t} \quad (25)$$

posto que presumimos que $\dot{P}_{ct}^* = i_t^*$ e $di_t^* = 0$. Notamos assim em (26) que, numa economia fechada, a taxa de crescimento do preço da *commodity* cresce após o *overshooting* inicial até atingir a taxa de crescimento igual à taxa de juros de longo prazo (i^*). Ver Figura 4, em que $p'_{c\theta}$ é o preço da *commodity* no instante do choque monetário.

Figura 4 - Impacto de aumento na oferta monetária sobre o preço de *commodity*

Nessa economia existem dois bens: *commodity* agrícola e bem industrial. O preço da *commodity* evolui de acordo com (17) ou (26) e o preço industrial P_{it} a uma taxa $\dot{M}$ não acompanhando variações discretas em M .

Podemos determinar os pesos de cada setor na composição da inflação da economia da seguinte forma:

$$x \dot{P}_{ct} + (1-x) \dot{P}_{it} = \dot{P}_t$$

para $\dot{P}_{ct} = (i_t^* - \frac{1}{\lambda_c} di_t)$ e $\dot{P}_{it} = \dot{M} = i_t^*$, após usarmos (23), lembrando que $di_t^* = 0$. Então:

$$x = \frac{\dot{P}_t - i_t^*}{-\frac{1}{\lambda} \frac{\partial i_t}{\partial t}} = \frac{\dot{P}_t - \dot{M}}{-\frac{1}{\lambda} \frac{\partial i_t}{\partial t}} = \quad (27)$$

com $0 \leq x \leq 1$ se $\dot{P}_t \leq \dot{M} \Rightarrow \frac{\partial i_t}{\partial t} \geq 0$. Quando $\dot{P} = \dot{M} \Rightarrow x = 0$, mas $(1-x) = 1$. Como ambos os preços setoriais crescem à mesma taxa, não importa qual peso é nulo, qual é igual a um.

Concluimos que o modelo representa uma economia em que a oferta monetária cresce a uma taxa igual à taxa de juros de longo prazo. O preço da *commodity* cresce à taxa i_t e o preço do bem industrial cresce a $\dot{M}$. Quando a economia está ajustada, os dois preços e sua média (nível geral de preços) crescem à taxa $\dot{P}_t = \dot{M}_t = i_t^*$.

Após um aumento discreto de $100\mu\%$ na oferta monetária, o preço da *commodity* salta $100\mu\%$ mais um overshooting de $-\frac{1}{\lambda_c} di_t > 0$, sendo $di_t < 0$ ($t = \theta$). Ver Figura 2. Passa então a crescer a uma taxa menor, ou seja, $\dot{M} - \frac{1}{\lambda_c} di_t$ - sendo $\frac{1}{\lambda_c} di_t > 0$ ($t > \theta$) - e o preço industrial continua a $\dot{M}_t = i_t^*$. Com isso, a inflação cresce também abaixo de $\dot{M}_t$. Quando os ajustes se concluem, as três variáveis voltam a crescer à taxa anterior $\dot{M}_t = i_t^*$.

3.6 Princípios teóricos - *economia aberta*

Uma *commodity* transacionada internacionalmente tem seu preço em moeda nacional estabelecido da seguinte forma:

$$P_{ct} = \bar{P}_{ct} . E \quad (28)$$

onde P_{ct} , $\bar{P}_{ct}$ e E representam o preço doméstico, o preço internacional e a taxa de câmbio (por exemplo, preço do dólar em reais = R\$/US\$). Em termos de taxa de crescimento:

$$\dot{P}_{ct} = \dot{\bar{P}}_{ct} + \dot{E}_t \quad (28')$$

As seguintes hipóteses são adotadas:

$$\begin{aligned}
E(\dot{P}_{ct}) &= i_t \\
E(\dot{\bar{P}}_{ct}) &= \bar{i}_t \\
E(\dot{E}_t) &= i_t - \bar{i}_t
\end{aligned} \tag{29}$$

sendo que a terceira relação, tratada no capítulo 12, decorre da perfeita substituição entre ativos financeiros nacional (que rende i_t) e estrangeiro (que rende $\bar{i}_t$). As condições em (29) são compatíveis com (28').

Supomos ainda que os ajustes nas três variáveis se processem das seguintes formas:

$$\begin{aligned}
E(\dot{P}_{ct}) &= \lambda_{1c}(p_{ct}^* - p_{ct}) \\
E(\dot{\bar{P}}_{ct}) &= \lambda_{2c}(\bar{p}_{ct}^* - \bar{p}_{ct}) \\
E(\dot{E}_t) &= \lambda_e(e_{ct}^* - e_{ct})
\end{aligned} \tag{30}$$

com $\lambda_{1c} > 0$ ($i = 1, 2$) e $\lambda_e < 0$ representando a taxa de ajustamento das variáveis ao seus valores de longo prazo. Usando (6) e as expressões correspondentes para o preço externo e taxa de câmbio:

$$\begin{aligned}
\dot{P}_{ct} &= \dot{M}_t - \frac{1}{\lambda_{1c}} di_t \\
\dot{\bar{P}}_{ct} &= \dot{\bar{M}}_t - \frac{1}{\lambda_{2c}} d\bar{i}_t \\
\dot{E}_{ct} &= (\dot{M}_t - \dot{\bar{M}}_t) - \frac{1}{\lambda_e} (di_t - d\bar{i}_t)
\end{aligned} \tag{31}$$

Ou seja, de acordo com (31) os dois preços de *commodity* variam proporcionalmente às taxas de crescimento das ofertas de moedas e o câmbio varia proporcionalmente à diferença entre ambas. As três variáveis podem sofrer *overshooting* na medida em que as taxas de juros variem em decorrência de variação monetária.

Face à restrição (17'), resulta:

$$\frac{1}{\lambda_{1c}} di_t = \frac{1}{\lambda_{2c}} d\bar{i}_t + \frac{1}{\lambda_e} (di_t - d\bar{i}_t) \quad (32)$$

Suponhamos inicialmente que o volume exportado ou importado pelo país considerado não afeta o preço externo. Assim, qualquer fator que afete P_c motivando alteração na exportação ou importação não afetará $\bar{P}_c$ e vice-versa. Então, se, por exemplo, $di \neq 0$ e $d\bar{i} = 0$, então $\lambda_{1c} = \lambda_e$: um aumento na oferta monetária, por exemplo, aumentará P_c e E na mesma proporção (dada pelo aumento em M mais o impacto decorrente da queda de i) e $\bar{P}_c$ não altera sua trajetória ($\dot{\bar{P}} = \dot{\bar{M}}$). Ou seja, o preço doméstico da *commodity* e o câmbio têm de se ajustar com a mesma velocidade. Se, ainda, $di = 0$ e $d\bar{i} \neq 0$, então $\lambda_{2c} = \lambda_e$. Nesse caso, se a oferta externa de moeda crescer, E se reduz (valoriza-se) e $\bar{P}_c$ cresce pelo aumento na oferta monetária e queda em $\bar{i}$, de sorte que P_c permanece em sua trajetória.

Consideremos agora que haja efeito do volume importado ou exportado (X) pelo país sobre o preço externo. Então, seguindo uma variação na oferta monetária interna ou externa e, logo, nos juros e no câmbio, haverá ajuste no preço doméstico, que, após, retomará sua trajetória ligada à evolução dos juros para atingir o valor de longo prazo ditado pela nova oferta monetária.

Então dada uma variação em M , por exemplo, temos, a partir de (31) e (28'), anulando variações em $\dot{\bar{M}}$ e $\bar{i}$:

$$\dot{\bar{P}}_{ct} = \dot{\bar{M}}_t + \frac{1}{\lambda_{1c}} di_t = \dot{\bar{P}}_{ct} + \dot{\bar{M}}_t + \frac{1}{\lambda_e} di_t \quad (33)$$

mas:

$$\dot{\bar{P}}_{ct} = \frac{d\bar{p}_{ct}}{dx_t} \frac{dx_t}{dp_{ct}} \dot{\bar{P}}_{ct} > 0 \quad (34)$$

onde $x_t = \ln X_t$ e as elasticidades $\frac{d\bar{p}_{ct}}{dx_t} < 0$ se $X = \text{exportação}$ e $\frac{d\bar{p}_{ct}}{dx_t} > 0$ se $X = \text{importação}$ e $\frac{dx_t}{dp_{ct}} < 0$ se $X = \text{exportação}$ e $\frac{dx_t}{dp_{ct}} > 0$ se $X = \text{importação}$ ⁹.

Substituindo (34) em (33) e resolvendo:

$$\dot{P}_{ct} = \frac{\dot{M}_t + \frac{1}{\lambda_e} di_t}{1 - \frac{d\bar{p}_{ct}}{dx_t} \frac{dx_t}{dp_{ct}}} \quad (35)$$

Comparando com a primeira expressão em (31), notamos que, neste caso, o impacto da mudança monetária fica aumentado, desde que o denominador esteja no intervalo entre zero e um.¹⁰ O impacto sobre P_{ct} fica maior porque seu aumento, por exemplo, levaria (a) a uma redução nas exportações que aumentaria $\bar{P}_{ct}$ ou (b) a um aumento das importações que também aumentaria $\bar{P}_{ct}$.

Considere agora uma variação na oferta monetária externa, então de (32) com $\dot{M}_t = 0$:

$$\dot{P}_{ct} = \left(\frac{dp_{ct}}{dx_t} \frac{dx_t}{d\bar{p}_{ct}} \frac{1}{\lambda_{2c}} - \frac{1}{\lambda_e} \right) d\bar{i}_t \quad (36)$$

⁹ Anteriormente supunha-se que $\frac{d\bar{p}_{ct}}{dx_t} = 0$ para um país com pequena participação no mercado externo. Notar que,

sendo $x = \text{exportação}$, $\frac{\partial x_t}{\partial p_t}$ é a elasticidade da oferta de exportação e $\frac{\partial x_t}{\partial \bar{p}_t}$ é a elasticidade da demanda de

exportação; se $x = \text{importação}$, a primeira é a elasticidade de demanda de importação e a segunda é elasticidade de oferta de importação.

¹⁰ Para isso é suficiente que $\left| \frac{dx_t}{dp_{ct}} \right| < \left| \frac{dx_t}{d\bar{p}_{ct}} \right|$

onde $\frac{dp_{ct}}{dx_t} \frac{dx_t}{d\bar{p}_{ct}} \frac{1}{\lambda} d\bar{i}_t > 0$ representa o impacto de uma variação no juro externo sobre a exportação ou importação e, em consequência, no preço doméstico. Já $(-\frac{1}{\lambda} d\bar{i}_t)$ representa o impacto do juro externo sobre o câmbio e, logo, sobre o preço doméstico.

Suponhamos ainda que ocorra uma variação autónoma na taxa de câmbio. Então, partindo-se de (28'):

$$\dot{\bar{P}}_{ct} = 1 + \frac{d\bar{p}_{ct}}{dx_t} \frac{dx_t}{de_t} \quad (37)$$

Notamos que $\frac{dx_t}{de_t}$ representa o impacto de uma variação cambial sobre as transações externas e $\frac{d\bar{p}_{ct}}{dx_t}$ representa o efeito de variação nas transações sobre o preço externo. No caso da exportação, o primeiro efeito é positivo e o segundo, negativo; no caso da importação, acontece o contrário. Quando tais efeitos se verificam, uma desvalorização cambial, por exemplo, eleva o preço doméstico menos do que proporcionalmente por causa da reação do preço externo.

É interessante considerar o impacto de um aumento, por exemplo, na produtividade da agricultura. Numa economia fechada, resulta salto para baixo do preço, que, a seguir, continua a evoluir em função da taxa de juros. Numa economia integrada ao comércio externo, há duas possibilidades. Se a economia é pequena, o preço doméstico é determinado de acordo com (28) ou (28'), não havendo alteração nele devido à mudança de produtividade. Se a economia é grande, ou seja, suas exportações afetam o preço em moeda estrangeira: ao preço doméstico inicial tende a crescer a exportação com consequente redução do preço externo. Essa mudança é transmitida ao preço interno através de (34) invertida:

$$dp_{ct} = \frac{d\bar{p}_{ct}}{dx_t} \frac{\partial x_t}{\partial \bar{p}_{ct}} d\bar{p}_{ct}.$$

4 PROCEDIMENTO

Para a análise qualitativa utilizou-se as séries completas, ou seja, janeiro de 1975 a outubro de 2006. Já para a análise estatística, as séries analisadas compreenderam o período de janeiro de 1995 a outubro de 2006.

Foram coletados os dados referentes às séries temporais a serem utilizadas na pesquisa, ou seja, preços de soja e de milho e os valores do PIB, da taxa de câmbio, da taxa de juros e da inflação brasileira e americana. As séries englobam o período de janeiro de 1975 a outubro de 2006 e são:

- 1) PIB, série mensal fornecida pelo Banco Central - BACEN;
- 2) Taxa de câmbio, R\$/US\$ comercial venda média, série mensal fornecida pelo IPEADATA;
- 3) Taxa de juros, Over/Selic (%a.m.), série fornecida pelo IPEADATA;
- 4) IGP-DI (base agosto de 1994), série mensal fornecida pelo IPEADATA;
- 5) Consumer Price Index, fornecido pelo U.S. Department of Labor;
- 6) Milho, preços recebidos Brasil, R\$/kg, série mensal fornecida pelo IPEADATA;
- 7) Soja, preços recebidos Brasil, R\$/kg, série mensal fornecida pelo IPEADATA;
- 8) Soja, preços de exportação, US\$/kg, série mensal fornecida pelo ALICE.

Como os dados fornecidos estavam todos em valores nominais, utilizou-se o IGP-DI para deflacioná-los.

Com relação ao PIB, foi encontrada uma série alternativa fornecida pelo BACEN que apresenta uma estimativa do PIB mensal. Como o modelo a ser rodado no RATS compreenderá o período de janeiro de 1995 até outubro de 2006, é conveniente utilizar séries mensais para se ter o maior número de observações possíveis desse período. No entanto, como não existe um deflator específico para o PIB trimestral, quanto menos para PIB mensal, optou-se por seguir o que vem sendo comumente utilizado nestes casos, ou seja, deflacionar o PIB pelo IGP-DI.

Com relação à série de taxa juros, como a mesma ao ser deflacionada apresentava, em alguns meses, valores negativos, o que prejudicava os resultados quando se rodavam os dados em

logaritmo, ela foi transformada em valores decimais e, então, somou-se 1. Esse procedimento também tem sido utilizado em aplicações empíricas com resultados satisfatórios¹¹.

Depois de as séries serem deflacionadas foram realizados os testes de auto-correlação e correlação parcial. Os critérios de Akaike e Schwarz determinaram os diferentes valores de defasagem a ser utilizados.

A partir desses resultados foram feitos os testes de raiz unitária a fim de determinar se as séries eram estacionárias de acordo com o procedimento descrito em Enders (1996). A princípio, caso a variável não seja estacionária diferenciando-a algumas vezes, ela se tornará estacionária.

Baseando-se no procedimento proposto por Enders (1996) para testar a presença de raiz unitária, toma-se a seguinte equação:

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (38)$$

Seguem-se então os passos: 1) Como mostrado na Figura 5, inicia-se ajustando o modelo menos restritivo (geralmente incluindo tendência e constante), utilizando a estatística τ_γ para testar a hipótese nula $\gamma = 0$. Se a hipótese nula de uma raiz unitária é rejeitada, não há necessidade de prosseguir. Conclui-se que a seqüência de $\{y_t\}$ não possui raiz unitária. 2) Se a hipótese nula não é rejeitada, é necessário determinar se foram incluídos regressores determinísticos a mais no passo 1 acima. Testa-se a significância da variável tendência sob a nulidade da raiz unitária (utiliza-se a estatística τ_{β_γ} para testar a significância de a_2). Deve-se procurar confirmar este resultado testando a hipótese $a_2 = \gamma = 0$ usando a estatística Φ_3 . Se a tendência não for significativa, segue-se para o passo 3. Caso contrário, se a tendência for significativa, é preciso testar novamente a presença de raiz unitária ($\gamma = 0$) usando a distribuição padronizada. Depois disso, se for concluído que a tendência foi indevidamente incluída na equação estimada, a distribuição limite de a_2 é a normal padronizada. Se a nulidade da raiz unitária é rejeitada, conclui-se que $\{y_t\}$ não contém uma raiz unitária. Se a hipótese nula não for rejeitada, conclui-se que $\{y_t\}$ tem uma raiz unitária. 3) Estima-se a equação sem o termo tendência. Testa-se para a presença de raiz unitária usando a estatística τ_μ . Se a hipótese nula for rejeitada, conclui-se que o modelo não tem uma raiz unitária. Se a hipótese nula não for rejeitada, verifica-se a significância

¹¹ A aproximação $\ln(1+r) \cong r$ justifica o procedimento.

da constante (usa-se a estatística $\tau_{\alpha\mu}$ para testar a significância de a_0 , dado $\gamma = 0$). A confirmação adicional deste resultado pode ser obtido testando a hipótese $a_0 = \gamma = 0$ usando a estatística Φ_1 . Se a constante não é significativa, estima-se uma equação na forma

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \text{ e procede-se ao passo 4. Se a constante é significativa,}$$

testa-se a presença de raiz unitária, usando a distribuição normal. Se a hipótese nula de existência de raiz unitária é rejeitada, conclui-se que a seqüência de $\{y_t\}$ não contém raiz unitária. Caso contrário, conclui-se que a seqüência $\{y_t\}$ contém uma raiz unitária. 4) Estima-se a equação sem tendência ou constante, ou melhor, estima-se um modelo na forma apresentada no passo 3. Usa-se a estatística τ para testar a presença de raiz unitária. Se a hipótese nula de existência de raiz unitária for rejeitada, conclui-se que a seqüência $\{y_t\}$ não tem raiz unitária. Caso contrário, a seqüência $\{y_t\}$ contém uma raiz unitária.

Como podemos notar, o coeficiente de interesse para se testar a estacionariedade da série é γ ; se $\gamma=0$, a equação está inteiramente na primeira diferença de modo que uma raiz unitária, caso $\gamma < 1$ o processo é estacionário.

Figura 5 - Procedimentos para teste de existência de raiz unitária

Fonte: Enders (1996)

Depois de verificadas as séries para a existência ou não de raiz unitária foi rodado o modelo de Vetores Auto-regressivos (VAR) no programa RATS, de acordo com a metodologia proposta por Enders.

5 RESULTADOS

5.1 Análises descritivas de comportamento

Antes de se adentrar às apresentações dos resultados das análises econômicas e estatísticas propriamente ditas, procede-se a uma análise descritiva das séries consideradas. O período aqui considerado (desde 1975) excede aquele a ser utilizado para teste e mensuração de impactos; a razão é para observar as tendências de prazo mais longo e caracterizar o período de análise dentro desse longo prazo.

5.1.1. Preço da soja

O preço real da soja, como muito produtos agropecuários sofreu queda real forte dos anos 1970 para o período de 1990. Durante os anos 1990, apesar de oscilações (mais modestas) prevalece certa estabilidade até 2006. Durante o período de análise, conforme mostra a Figura 6, esse preço sofreu uma queda de aproximadamente 76.6%, passando de R\$1,80 para R\$0,42 o quilograma. A queda tem sido explicada por aumentos de produtividade e pelas quedas no câmbio e nos preços internacionais em grande parte do período. O fato de a renda doméstica crescer muito pouco, em média, também atua nessa direção.

Figura 6 – Preço real da soja, série mensal de janeiro de 1975 a outubro de 2006 (R\$/kg)

Fonte: elaborada com dados do IPEA (2006)

5.1.2 Preço do milho

Os preços do milho apresentaram um comportamento semelhante aos da soja caindo, em valores percentuais, cerca de 74,3% . No início do período, o valor do kg era de R\$1,05 e passou para R\$0,27 no final do mesmo (ver Figura 7).

Figura 7 – Preço real do milho, série mensal de janeiro de 1975 a outubro de 2006 (R\$/kg)

Fonte: elaborada com dados do IPEA (2006)

5.1.3 Relações de preços entre soja e milho

As variações de preços percentuais (Figura 8), calculadas ano a ano, sugerem que os mercados reagiram de maneira similar, posto que soja e milho concorrem basicamente pelos mesmos recursos produtivos. Um aumento no preço da soja reduz a área de milho e eleva seu preço também e vice-versa. As séries de preços reais de soja e milho apresentam um coeficiente de correlação simples igual a 0,9.

Figura 8 – Variações percentuais (ano a ano) dos preços da soja e do milho (R\$/kg) de 1975 a 2005

Fonte: elaborada com dados do IPEA (2006)

Figura 9 – Preço real do milho e da soja, série mensal de janeiro de 1975 a outubro de 2006 (R\$/kg)

Fonte: elaborada com dados do IPEA (2006)

Face a esse padrão de comportamento, durante o período analisado, a relação de preços entre milho e soja permaneceu relativamente estável (Figura 10) sendo seu valor médio igual a 0,6 (preço do milho/preço da soja).

Figura 10 – Relação de preços - preço do milho / preço da soja - séries mensais de janeiro de 1975 a outubro de 2006

Fonte: elaborada com dados do IPEA (2006)

5.1.4 Produto Interno Bruto

O PIB anual, em R\$ de 2005, fornecido pelo BACEN, apresenta uma trajetória de crescimento passando de R\$ 808,650 bilhões em 1985 para R\$ 1.937,6 bilhões em 2006, correspondendo a uma taxa anual de crescimento média de cerca de 4,5% (Ver Figura 11).

Figura 11 – Produto Interno Bruto anual – 1985 a 2005 (em R\$ de 2005)

Fonte: BACEN (2006)

5.1.5 Taxa de câmbio

A taxa de câmbio real, quando consideramos o período completo em análise, se valorizou em, aproximadamente, 22,44%. De maneira geral, durante esse período seu valor oscilou bastante, num intervalo entre R\$2 e R\$5, em reais de 2006. Ver Figura 12.

Figura 12 – Taxa de câmbio real mensal – janeiro de 1975 a outubro de 2006 (R\$/US\$)

Fonte: elaborada com dados do IPEA (2006) e do U.S. Department of Labor (2006)

5.1.6 Taxa de juros

A taxa de juros *ex post* também oscilou bastante no período (Figura 18). No entanto, quando comparam-se o valor inicial e o final não observa-se muita disparidade, sendo que essa taxa partiu de um valor real de 0,99% ao mês para atingir o valor final de aproximadamente 1%.

Figura 13 – Taxa de juros real Over/Selic (%a.m.) – janeiro de 1975 a outubro de 2006 (R\$/US\$)

Fonte: elaborada com dados do IPEA (2006)

5.2 Resultados econométricos

Os resultados econométricos apresentados compreendem o período de janeiro de 1995 a outubro de 2006 e foram obtidos através das séries mensais de valores reais.

A partir da análise dos critérios de Akaike e Schwarz determinaram-se o número de defasagens a serem empregadas em cada teste de raiz unitária (ver anexo). As séries de dados mensais de preços de soja e milho bem como a série mensal de taxa de juros se mostraram estacionárias $[I(0)]$, ou seja, integradas de ordem zero, uma vez que rejeitou-se a hipótese nula de que $\gamma = 0$. Já as séries mensais de PIB e câmbio se mostraram estacionárias apenas quando integradas em ordem um $[I(1)]$. Ver Tabelas 1 a 5.

5.2.1 Testes de raiz unitária

Tabela 1 – Teste uma raiz – Dickey – Fuller – PIB – AR(13) definido pelo critério aic e sbc

MODELO	ESTATÍSTICA	VALORES CRÍTICOS		PIB	rejeita
		1%	5%		
I	τ_τ	-4,04	-3,45	-1.73226	Não
	$\tau_{\beta\tau}$	3,53	2,79	-0.23863	Não
	ϕ_3	8,73	6,49	1.59359	Não
II	τ_μ	-3,51	-2,89	-1.77642	Não
	$\tau_{\alpha\mu}$	3,22	2,54	1.77821	Não
	ϕ_1	6,7	4,71	1.71882	Não
III	τ	-2,6	-1,95	0.52023	Não
I nas $\Delta\Delta y_t$	τ	-2,6	-1,95	-9.50630	Sim

¹ O valor entre parênteses indica o número de defasagens utilizado na regressão.

*Indica a rejeição da hipótese nula, da existência de raiz unitária, a 5%.

** Indica que se rejeita a hipótese nula, de raiz unitária, a 1%.

Tabela 2 – Teste uma raiz – Dickey – Fuller – Taxa de câmbio – AR(3) definido pelo critério aic e sbc

MODELO	ESTATÍSTICA	VALORES CRÍTICOS		Taxa de câmbio	rejeita
		1%	5%		
I	τ_τ	-4,04	-3,45	-0.64703	Não
	$\tau_{\beta\tau}$	3,53	2,79	-1.05351	Não
	ϕ_3	8,73	6,49	1.37273	Não
II	τ_μ	-3,51	-2,89	-1.27839	Não
	$\tau_{\alpha\mu}$	3,22	2,54	1.26106	Não
	ϕ_1	6,7	4,71	0.81925	Não
III	τ	-2,6	-1,95	-0.21912	Não
I nas $\Delta\Delta y_t$	τ	-2,6	-1,95	-8.46615	Sim

¹ O valor entre parênteses indica o número de defasagens utilizado na regressão.

*Indica a rejeição da hipótese nula, da existência de raiz unitária, a 5%.

** Indica que se rejeita a hipótese nula, de raiz unitária, a 1%.

Tabela 3 – Teste uma raiz – Dickey – Fuller – Preço de soja – AR(2) definido pelo critério aic e sbc

MODELO	ESTATÍSTICA	VALORES CRÍTICOS		soja	rejeita
		1%	5%		
I	τ_τ	-4,04	-3,45	-2.66425	Não
	$\tau_{\beta\tau}$	3,53	2,79	-0.29984	Não
	ϕ_3	8,73	6,49	3.65964	Não
II	τ_μ	-3,51	-2,89	-2.69760	Não
	$\tau_{\alpha\mu}$	3,22	2,54	-2.56648	Sim
	ϕ_1	6,7	4,71	3.64328	Não
III	τ	-2,6	-1,95	-0.82031	Não
I nas $\Delta\Delta y_t$	τ	-2,6	-1,95	-6.90184	Sim

¹ O valor entre parênteses indica o número de defasagens utilizado na regressão.

* Indica a rejeição da hipótese nula, da existência de raiz unitária, a 5%.

** Indica que se rejeita a hipótese nula, de raiz unitária, a 1%.

Tabela 4 – Teste uma raiz – Dickey – Fuller – Preço de exportação de soja – AR(3) definido pelo critério aic e sbc

MODELO	ESTATÍSTICA	VALORES CRÍTICOS		soja exportação	rejeita
		1%	5%		
I	τ_τ	-4,04	-3,45	-1.87956	Não
	$\tau_{\beta\tau}$	3,53	2,79	-0.80966	Não
	ϕ_3	8,73	6,49	1.81284	Não
II	τ_μ	-3,51	-2,89	-1.72557	Não
	$\tau_{\alpha\mu}$	3,22	2,54	-1.76813	Não
	ϕ_1	6,7	4,71	1.57132	Não
III	τ	-2,6	-1,95	0.12686	Não
I nas $\Delta\Delta y_t$	τ	-2,6	-1,95	-12.14062	Sim

¹ O valor entre parênteses indica o número de defasagens utilizado na regressão.

* Indica a rejeição da hipótese nula, da existência de raiz unitária, a 5%.

** Indica que se rejeita a hipótese nula, de raiz unitária, a 1%.

Tabela 5 – Teste uma raiz – Dickey – Fuller – Preço de milho – AR(3) definido pelo critério aic e sbc

MODELO	ESTATÍSTICA	VALORES CRÍTICOS		milho	rejeita
		1%	5%		
I	τ_τ	-4,04	-3,45	-3.72595	5%
	$\tau_{\beta\tau}$	3,53	2,79	-1.21534	Não
	ϕ_3	8,73	6,49	6.96934	5%
II	τ_μ	-3,51	-2,89	-3.52397	Sim
	$\tau_{\alpha\mu}$	3,22	2,54	-3.46642	Sim
	ϕ_1	6,7	4,71	6.23471	Sim
III	τ	-2,6	-1,95	-0.64796	Não
I nas $\Delta\Delta y_t$	τ	-2,6	-1,95	-6.26885	Sim

¹ O valor entre parênteses indica o número de defasagens utilizado na regressão.

* Indica a rejeição da hipótese nula, da existência de raiz unitária, a 5%.

** Indica que se rejeita a hipótese nula, de raiz unitária, a 1%.

Tabela 6 – Teste uma raiz – Dickey – Fuller – Taxa de juros – AR(1) definido pelo critério aic e sbc

MODELO	ESTATÍSTICA	VALORES CRÍTICOS		Taxa de juros	rejeita
		1%	5%		
I	τ_τ	-4,04	-3,45	-5.24105	Sim
	$\tau_{\beta\tau}$	3,53	2,79	-1.60924	Não
	ϕ_3	8,73	6,49	13.74511	Sim
II	τ_μ	-3,51	-2,89	-4.96215	Sim
	$\tau_{\alpha\mu}$	3,22	2,54	3.17280	5%
	ϕ_1	6,7	4,71	12.32050	Sim
III	τ	-2,6	-1,95	-3.70130	Sim
I nas $\Delta\Delta y_t$	τ	-2,6	-1,95	-10.42325	Sim

¹ O valor entre parênteses indica o número de defasagens utilizado na regressão.

* Indica a rejeição da hipótese nula, da existência de raiz unitária, a 5%.

** Indica que se rejeita a hipótese nula, de raiz unitária, a 1%.

Assim, rejeita-se a hipótese nula para as séries de preço de milho, preço de soja e taxa de juros, ou seja, as series são estacionárias e não apresentam raiz unitária. Para o PIB e a taxa de

câmbio e preço de exportação de soja, não rejeita-se a hipótese de existir uma raiz unitária: apenas na diferença o valor teste se mostra significativo. Dessa maneira, para os modelos de vetores auto-regressivos as séries foram analisadas em nível com as exceções do PIB e do câmbio e do preço de exportação da soja, que entraram em primeira diferença.¹²

5.2.2 Vetores auto-regressivos

Modelos vetoriais auto-regressivos foram ajustados para mostrar os impactos das principais variáveis macroeconômicas sobre os preços das *commodities* agrícolas e os impactos dos preços das próprias commodities umas sobre as outras (no anexo, estão os resultados para os modelos com a ordem das variáveis macroeconômicas trocadas).

Para o modelo para o preço da soja e para o modelo para os preços de grãos, foram utilizadas duas alternativas: uma matriz A_01 com os preços domésticos e outra matriz A_02 que incluiu os preços de exportação da soja.

Em todos os modelos apresentados incluíram-se tendências para melhor captar os efeitos entre as variáveis.

5.2.2.1 Modelos para o preço da soja

Matriz A_0

Na formulação das matrizes A_0 considerou-se que a taxa de juros seja estabelecida pelas autoridades monetárias com efeito sobre o câmbio; ambos, por sua vez, afetando o PIB. Por sua vez, o preço de exportação da soja é considerado como dado pela oferta e demanda do produto. Essa quatro variáveis, finalmente, influenciam os preços da soja (ver Tabela 7). Também, formulou-se outra versão para a matriz A_0 , dessa vez, considerando que o preço internacional da soja influencia o preço doméstico da mesma (Tabela 8).

¹² No caso em que as séries foram rodadas na diferença, ao se interpretarem os resultados deve-se levar em consideração que os mesmos já não representam as elasticidades propriamente ditas mas, sim taxas de aceleração.

Tabela 7 – Estrutura da matriz A_0 1 para o modelo de preços da soja (sem o preço de exportação da soja)

	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço da soja
Taxa de juros	1	0	0	0
Taxa de câmbio	G21	1	0	0
PIB	G31	G32	1	0
Preço da soja	G41	G42	G43	1

Tabela 8 – Estrutura da matriz A_0 2 para o modelo de preços da soja (com o preço de exportação da soja)

	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço de exportação da soja	Preço da soja
Taxa de juros	1	0	0	0	0
Taxa de câmbio	G21	1	0	0	0
PIB	G31	G32	1	0	0
Preço de exportação Da soja	G41	G42	G43	1	0
Preço da soja	G51	G52	G53	G54	1

Tabela 9 – Coeficientes estimados para a matriz A_0 1: modelo dos preços da soja

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística - T	Nível de significância
1. G21	1,048666	0,450511	2,32773	0,019927
2. G31	-0,42275	0,497668	-0,84947	0,395621
3. G32	0,040092	0,094212	0,42556	0,67043
4. G41	1,535118	0,619769	2,47692	0,013252
5. G42	-0,39723	0,115909	-3,42709	0,00061
6. G43	-0,03341	0,104892	-0,31855	0,750065

Tabela 10 – Coeficientes estimados para a matriz A_0 2: modelo dos preços da soja (com o preço de exportação da mesma)

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística - T	Nível de significância
1. G21	1,06456	0,44285	2,40387	0,01622
2. G31	-0,32745	0,48709	-0,67226	0,50142
3. G32	0,03882	0,09218	0,42118	0,67362
4. G41	1,70557	1,02304	1,66716	0,09548
5. G42	-0,06535	0,20167	-0,32406	0,74589
6. G43	-0,27558	0,18465	-1,49244	0,13558
7. G51	1,18972	0,59519	1,99888	0,04562
8. G52	-0,38918	0,11395	-3,41526	0,00064
9. G53	-0,03293	0,10281	-0,32031	0,74874
10. G54	-0,13343	0,04694	-2,84271	0,00447

Ao interpretar as matrizes A_0 , os números apresentados fora da diagonal principal precisam ter seus sinais trocados para que se possa interpretar corretamente os efeitos contemporâneos de cada variável, em cada coluna, sobre as variáveis dependentes, em cada linha.

Os resultados, apresentados nas Tabelas 9 e 10, indicam que o impacto dos juros sobre o câmbio é negativo e significativo: uma elevação dos juros reais tende a provocar uma queda (valorização) do câmbio. Os juros também têm um impacto negativo imediato significativo sobre o preço da soja. O câmbio, por sua vez, tem um impacto positivo e significativo sobre o preço da soja: uma desvalorização cambial tende a levar o preço da soja. Não se captou efeito significativo do PIB sobre o preço da soja, embora o sinal esteja correto.

As elasticidades de impulso sobre o preço da soja aparecem nas Tabelas 11 e 12¹³. A decomposição da variância dos erros de previsão dos preços da soja (Tabelas 13 e 14) indica que a maior parte dessa variância é explicada pelo próprio preço da *commodity*. Tal resultado pode ser interpretado como um sinal de que fatores setoriais – ligados ao próprio mercado da soja, como choques de oferta e demanda, por exemplo, predominam nas evoluções observadas. Entretanto, há um papel não desprezível para a os juros e câmbio, que em conjunto explicam em torno de 20% ou mais das mudanças no comportamento do preço da soja. Quando leva-se em consideração os resultados com o preço de exportação da soja, observa-se que o mesmo responde por cerca de 13% das mudanças no comportamento do preço doméstico da soja.

Tabela 11 – Elasticidades de impulso sobre o preço da soja (modelo sem o preço de exportação da soja)

Mês	Choques em			
	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço da soja
1	-1,9362	0,3959	0,0334	1,0000
2	-3,2002	0,6910	0,0339	1,3366
3	-3,6352	0,8147	0,0148	1,3869
4	-3,5570	0,7854	0,0205	1,3206
5	-3,2659	0,6986	0,0422	1,2149
6	-2,9435	0,6167	0,0513	1,1020
7	-2,6458	0,5541	0,0439	0,9927
8	-2,3759	0,5011	0,0332	0,8902
9	-2,1289	0,4504	0,0276	0,7962
10	-1,9038	0,4018	0,0261	0,7115
11	-1,7010	0,3580	0,0248	0,6357
12	-1,5199	0,3197	0,0223	0,5680

¹³ As elasticidades são calculadas mediante divisão dos impactos sobre o preço da soja pelo desvio padrão da variável que sofre o choque. Essa interpretação se deve a estarem as variáveis expressas em logaritmos.

Tabela 12 – Elasticidades de impulso sobre o preço da soja (modelo com o preço de exportação da soja)

Mês	Choques em				
	taxa de juros	taxa de câmbio	PIB	Preço de exportação da soja	Preço da soja
1	-1,81517	0,395191	0,0697	0,133428	1
2	-3,09297	0,662372	0,091852	0,245621	1,287487
3	-3,67834	0,781442	0,069908	0,351485	1,323392
4	-3,56037	0,751918	0,079801	0,328827	1,280821
5	-3,20971	0,669567	0,125506	0,290687	1,176897
6	-2,87626	0,589934	0,130289	0,27157	1,059941
7	-2,53192	0,527107	0,104663	0,241185	0,95002
8	-2,21649	0,471024	0,085363	0,212046	0,842103
9	-1,94963	0,415711	0,075002	0,190161	0,742376
10	-1,70983	0,364315	0,067888	0,167765	0,655024
11	-1,49691	0,319715	0,061533	0,146636	0,57724
12	-1,31387	0,281391	0,054058	0,129251	0,507865

Os resultados, nas Tabelas 11 e 12 e Figuras 14 e 15, referentes ao impacto da taxa de juros precisam sofrer uma correção para poder ser interpretado como elasticidades. Posto que

$$\ln(1+r) \cong r, \text{ então pode-se mostra que } \frac{\frac{dp}{p}}{\frac{dr}{r}} = ar; \text{ assim, os valores na tabela deveriam ser}$$

multiplicadas por r para serem interpretados como elasticidades. No caso em apreço, a média é igual à unidade e assim, não é necessária a mencionada multiplicação. Percebe-se, portanto a sensibilidade do preço da soja a variações na taxa real de juros: em média uma elevação não-esperada de 10% (de 1% para 1,1%, por exemplo) na taxa de juros produz queda de cerca de 20% no preço da soja, valor que se expandiria para menos 36%, a partir do qual começaria a reduzir (Tabela 10).

Figura 14 – Elasticidades de impulso sobre o preço da soja – choques no próprio preço da soja, na taxa de juros, na taxa de câmbio e no PIB – janeiro de 1995 a outubro de 2006

Figura 15 – Elasticidades de impulso sobre o preço da soja – choques no próprio preço da soja, no preço de exportação da soja, na taxa de juros, na taxa de câmbio e no PIB – janeiro de 1995 a outubro de 2006

Tabela 13 - Decomposição da variância do erro de previsão do preço da soja (modelo A₀ 1)

Mês	Desvio-padrão	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço da soja
1	0,050983	6,5	7,3	0,1	86,1
2	0,087413	8,3	10,0	0,0	81,6
3	0,115536	9,2	11,8	0,0	79,0
4	0,136280	9,7	12,5	0,0	77,8
5	0,151498	10,0	12,7	0,0	77,3
6	0,162869	10,1	12,7	0,0	77,2
7	0,171533	10,2	12,7	0,0	77,1
8	0,178209	10,2	12,7	0,0	77,0
9	0,183383	10,3	12,8	0,0	76,9
10	0,187410	10,3	12,8	0,0	76,9
11	0,190563	10,3	12,8	0,1	76,8
12	0,193043	10,4	12,8	0,1	76,8

Tabela 14 - Decomposição da variância do erro de previsão do preço da soja (modelo A₀ 2)

Mês	Desvio-padrão	taxa de juros	taxa de câmbio	PIB	Preço de exportação da soja	Preço da soja
1	0,049706	5,9	7,5	0,3	4,8	81,6
2	0,084647	8,0	9,8	0,3	7,2	74,8
3	0,113313	9,1	11,1	0,2	10,4	69,2
4	0,134537	9,6	11,6	0,2	11,3	67,4
5	0,149864	9,7	11,7	0,3	11,6	66,7
6	0,161285	9,8	11,7	0,3	11,9	66,3
7	0,169837	9,8	11,7	0,3	12,1	66,1
8	0,176242	9,8	11,7	0,3	12,1	66,0
9	0,181085	9,8	11,7	0,4	12,2	65,9
10	0,184758	9,8	11,7	0,4	12,3	65,8
11	0,187549	9,8	11,7	0,4	12,3	65,8
12	0,189682	9,8	11,7	0,4	12,4	65,8

Quanto à taxa de câmbio, que é um pouco mais relevante do que os juros para explicar a variância dos erros de previsão dos preços da soja (Tabelas 13 e 14), nota-se que uma elevação não-esperada de 10% em seu valor tenderia a elevar o preço em cerca de 4%. O máximo impacto ocorre no terceiro mês: 8,1% (ver Tabela 11).

Quanto ao PIB, que aqui fazia o papel da renda, não apresentou poder explanatório da evolução dos preços. Já choques no próprio preço da soja, tendem a perdurar: alcançam elasticidade de 1,4 no terceiro mês e a seguir declinam lentamente, chegando a 0,56 ao fim de uma no (Tabela 11).

Ao observarem-se os resultados para o modelo que incluiu o preço de exportação da soja, verifica-se que o mesmo passa a explicar uma parcela razoável da variância do erro de previsão,

sem prejudicar o desempenho das demais variáveis. Observa-se, neste caso, que as variáveis restantes apresentam resultados semelhantes ao do modelo sem o preço de exportação. Neste caso, a inclusão dessa variável serviu para calibrar melhor o modelo.

As decomposições de variância (para o modelo sem o preço de exportação) são apresentadas para as demais variáveis nas Tabelas 14, 15 e 16, das quais se infere todas elas possuírem um comportamento aproximadamente exógeno. No caso dos juros, há uma relativa importância do câmbio (na casa dos 15%) para sua explicação. Ver Tabela 14. Já a taxa de câmbio, embora haja uma modesta influência dos juros caracterizou-se praticamente como variável exógena (Tabela 15). Das três variáveis macroeconômicas, no entanto, o PIB mostrou maior grau de exogeneidade, conforme mostram os resultados da Tabela 16. Os mesmos resultados se confirmaram para o modelo que tinha incluso o preço de exportação da soja.

Tabela 15 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de juros (modelo A₀ 1)

Mês	Desvio-padrão	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço da soja
1	0,00673	100,0	0,0	0,0	0,0
2	0,008925	84,8	14,8	0,4	0,0
3	0,009708	83,5	16,1	0,3	0,1
4	0,009933	83,4	15,9	0,5	0,2
5	0,010037	83,1	15,6	0,7	0,6
6	0,010108	82,7	15,5	0,8	1,1
7	0,01017	82,1	15,5	0,7	1,7
8	0,01022	81,6	15,5	0,7	2,2
9	0,010259	81,1	15,5	0,7	2,7
10	0,01029	80,8	15,5	0,7	3,0
11	0,010316	80,4	15,5	0,7	3,4
12	0,010337	80,2	15,4	0,7	3,7

Tabela 16 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de câmbio (modelo A₀ 1)

Mês	Desvio-padrão	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço da soja
1	0,035497	4,0	96,0	0,0	0,0
2	0,038408	4,5	93,0	2,5	0,0
3	0,038606	5,0	92,3	2,6	0,2
4	0,039473	5,5	90,6	3,5	0,3
5	0,039700	5,8	90,2	3,6	0,4
6	0,039754	5,9	89,9	3,7	0,5
7	0,039810	5,9	89,7	3,8	0,6
8	0,039845	5,9	89,5	3,8	0,7
9	0,039881	6,0	89,4	3,8	0,8
10	0,039907	6,0	89,3	3,8	0,9
11	0,039925	6,0	89,3	3,8	1,0
12	0,039940	6,0	89,2	3,8	1,0

Tabela 17 – Decomposição da variância do erro de previsão do PIB (modelo A₀ 1)

Mês	Desvio-padrão	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço da soja
1	0,038492	0,7	0,1	99,2	0,0
2	0,040794	0,7	1,3	97,1	0,9
3	0,041575	1,4	1,6	95,9	1,1
4	0,042291	1,8	1,7	95,4	1,1
5	0,042400	2,1	1,7	95,0	1,2
6	0,042551	2,2	2,0	94,5	1,3
7	0,042612	2,3	2,0	94,2	1,4
8	0,042640	2,3	2,1	94,1	1,5
9	0,042667	2,3	2,1	94,0	1,6
10	0,042690	2,4	2,1	93,9	1,7
11	0,042711	2,4	2,1	93,8	1,7
12	0,042727	2,4	2,1	93,8	1,8

Figura 16 – Decomposição da variância do erro de previsão do preço da soja (modelo com o preço de exportação)

5.2.2.2 Modelos para o preço do milho

Na formulação da matriz A_0 para o caos do milho serviu-se da mesma estrutura daquela usada para o mercado da soja, no modelo sem a variável de preço de exportação.

Tabela 18 – Estrutura da matriz A_0 1 para o modelo de preços do milho

	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço do milho
Taxa de juros	1	0	0	0
Taxa de câmbio	G21	1	0	0
PIB	G31	G32	1	0
Preço do milho	G41	G42	G43	1

Tabela 19 – Coeficientes estimados para a matriz A_0 : modelo dos preços do milho

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística - T	Nível de Significância
1. G21	0,988055	0,442258	2,234110	0,025476
2. G31	-0,534813	0,494925	-1,080590	0,279878
3. G32	0,040852	0,094744	0,431190	0,666332
4. G41	1,574648	0,573315	2,746570	0,006022
5. G42	0,019835	0,109195	0,181650	0,855859
6. G43	-0,075203	0,097732	-0,769470	0,441612

Ao analisarem-se os resultados dos coeficientes estimados para a matriz A_0 do modelo de preços do milho, apresentado na Tabela 19, nota-se que os juros afetam negativamente e de forma significativa o câmbio e o preço do milho. Ao contrário da soja, no caso do milho não há efeito contemporâneo significativo do câmbio sobre o preço da *commodity*.

Os resultados das análises de decomposição de variância apontam para a exogeneidade dos juros, do câmbio e do PIB. Observa-se, como anteriormente, modesta influência do câmbio sobre os juros. Da mesma forma observa-se influência dos juros sobre o preço do milho. Ver na Tabela 20 as elasticidades e nas de 21 a 24 as decomposições das variâncias dos erros de previsão.

Vale, portanto, mencionar maior a sensibilidade do preço do milho às variações dos juros: elasticidades indo de -1,5 a -3,25 (terceiro mês) e -1,41 (12º mês). O preço do milho, comparativamente à soja, tende a ter variação mais amena em decorrência de choques no próprio mercado (Figura 17).

Tabela 20 – Elasticidades de impulso sobre o preço do milho

Mês	Choques em			
	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço do milho
1	-1,5118	-0,0229	0,0752	1,0000
2	-2,3996	0,0447	0,2412	1,2249
3	-3,0389	0,1445	0,1425	1,2008
4	-3,2522	0,2254	0,0194	1,0838
5	-3,2040	0,2232	-0,0082	0,9403
6	-3,0050	0,1829	0,0210	0,8045
7	-2,7473	0,1504	0,0402	0,6855
8	-2,4698	0,1351	0,0347	0,5817
9	-2,1871	0,1243	0,0222	0,4904
10	-1,9091	0,1097	0,0161	0,4108
11	-1,6470	0,0927	0,0155	0,3428
12	-1,4090	0,0775	0,0152	0,2853

Figura 17 – Elasticidades de impulso sobre o preço do milho – choques no próprio preço do milho, na taxa de juros, na taxa de câmbio e no PIB – janeiro de 1995 a outubro de 2006

Tabela 21 – Decomposição da variância do erro de previsão do preço do milho

Mês	Desvio-padrão	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço do milho
1	0,045406	5,0	0,0	0,4	94,6
2	0,073039	6,8	0,1	1,8	91,4
3	0,092830	9,0	0,3	1,4	89,2
4	0,106987	11,0	0,8	1,1	87,2
5	0,117019	12,6	1,1	0,9	85,4
6	0,124111	13,8	1,2	0,8	84,1
7	0,129189	14,8	1,3	0,8	83,2
8	0,132848	15,5	1,4	0,7	82,4
9	0,135472	16,1	1,4	0,7	81,8
10	0,137335	16,6	1,4	0,7	81,3
11	0,138647	16,9	1,5	0,7	81,0
12	0,139567	17,1	1,5	0,7	80,7

Tabela 22 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de juros

Mês	Desvio-padrão	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço do milho
1	0,006715	100,0	0,0	0,0	0,0
2	0,009004	84,4	13,7	0,4	1,5
3	0,009891	83,3	13,8	0,3	2,6
4	0,010176	83,4	13,2	0,4	3,0
5	0,010292	83,4	12,9	0,5	3,1
6	0,010344	83,5	12,8	0,5	3,2
7	0,010370	83,6	12,8	0,5	3,1
8	0,010382	83,6	12,8	0,5	3,1
9	0,010387	83,6	12,8	0,5	3,1
10	0,010389	83,6	12,8	0,5	3,1
11	0,010390	83,6	12,8	0,5	3,2
12	0,010390	83,6	12,8	0,5	3,2

Tabela 23 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de câmbio

Mês	Desvio-padrão	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço do milho
1	0,035405	3,5	96,5	0,0	0,0
2	0,038345	4,1	93,2	2,7	0,0
3	0,038542	4,6	92,6	2,7	0,2
4	0,039415	5,2	90,7	3,5	0,5
5	0,039656	5,6	90,0	3,6	0,9
6	0,039756	5,7	89,5	3,7	1,1
7	0,039837	5,7	89,2	3,8	1,3
8	0,039880	5,8	89,0	3,8	1,4
9	0,039916	5,9	88,9	3,8	1,5
10	0,039937	5,9	88,8	3,8	1,6
11	0,039950	5,9	88,7	3,8	1,6
12	0,039959	5,9	88,7	3,8	1,6

Tabela 24 – Decomposição da variância do erro de previsão do PIB

Mês	Desvio-padrão	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço do milho
1	0,038644	1,0	0,1	98,9	0,0
2	0,040821	1,1	1,3	97,2	0,3
3	0,041568	1,8	1,6	96,3	0,3
4	0,042365	2,3	1,7	95,6	0,5
5	0,042513	2,6	1,7	94,9	0,7
6	0,042665	2,8	1,9	94,5	0,9
7	0,042720	2,8	1,9	94,3	0,9
8	0,042737	2,9	1,9	94,2	1,0
9	0,042751	2,9	1,9	94,2	1,0
10	0,042759	2,9	1,9	94,1	1,0
11	0,042764	2,9	1,9	94,1	1,0
12	0,042767	3,0	1,9	94,1	1,0

5.2.2.3 Modelo para grãos 1

Na formulação das matrizes A_0 considerou-se que a taxa de juros seja estabelecida pelas autoridades monetárias com efeito sobre o câmbio; ambos, por sua vez, afetando o PIB. Essa três variáveis por sua vez influenciam os preços da soja, o qual, junto com as demais variáveis influencia o preço do milho. No caso do modelo formulado na matriz A_0 2, incluiu-se o preço de exportação da soja influenciando o preço doméstico da mesma.

Tabela 25 – Estrutura da matriz A_0 1 para o modelo de preços dos grãos 1

	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço da soja	Preço do milho
Taxa de juros	1	0	0	0	0
Taxa de câmbio	G21	1	0	0	0
PIB	G31	G32	1	0	0
Preço da soja	G41	G42	G43	1	0
Preço do milho	G51	G52	G53	G54	1

Tabela 26 – Estrutura da matriz A_0 2 para o modelo de preços dos grãos 1

	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço de exportação da soja	Preço da soja	Preço do milho
Taxa de juros	1	0	0	0	0	0
Taxa de câmbio	G21	1	0	0	0	0
PIB	G31	G32	1	0	0	0
Preço de exportação da soja	G41	G42	G43	1	0	0
Preço da soja	G51	G52	G53	G54	1	0
Preço do milho	G61	G62	G63	G64	G65	1

Tabela 27 – Coeficientes estimados para a matriz A_0 1: modelo dos preços dos grãos 1

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística - T	Nível de Significância
1. G21	1,049602	0,449473	2,335180	0,019534
2. G31	-0,480388	0,504088	-0,952980	0,340598
3. G32	0,042078	0,094050	0,447400	0,654589
4. G41	1,374904	0,621123	2,213580	0,026858
5. G42	-0,394900	0,116476	-3,390410	0,000698
6. G43	-0,024575	0,104849	-0,234390	0,814684
7. G51	1,378267	0,576889	2,389140	0,016888
8. G52	0,079955	0,109789	0,728260	0,466456
9. G53	-0,056492	0,096965	-0,582610	0,560159
10. G54	-0,160922	0,078156	-2,058980	0,039496

Tabela 28 – Coeficientes estimados para a matriz A_0 2: modelo dos preços dos grãos 1

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística - T	Nível de Significância
1. G21	1,075995	0,450255	2,38974	0,01686
2. G31	-0,37528	0,49557	-0,75726	0,448893
3. G32	0,039233	0,093065	0,42157	0,673339
4. G41	1,766722	1,016582	1,7379	0,082228
5. G42	-0,07874	0,20432	-0,38536	0,699972
6. G43	-0,28006	0,18801	-1,48962	0,136323
7. G51	0,990437	0,596252	1,66111	0,096692
8. G52	-0,38575	0,114481	-3,36954	0,000753
9. G53	-0,02361	0,101137	-0,23342	0,815436
10. G54	-0,13767	0,048779	-2,82236	0,004767
11. G61	1,146093	0,574503	1,99493	0,046051
12. G62	0,053271	0,108911	0,48913	0,624751
13. G63	-0,02608	0,096853	-0,26926	0,787732
14. G64	-0,08181	0,047775	-1,71247	0,086811
15. G65	-0,12164	0,082835	-1,46841	0,141993

Nesta modelo consideram-se conjuntamente os preços dos dois grãos. Nas matrizes A_0 1 e A_0 2, apresentadas nas Tabelas 25 e 26 e com estimativas nas Tabelas 27 e 28 notam-se de novo os impactos significativos dos juros sobre o câmbio e deste sobre o preço da soja. Os juros afetam negativamente ambos os preços de *commodities*. Nota-se ainda o impacto do preço da soja sobre o do milho, os dois tendendo a mover-se na mesma direção.

As análises de decomposição de variância apontam para a exogeneidade das variáveis macroeconômicas (Tabelas 31, 32, 33, 34 e 35 e Figura 20). Quanto ao preço da soja, há sobre ela uma influência modesta dos juros e do câmbio; quanto ao preço do milho, observa-se que é influenciado moderadamente pela taxa de juros e pelo preço da soja.

Examinado-se as elasticidades de impulso, nota-se na Tabela 29 e 30 e nos Gráficos 18 e 19 o efeito importante dos juros, já detectado nas análises anteriores. Nota-se ainda efeito moderado do preço da soja sobre o do milho.

Tabela 29 – Elasticidades de impulso sobre o preço do milho (A_0 1)

Mês	Choques em				
	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço da soja	Preço do milho
1	-1,5506	-0,0189	0,0604	0,1609	1,0000
2	-2,4156	0,0611	0,2220	0,3084	1,1767
3	-2,9613	0,1703	0,1216	0,3900	1,1304
4	-3,0906	0,2626	-0,0009	0,4065	1,0066
5	-2,9882	0,2753	-0,0298	0,3910	0,8569
6	-2,7610	0,2473	-0,0035	0,3679	0,7117
7	-2,4906	0,2221	0,0149	0,3463	0,5823
8	-2,2125	0,2101	0,0111	0,3258	0,4702
9	-1,9400	0,2009	0,0011	0,3046	0,3739
10	-1,6806	0,1873	-0,0033	0,2829	0,2920
11	-1,4413	0,1705	-0,0026	0,2619	0,2236
12	-1,2271	0,1542	-0,0016	0,2419	0,1673

Tabela 30 – Elasticidades de impulso sobre o preço do milho (A_0 2)

Mês	Choques em					
	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço de exportação da soja	Preço da soja	Preço do milho
1	-1,4186	-0,0008	0,05655162	0,0986	0,1216	1,0000
2	-2,2702	0,0591	0,23262936	0,0904	0,2680	1,2200
3	-2,9827	0,1450	0,14171058	0,1656	0,3263	1,1903
4	-3,1695	0,2175	0,00065241	0,1830	0,3475	1,0616
5	-3,0493	0,2292	0,02219778	0,1685	0,3282	0,9009
6	-2,8217	0,2028	0,01202025	0,1574	0,2973	0,7411
7	-2,5047	0,1782	0,02965651	0,1352	0,2730	0,5978
8	-2,1583	0,1650	0,02554236	0,1122	0,2471	0,4742
9	-1,8346	0,1530	0,01445679	0,0974	0,2200	0,3683
10	-1,5332	0,1370	0,00805788	0,0841	0,1961	0,2794
11	-1,2598	0,1196	0,00833482	0,0705	0,1751	0,2070
12	-1,0250	0,1041	0,00948785	0,0592	0,1563	0,1493

Figura 18 – A_0 1: Elasticidades de impulso sobre o preço do milho – choques no próprio preço do milho, na taxa de juros, na taxa de câmbio, no PIB e no preço da soja – janeiro de 1995 a outubro de 2006

Figura 19 – A₀ 2: Elasticidades de impulso sobre o preço do milho – choques no próprio preço do milho, na taxa de juros, na taxa de câmbio, no PIB, no preço da soja e no preço de exportação da soja – janeiro de 1995 a outubro de 2006

Tabela 31 – Decomposição da variância do erro de previsão do preço do milho

Mês	Desvio-padrão	Taxa de Juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço da soja	Preço do milho
1	0,04486	5,2	0,0	0,3	2,8	91,6
2	0,07147	7,1	0,1	1,5	5,2	86,1
3	0,09078	9,0	0,5	1,2	7,3	82,0
4	0,10476	10,6	1,1	0,9	8,8	78,6
5	0,11467	11,8	1,6	0,8	9,9	75,9
6	0,12161	12,8	1,9	0,7	10,8	73,8
7	0,12653	13,5	2,2	0,6	11,7	72,1
8	0,13007	14,0	2,4	0,6	12,4	70,6
9	0,13265	14,4	2,5	0,6	13,1	69,4
10	0,13452	14,7	2,7	0,6	13,7	68,3
11	0,13588	14,9	2,8	0,5	14,3	67,4
12	0,13689	15,0	3,0	0,5	14,7	66,7

Tabela 32 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de juros

Mês	Desvio-padrão	Taxa de Juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço da soja	Preço do milho
1	0,00661	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	0,00887	83,0	14,9	0,3	0,1	1,7
3	0,00967	81,7	15,7	0,3	0,1	2,2
4	0,00990	81,7	15,4	0,3	0,3	2,2
5	0,01000	81,5	15,2	0,4	0,7	2,2
6	0,01007	81,0	15,1	0,4	1,3	2,2
7	0,01013	80,3	15,1	0,4	1,9	2,3
8	0,01018	79,7	15,2	0,4	2,4	2,4
9	0,01023	79,1	15,2	0,4	2,8	2,5
10	0,01026	78,7	15,1	0,4	3,2	2,6
11	0,01029	78,3	15,1	0,4	3,5	2,7
12	0,01031	77,9	15,1	0,4	3,7	2,9

Tabela 33 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de câmbio

Mês	Desvio-padrão	Taxa de Juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço da soja	Preço do milho
1	0,03536	3,9	96,1	0,0	0,0	0,0
2	0,03827	4,6	92,8	2,6	0,0	0,0
3	0,03847	4,9	92,2	2,7	0,2	0,1
4	0,03935	5,4	90,4	3,5	0,3	0,3
5	0,03959	5,7	89,8	3,6	0,3	0,6
6	0,03967	5,8	89,4	3,7	0,4	0,7
7	0,03974	5,9	89,1	3,8	0,5	0,8
8	0,03979	5,9	88,9	3,7	0,6	0,9
9	0,03983	5,9	88,7	3,7	0,7	0,9
10	0,03986	6,0	88,6	3,7	0,8	0,9
11	0,03988	6,0	88,5	3,7	0,8	0,9
12	0,03990	6,0	88,5	3,7	0,9	0,9

Tabela 34 – Decomposição da variância do erro de previsão do PIB

Mês	Desvio-padrão	Taxa de Juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço da soja	Preço do milho
1	0,03845	0,8	0,1	99,0	0,0	0,0
2	0,04073	0,9	1,3	96,9	0,8	0,1
3	0,04151	1,5	1,6	95,8	1,0	0,1
4	0,04224	1,8	1,7	95,3	1,0	0,2
5	0,04237	2,1	1,7	94,8	1,1	0,3
6	0,04253	2,3	1,9	94,3	1,2	0,4
7	0,04260	2,3	2,0	94,0	1,3	0,4
8	0,04263	2,4	2,0	93,9	1,4	0,4
9	0,04266	2,4	2,0	93,8	1,5	0,4
10	0,04269	2,4	2,0	93,7	1,5	0,4
11	0,04271	2,4	2,0	93,6	1,6	0,4
12	0,04272	2,4	2,0	93,5	1,6	0,4

Tabela 35 – Decomposição da variância do erro de previsão do preço da soja

Mês	Desvio-padrão	Taxa de Juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço da soja	Preço do milho
1	0,05030	5,5	7,4	0,0	87,1	0,0
2	0,08581	7,3	10,2	0,0	81,8	0,6
3	0,11342	8,4	11,6	0,0	78,9	1,1
4	0,13397	8,9	12,1	0,0	77,8	1,2
5	0,14917	9,2	12,3	0,0	77,4	1,1
6	0,16055	9,3	12,4	0,0	77,3	1,0
7	0,16921	9,3	12,5	0,0	77,3	0,9
8	0,17588	9,3	12,5	0,0	77,3	0,9
9	0,18107	9,2	12,6	0,0	77,3	0,9
10	0,18512	9,1	12,6	0,0	77,2	1,0
11	0,18832	9,0	12,6	0,0	77,2	1,2
12	0,19087	8,8	12,6	0,0	77,1	1,4

Figura 20 – A₀2. Decomposição da variância do erro de previsão para o preço do milho

5.2.2.4 Modelo para grãos 2

Matrizes A_0

A formulação das matrizes A_0 (Tabelas 36 e 37), para o modelo de grãos 2 seguiu, praticamente, o mesmo modelo do modelo de grãos 1, apenas invertendo a ordem em que aparecem o preço da soja e o preço do milho.

Tabela 36 – Estrutura da matriz A_0 1 para o modelo de preços dos grãos 2

	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço do milho	Preço da soja
Taxa de juros	1	0	0	0	0
Taxa de câmbio	G21	1	0	0	0
PIB	G31	G32	1	0	0
Preço do milho	G41	G42	G43	1	0
Preço da soja	G51	G52	G53	G54	1

Tabela 37 – Estrutura da matriz A_0 2 para o modelo de preços dos grãos 2

	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço de exportação da soja	Preço do milho	Preço da soja
Taxa de juros	1	0	0	0	0	0
Taxa de câmbio	G21	1	0	0	0	0
PIB	G31	G32	1	0	0	0
Preço de exportação da soja	G41	G42	G43	1	0	0
Preço do milho	G51	G52	G53	G54	1	0
Preço da soja	G61	G62	G63	G64	G65	1

Tabela 38 – Coeficientes estimados para a matriz A₀1: modelo dos preços dos grãos 2

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística - T	Nível de Significância
1. G21	1,049602	0,461203	2,275790	0,02858
2. G31	-0,480388	0,505958	-0,949460	0,342385
3. G32	0,042078	0,094006	0,447600	0,654439
4. G41	1,599519	0,594649	2,689850	0,007148
5. G42	0,016407	0,109031	0,150480	0,880387
6. G43	-0,060447	0,098840	-0,611560	0,540827
7. G51	1,076421	0,627480	1,715470	0,086260
8. G52	-0,397962	0,115855	-3,434990	0,000593
9. G53	-0,013295	0,103396	-0,128590	0,897684
10. G54	-0,186608	0,092079	-2,026610	0,042702

Tabela 39 – Coeficientes estimados para a matriz A₀2: modelo dos preços dos grãos 2

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística - T	Nível de Significância
1. G21	1,07599	0,44881	2,39743	0,01651
2. G31	-0,37528	0,49811	-0,75339	0,45121
3. G32	0,03923	0,09296	0,42207	0,67298
4. G41	1,76672	1,01259	1,74475	0,08103
5. G42	-0,07874	0,20204	-0,38972	0,69675
6. G43	-0,28006	0,19005	-1,47364	0,14058
7. G51	1,26657	0,57204	2,21412	0,02682
8. G52	0,00635	0,10617	0,05982	0,95230
9. G53	-0,02895	0,09797	-0,29551	0,76760
10. G54	-0,09856	0,04689	-2,10205	0,03555
11. G61	0,82306	0,60162	1,36809	0,17128
12. G62	-0,38659	0,11230	-3,44252	0,00058
13. G63	-0,01978	0,10104	-0,19578	0,84478
14. G64	-0,12465	0,04821	-2,58560	0,00972
15. G65	-0,13215	0,08973	-1,47268	0,14084

O modelo para grãos 2, o qual se difere do modelo anterior por apresentar o preço da soja por último na sequência de variáveis, apresentou a grande maioria dos sinais esperados (ver Tabelas 38 e 39) e, quando esses eram diferentes dos esperados, o nível de significância mostrou-se baixo.

Com relação as elasticidade de impulso sobre o preço da soja (apresentadas na Tabela 40 e Figura 21), nota-se um grande impacto da taxa de juros nas mesmas; um incremento da ordem de 10% nessa taxa provocaria uma queda nos preços na soja da ordem de 35% no terceiro mês subsequente. Já um mesmo aumento na taxa de câmbio geraria um aumento máximo de 7,8% no preço da soja (ver Tabela 40).

Tabela 40 – Elasticidades de impulso sobre o preço da soja (A₀1)

Mês	Choques em				
	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço do milho	Preço da soja
1	-1,7765	0,3939	0,0246	0,1866	1,0000
2	-3,0239	0,6854	0,0138	0,4010	1,2903
3	-3,5087	0,7844	-0,0140	0,4723	1,3325
4	-3,4714	0,7534	-0,0287	0,4379	1,2810
5	-3,1949	0,6831	-0,0286	0,3532	1,1954
6	-2,8463	0,6171	-0,0281	0,2559	1,0999
7	-2,4855	0,5606	-0,0312	0,1644	1,0040
8	-2,1315	0,5072	-0,0332	0,0852	0,9119
9	-1,7963	0,4543	-0,0318	0,0198	0,8255
10	-1,4901	0,4037	-0,0286	-0,0320	0,7457
11	-1,2191	0,3577	-0,0259	-0,0717	0,6722
12	-0,9842	0,3165	-0,0242	-0,1010	0,6048

Tabela 41 – Elasticidades de impulso sobre o preço da soja (A₀2)

Mês	Choques em					
	Taxa de juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço de exportação da soja	Preço do milho	Preço da soja
1	-1,63444	0,39415	0,062165	0,137671	0,132147	1
2	-2,87501	0,659542	0,070156	0,252391	0,326142	1,239241
3	-3,51856	0,753379	0,042287	0,362102	0,389126	1,270246
4	-3,44672	0,72037	0,032186	0,345995	0,360603	1,244487
5	-3,11536	0,653476	0,05604	0,309692	0,284114	1,160991
6	-2,762	0,58819	0,053644	0,288562	0,189719	1,061969
7	-2,35486	0,532273	0,033672	0,254009	0,098567	0,966566
8	-1,95085	0,478327	0,023785	0,218917	0,018633	0,870226
9	-1,5896	0,423264	0,021055	0,191203	-0,04708	0,779149
10	-1,26266	0,371568	0,019213	0,164224	-0,09731	0,697561
11	-0,97808	0,326069	0,017365	0,139562	-0,13347	0,623178
12	-0,74248	0,286165	0,014531	0,119509	-0,15796	0,555485

Figura 21 – Elasticidades de impulso sobre o preço da soja – choques no próprio preço da soja, na taxa de juros, na taxa de câmbio, no PIB e no preço do milho – janeiro de 1995 a outubro de 2006

A decomposição da variância do preço da soja (Tabela 42 e Figura 22), mais uma vez, demonstra uma influência, embora que modesta, da taxa de juros e da taxa de câmbio. As variáveis macroeconômicas se reafirmaram exógenas (Tabelas 43 a 46 e Figura 22). Observa-se, também, que a taxa de juros é a variável que mais explica a variância dos erros de previsão dos preços do milho, enquanto que a taxa de câmbio é a variável que mais explica os preços da soja.

Tabela 42 – Decomposição da variância do erro de previsão do preço da soja

Mês	Desvio-padrão	Taxa de Juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço do milho	Preço da soja
1	0,0503047	5,5	7,4	0,0	2,6	84,5
2	0,0858058	7,3	10,2	0,0	5,1	77,4
3	0,1134161	8,4	11,6	0,0	6,2	73,8
4	0,1339719	8,9	12,1	0,0	6,5	72,5
5	0,1491669	9,2	12,3	0,0	6,3	72,2
6	0,1605497	9,3	12,4	0,0	5,9	72,4
7	0,1692138	9,3	12,5	0,0	5,5	72,7
8	0,1758848	9,3	12,5	0,0	5,1	73,0
9	0,1810654	9,2	12,6	0,0	4,8	73,3
10	0,1851220	9,1	12,6	0,0	4,6	73,6
11	0,1883250	9,0	12,6	0,0	4,5	73,9
12	0,1908713	8,8	12,6	0,0	4,4	74,1

Tabela 43 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de juros

Mês	Desvio-padrão	Taxa de Juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço do milho	Preço da soja
1	0,0066146	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	0,0088725	83,0	14,9	0,3	1,5	0,3
3	0,0096725	81,7	15,7	0,3	2,0	0,2
4	0,0098990	81,7	15,4	0,3	2,2	0,4
5	0,0099981	81,5	15,2	0,4	2,1	0,8
6	0,0100691	81,0	15,1	0,4	2,1	1,4
7	0,0101323	80,3	15,1	0,4	2,1	2,0
8	0,0101843	79,7	15,2	0,4	2,1	2,6
9	0,0102251	79,1	15,2	0,4	2,2	3,1
10	0,0102585	78,7	15,1	0,4	2,2	3,5
11	0,0102865	78,3	15,1	0,4	2,3	3,9
12	0,0103100	77,9	15,1	0,4	2,4	4,2

Tabela 44 – Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de câmbio

Mês	Desvio-padrão	Taxa de Juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço do milho	Preço da soja
1	0,035365	3,9	96,1	0,0	0,0	0,0
2	0,038268	4,6	92,8	2,6	0,0	0,0
3	0,038472	4,9	92,2	2,7	0,1	0,1
4	0,039349	5,4	90,4	3,5	0,4	0,2
5	0,039588	5,7	89,8	3,6	0,7	0,2
6	0,039671	5,8	89,4	3,7	0,9	0,2
7	0,039742	5,9	89,1	3,8	1,0	0,3
8	0,039789	5,9	88,9	3,7	1,1	0,4
9	0,039834	5,9	88,7	3,7	1,1	0,5
10	0,039865	6,0	88,6	3,7	1,1	0,5
11	0,039885	6,0	88,5	3,7	1,2	0,6
12	0,039900	6,0	88,5	3,7	1,2	0,6

Tabela 45 – Decomposição da variância do erro de previsão do PIB

Mês	Desvio-padrão	Taxa de Juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço do milho	Preço da soja
1	0,0384542	0,8	0,1	99,0	0,0	0,0
2	0,0407303	0,9	1,3	96,9	0,2	0,7
3	0,0415064	1,5	1,6	95,8	0,2	0,9
4	0,0422448	1,8	1,7	95,3	0,3	0,9
5	0,0423706	2,1	1,7	94,8	0,5	0,9
6	0,0425310	2,3	1,9	94,3	0,6	1,0
7	0,0426040	2,3	2,0	94,0	0,6	1,1
8	0,0426344	2,4	2,0	93,9	0,6	1,1
9	0,0426616	2,4	2,0	93,8	0,6	1,2
10	0,0426851	2,4	2,0	93,7	0,6	1,3
11	0,0427060	2,4	2,0	93,6	0,6	1,3
12	0,0427220	2,4	2,0	93,5	0,6	1,4

Tabela 46 – Decomposição da variância do erro de previsão do preço do milho

Mês	Desvio-padrão	Taxa de Juros	Taxa de câmbio	PIB	Preço do milho	Preço da soja
1	0,044861	5,2	0,0	0,3	94,5	0,0
2	0,071472	7,1	0,1	1,5	90,7	0,6
3	0,090779	9,0	0,5	1,2	87,8	1,5
4	0,104762	10,6	1,1	0,9	85,1	2,3
5	0,114672	11,8	1,6	0,8	82,9	3,0
6	0,121611	12,8	1,9	0,7	81,1	3,6
7	0,126532	13,5	2,2	0,6	79,6	4,1
8	0,130075	14,0	2,4	0,6	78,3	4,7
9	0,132646	14,4	2,5	0,6	77,2	5,2
10	0,134516	14,7	2,7	0,6	76,3	5,8
11	0,135882	14,9	2,8	0,5	75,5	6,2
12	0,136891	15,0	3,0	0,5	74,8	6,7

Figura 22 – A0 2: Decomposição da variância do erro de previsão para o preço da soja

6 CONCLUSÕES

Este trabalho retomou as análises do comportamento dos preços das *commodities* agrícolas após um período superior a uma década durante o qual o tema ocupou pouca atenção dos estudiosos. Os resultados encontrados mostram um papel moderado, mas não desprezível para as variáveis macroeconômicas nas variações não-antecipadas daqueles preços.

O comportamento dos preços do milho e da soja no Brasil apresentaram forte tendência de queda real de meados da década de 1970 até meados da década de 1990. Após essas quedas, explicadas em grande parte aos acréscimos de produtividades e eficiência econômica, observou-se certa estabilidade graças a um crescimento lento da economia interna e a um câmbio predominantemente sobre-valorizado. Para a sociedade como um todo essa tendência foi saudada com entusiasmo por colaborar com a redução das taxa de inflação – viabilizando melhorias na distribuição da renda nacional - e gerar superávits comerciais.

Desde 2001, entretanto, os preços internacionais de *commodities* agropecuárias vem num processo ascendente. No Brasil bem mais recentemente esses efeitos também vêm se fazendo sentir, à medida que a alta internacional das *commodities* – agora insufladas também pelos programas agro-energéticos que prosperam pelo mundo - passa a mais que compensar a apreciação da moeda nacional. Uma perspectiva de alta no Brasil preocupa não só por no custo de vida – que não ocorria há mais de uma década – mas por também seu impacto inflacionário e conseqüentes impactos sobre juros e o crescimento econômico do país.

Nesse contexto o trabalho a apresenta evidências do potencial de elevações não-esperadas dos juros na contenção de alta dos preços da soja e do milho: a queda nos preços pode chegar a duas ou três vezes a elevação percentual dos juros após três ou quatro meses. A taxa de câmbio também tem um papel não desprezível sobre o preço da soja (mas não sobre o milho): aumentos não-esperados de 10% no câmbio podem elevar – após três meses – em mais de 8% os preços da soja. Já o PIB enquanto medida da renda não revelou potencial para explicar o comportamento dos preços, seja por não ser, afinal uma boa medida de renda, seja por ter variado pouco no período analisado. O preço de exportação da soja, por sua vez, ajudou a explicar o erro de variância do preço doméstico da soja, porém, não demonstrou um impacto grande sobre o preço da mesma nos modelos analisados.

Finalmente salienta-se que os preços das *commodities* analisados – embora sejam influenciados por ventos macroeconômicos - têm um componente exógeno bem grande na sua evolução e que aqui foi interpretado como resultante de eventos setoriais (como flutuações de safra, oscilações de produtividade e de demanda específica. Assim, se a preocupação for com a estabilidade dos preços, há certamente muito que pode ser feito por políticas setoriais que reduzam o impacto das flutuações de oferta e demanda sobre os mesmos, com destaque para os instrumentos relacionados à armazenagem e crédito para essa finalidade.

REFERÊNCIAS

ALICE WEB. Disponível em: <<http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/>>. Acesso em: 23 maio 2007.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acessos em: 11 abr. 2006, 14 dez. 2006, 23 maio 2007.

BARBOSA, F.H. **Ensaio sobre inflação e indexação**. Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getúlio Vargas, 1987. 43 p.

BARROS, G.S.A.C. **The monetary approach to the asset market determination of the exchange rate**. Minneapolis: University of Minnesota, 1989a. 230 p.

_____. **Impacts of macroeconomic policies on the Brazilian agriculture**. Minneapolis: University of Minnesota, 1989b. 175 p.

_____. Especificidades do setor agropecuário. In: PERES, F.C.; CANZIANI, J.R.; GUIMARÃES, V.D.A. (Org.). **O programa empreendedor rural**. Curitiba: SENAR; SEBRAE, 2003. p. 29-68.

BARROS, G.S.A.C.; BACCHI, M.R.P.; BURNQUIST, H.L. **Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000)**. Brasília: IPEA, 2002. 51 p. (Texto para Discussão, 865).

BARROS, G.S.A.C.; BACCHI, M.R.P.; MIRANDA, S.H.G.; BARTHOLOMEU, D.B.; CAIXETA, J.V.F.; OSAKI, M. **Agronegócio brasileiro: perspectivas, desafios e uma agenda para seu desenvolvimento**. Piracicaba: ESALQ, CEPEA, 2006. 105 p. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/>>. Acesso em: 14 ago. 2006

BESSLER, D.A. Relative price and money: a vector autoregression on brazilian data. **American Journal of Agricultural Economics**. Raleigh, v. 66, n. 1, p. 25-30, Feb. 1984. Disponível em: <[http://links.jstor.org/sici?sici=0002-9092\(198402\)66%3A1%3C25%3ARPAMAV%3E2.0.CO%3B2-A](http://links.jstor.org/sici?sici=0002-9092(198402)66%3A1%3C25%3ARPAMAV%3E2.0.CO%3B2-A)>. Acesso em: 21 jan. 2006

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

BORENSZTEIN, E.; REINHART, C.M. The macroeconomic determinants of commodity prices. **National Bureau of Economic Research – NBER**. Washington, v. 94, n. 9, 1994. Disponível em: <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=883427>. Acesso em: 10 dez. 2006.

BOSWORTH, B.P.; LAWRENCE, R.Z. Commodity prices and the new inflation. **Journal of Economic Literature**, Washington, v. 21, n. 2, p. 586-587, June 1983.

BRANDÃO, A.S.P. Macroeconomics and agriculture in Brazil: results from vector autoregression. In: INTERNATIONAL CONFERENCE OF AGRICULTURAL ECONOMISTS, 1985, Malage. Aldershot, Gower Publishing Company Limited Brookfield, 1985. p. 317-321.

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

COOLEY, T.G.; LEROY, S.F. A theoretical macroeconomics: a critique. **Journal of Monetary Economics**. Washington, v. 49, n.1, p. 283-308, 1985.

DORNBUSCH, R. Expectation and the exchange rate dynamics. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 84, n. 6, p. 1161-1176, 1976

ENDERS, W. **Rats**: handbook for econometric time series. New York: John Wiley, 1996. 204 p.

ESTADOS UNIDOS. Department of Labor. Disponível em: <<http://www.dol.gov/>>. Acessos em: 11 abr. 2006, 14 dez. 2006, 23 maio 2007.

FRANKEL, J.F. On the mark: a theory of the floating exchange rates based on real interest differentials. **The American Economic Review**, Bekerley, v. 69, n. 4, p. 610-656, 1979.

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

_____. **The effect of monetary policy on real commodity prices**. Disponível em: <<http://www.nber.org/books/assetprices/frankel9-26-06.pdf>>. Acesso em: 10 nov. 2006.

HOOPER, P.; MORTON, J. Fluctuations in the dollar: a model of nominal and real exchange rate determination. **Journal of International Money and Finance**, Elsevier, v. 1, n.1, p. 39-56, 1982.

HUGHES, D.W.; PENSON JUNIOR, J.B. Effects of selected macroeconomic policies on agriculture: 1984-1990. **Agriculture Finance Review**, Texas, v. 45, n. 1, p. 81-91, 1985.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA . **Ipeadata**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acessos em: 11 abr. 2006, 14 dez. 2006, 23 maio 2007.

LIN, C.; ROBERS, M.C. A term structure model for commodity prices: does storability matter? In: NCCC-134 CONFERENCE ON APPLIED COMMODITY PRICE ANALYSIS, FORECASTING, AND MARKET RISK MANAGEMENT, St. Louis, 2006, p. 17-18.

MAIA, S.F. **Determinantes das exportações agrícolas em cenário de macroeconomia aberta**: abordagem por modelos de séries de tempo1. 2003. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/E56.pdf>>. Acesso em: 02 fev. 2006.

MEESE, R.A.; ROGOFF, K. Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample? **Journal of International Economics**, Berkeley, v. 14, n. 1/2, p. 3-24, 1983.

MODIANO, E.M. Salários, preços e câmbio: os multiplicadores dos choques numa economia indexada. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 1, p. 1-32, 1985.

MUSSA, M. Sticky individual prices and the dynamics of the general price level. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**. Chicago, v. 15, n. 1, p. 261-296, 1981.

OKUN, A. Inflation: its mechanics and welfare costs. **Bookings Papers on Economic Activity**, Columbia, v. 2, n. 3, p. 351-401, 1975.

ORDEN, D. Agriculture, trade and macroeconomics: the U.S. case. **Journal of Policy Modeling**, Chicago, v. 8, n. 1, p. 27-51, 1986.

ORDEN, D.; CHENG, F. Exchange rate misalignment and its effects on agricultural producer support estimates: empirical evidence from India and China. In: AMERICAN AGRICULTURAL ECONOMICS ASSOCIATION ANNUAL MEETING, Providence, 2005. p. 24-27.

ORDEN, D.; FACKLER, P. Identifying monetary impacts on agricultural prices in VAR models. **American Journal of Agricultural Economics**, Chicago, v. 71, n. 1, p. 495-502, 1989.

RAUSSER, G.C.; CHALANT, J.A.; LOVE, H.A.; STAMOULIS, K.G. Macroeconomic linkages, taxes, and subsidies in the U.S. agricultural sector. **American Journal of Agriculture Economics**, Bekerley, v. 68, n. 2, p. 399-412, 1986.

ROE, T.; SHANE, M.; SOMWARU, A. **Exchange rates, foreign income and U.S. agriculture**. Minneapolis: University of Minnesota, 2004. 21 p.

SAYAD, J. Inflação e agricultura. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 2, p. 1-31, 1979.

SHAFFER, J.E.; LOOPESKO, B.E. Floating exchange rates after ten years. **Brooking Papers on Economic Activity**, New York, v. 1, n.1, p. 1-70, 1983. Disponível em:
<<http://links.jstor.org/sici?sici=0007-2303%281983%291983%3A1%3C1%3AFERATY%3E2.0.CO%3B2-Z&size=LARGE&origin=JSTOR-enlargePage>>. Acesso em: 10 fev. 2006.

ANEXOS

ANEXO A - AUTO CORRELAÇÃO E CORRELAÇÃO PARCIAL

Figura 23 – Função de autocorrelação parcial PIB

Figura 24 – Função de autocorrelação do PIB

Tabela 47 – Defasagens PIB– Critérios: Akaike, Schwarz

defasagens	akaike	schwarz
1	-185,744	-177,332
2	-212,216	-201,000
3	-210,435	-196,415
4	-219,563	-202,738
5	-221,228	-201,600
6	-234,955	-212,523
7	-232,986	-207,750
8	-231,836	-203,796
9	-247,154	-216,309
10	-257,758	-224,110
11	-265,442	-228,990
12	-263,687	-224,431
13	-312,156	-270,096
14	-310,504	-265,639
15	-308,677	-261,009
16	-307,788	-257,315
17	-306,641	-253,365
18	-309,353	-253,272
19	-311,964	-253,080
20	-309,993	-248,305

Gráfico – 3,9,11,12,13,14

Akaike –13

Schwarz – 13

Figura 25 – Função de autocorrelação parcial juros

Figura 26 – Função de autocorrelação do juros

Tabela 48 – Defasagens Gráfico – 1,2, 19

defasagens	akaike	schwarz
1	-612,049	-603,637
2	-610,915	-599,699
3	-608,929	-594,909
4	-607,418	-590,594
5	-606,827	-587,199
6	-604,842	-582,409
7	-603,180	-577,944
8	-601,730	-573,690
9	-599,735	-568,890
10	-599,384	-565,736
11	-597,707	-561,255
12	-596,830	-557,573
13	-595,299	-553,238
14	-593,431	-548,567
15	-591,526	-543,858
16	-591,451	-540,979
17	-591,466	-538,190
18	-595,801	-539,721
19	-594,631	-535,746
20	-592,915	-531,226

Akaike –1

Schwarz – 1

Taxa de Juros – Critérios: Akaike, Schwarz.

Figura 27 – Função de autocorrelação parcial câmbio

Figura 28 – Função de autocorrelação do câmbio

Tabela 49 - Defasagens Taxa de Câmbio – Critérios: Akaike, Schwarz.

defasagens	akaike	schwarz
1	-180,056	-171,644
2	-191,971	-180,755
3	-195,988	-181,968
4	-194,021	-177,197
5	-193,728	-174,100
6	-191,730	-169,298
7	-190,462	-165,226
8	-188,488	-160,448
9	-186,511	-155,666
10	-185,134	-151,485
11	-184,285	-147,833
12	-182,510	-143,253
13	-180,536	-138,475
14	-179,430	-134,566
15	-177,622	-129,953
16	-176,717	-126,245
17	-174,721	-121,444
18	-172,804	-116,724
19	-171,702	-112,818
20	-170,025	-108,336

Gráfico –1,2,3

Akaike –3

Schwarz – 3

Figura 29 – Função de autocorrelação parcial da soja

Figura 30 – Função de autocorrelação da soja

Tabela 50 - Defasagens Soja – Critérios: Akaike, Schwarz.

defasagens	akaike	schwarz
1	-110,679	-102,267
2	-134,157	-122,940
3	-132,503	-118,483
4	-130,904	-114,080
5	-128,938	-109,310
6	-126,987	-104,555
7	-125,859	-100,623
8	-124,493	-96,452
9	-125,092	-94,248
10	-123,171	-89,522
11	-121,363	-84,910
12	-119,438	-80,182
13	-120,616	-78,556
14	-118,628	-73,763
15	-117,436	-69,767
16	-117,340	-66,868
17	-115,400	-62,124
18	-113,731	-57,651
19	-113,998	-55,114
20	-113,665	-51,976

Gráfico – 1,2,3

Akaike – 2

Schwarz – 2

Figura 31 – Função de autocorrelação parcial do milho

Figura 32 – Função de autocorrelação do milho

Gráfico – 1,2,3,12

defasagens	akaike	schwarz
1	-139,732	-131,320
2	-157,618	-146,402
3	-162,852	-148,832
4	-161,657	-144,833
5	-159,657	-140,029
6	-158,520	-136,088
7	-156,544	-131,308
8	-154,585	-126,544
9	-154,769	-123,925
10	-155,374	-121,726
11	-155,844	-119,392
12	-154,278	-115,022
13	-154,999	-112,938
14	-155,492	-110,627
15	-153,642	-105,974
16	-151,649	-101,177
17	-151,324	-98,048
18	-149,347	-93,266
19	-149,394	-90,509
20	-147,419	-85,730

Akaike – 3

Schwarz – 3

Tabela 51 - Defasagens Milho – Critérios: Akaike, Schwarz

**ANEXO B - VETORES AUTO-REGRESSIVOS CALCULADOS COM OUTRA ORDEM
DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS (TAXA DE CÂMBIO ANTES DA
TAXA DE JUROS)**

Modelo para o preço da soja:

Tabela 52 - Estrutura da matriz A_0 para o modelo de preços da soja

	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço da soja
Taxa de câmbio	1	0	0	0
Taxa de juros	G21	1	0	0
PIB	G31	G32	1	0
Preço da soja	G41	G42	G43	1

Tabela 53 - Coeficientes estimados para a matriz A_0 : modelo dos preços da soja

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística T	Nível de significância
1. G21	0,037696	0,016111	2,33979	0,019294
2. G31	0,040092	0,094372	0,42483	0,670957
3. G32	-0,42275	0,494723	-0,85452	0,392815
4. G41	-0,39723	0,123746	-3,21006	0,001327
5. G42	1,535118	0,619043	2,47982	0,013145
6. G43	-0,03341	0,106517	-0,31369	0,753755

Tabela 54 - Elasticidades de impulso sobre o preço da soja

Choques em				
mês	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço da soja
1	0,453	-1,521	0,03341	1,00000
2	0,784	-2,476	0,03390	1,33660
3	0,920	-2,781	0,01477	1,38695
4	0,888	-2,733	0,02049	1,32063
5	0,794	-2,533	0,04224	1,21487
6	0,703	-2,297	0,05128	1,10203
7	0,632	-2,065	0,04393	0,99272
8	0,571	-1,850	0,03323	0,89022
9	0,513	-1,657	0,02765	0,79621
10	0,458	-1,482	0,02611	0,71147
11	0,408	-1,326	0,02479	0,63572
12	0,364	-1,185	0,02232	0,56805

Figura – 33 – Elasticidades sobre o preço da soja

Tabela 55 - Decomposição da variância do erro de previsão do preço da soja

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço da soja
1	0,050982607	10,0	3,9	0,1	86,1
2	0,087413408	13,5	4,8	0,0	81,6
3	0,115535905	15,7	5,3	0,0	79,0
4	0,136279866	16,7	5,5	0,0	77,8
5	0,151498348	16,9	5,7	0,0	77,3
6	0,162869474	17,0	5,8	0,0	77,2
7	0,171532800	17,0	5,9	0,0	77,1
8	0,178208938	17,1	5,9	0,0	77,0
9	0,183382572	17,1	5,9	0,0	76,9
10	0,187410400	17,1	5,9	0,0	76,9
11	0,190563011	17,2	6,0	0,1	76,8
12	0,193042752	17,2	6,0	0,1	76,8

Tabela 56 - Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de juros.

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço da soja
1	0,006730102	4,0	96,0	0,0	0,0
2	0,008924530	25,5	74,1	0,4	0,0
3	0,009708114	28,0	71,6	0,3	0,1
4	0,009932988	27,9	71,4	0,5	0,2
5	0,010037011	27,5	71,2	0,7	0,6
6	0,010108234	27,3	70,8	0,8	1,1
7	0,010169565	27,3	70,3	0,7	1,7
8	0,010220259	27,3	69,7	0,7	2,2
9	0,010259364	27,3	69,3	0,7	2,7
10	0,010290406	27,2	69,0	0,7	3,0
11	0,010315845	27,2	68,7	0,7	3,4
12	0,010336743	27,2	68,5	0,7	3,7

Tabela 57 - Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de câmbio

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço da soja
1	0,03549691	100,0	0,0	0,0	0,0
2	0,03840761	97,3	0,1	2,5	0,0
3	0,03860563	96,8	0,5	2,6	0,2
4	0,03947266	95,4	0,8	3,5	0,3
5	0,03969981	95,0	1,0	3,6	0,4
6	0,03975403	94,8	1,0	3,7	0,5
7	0,03980955	94,5	1,1	3,8	0,6
8	0,03984464	94,4	1,1	3,8	0,7
9	0,03988075	94,3	1,1	3,8	0,8
10	0,03990711	94,2	1,1	3,8	0,9
11	0,03992511	94,1	1,1	3,8	1,0
12	0,03993956	94,0	1,1	3,8	1,0

Tabela 58 - Decomposição da variância do erro de previsão do PIB

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço da soja
1	0,03849229	0,3	0,5	99,2	0,0
2	0,04079398	1,5	0,5	97,1	0,9
3	0,04157485	1,6	1,3	95,9	1,1
4	0,04229118	1,7	1,8	95,4	1,1
5	0,04239983	1,8	2,1	95,0	1,2
6	0,04255055	2,1	2,1	94,5	1,3
7	0,04261226	2,2	2,2	94,2	1,4
8	0,04264013	2,2	2,2	94,1	1,5
9	0,04266718	2,2	2,2	94,0	1,6
10	0,04269048	2,2	2,2	93,9	1,7
11	0,04271118	2,2	2,2	93,8	1,7
12	0,04272705	2,2	2,2	93,8	1,8

Modelo para o preço do milho

Tabela 59 - Estrutura da matriz A_0 para o modelo de preços do milho

	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço do milho
Taxa de câmbio	1	0	0	0
Taxa de juros	G21	1	0	0
PIB	G31	G32	1	0
Preço da soja	G41	G42	G43	1

Tabela 60 - Coeficientes estimados para a matriz A_0 : modelo dos preços do milho

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística - T	Nível de Significância
1. G21	0,035544	0,015930	2,231280	0,025662
2. G31	0,040852	0,094786	0,430990	0,666473
3. G32	-0,534813	0,497829	-1,074290	0,282693
4. G41	0,019835	0,110125	0,180110	0,857063
5. G42	1,574648	0,571702	2,754310	0,005882
6. G43	-0,075203	0,099461	-0,756100	0,449589

Tabela 61 - Elasticidades de impulso sobre o preço do milho

Choques em				
mês	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço do milho
1	0,031633	-1,534429	0,075203	1,000000
2	0,128463	-2,355413	0,241227	1,224859
3	0,247409	-2,896206	0,142515	1,200756
4	0,333094	-3,029484	0,019443	1,083770
5	0,329271	-2,983430	-0,008200	0,940314
6	0,283249	-2,824299	0,020975	0,804471
7	0,242739	-2,598701	0,040177	0,685550
8	0,218136	-2,336328	0,034674	0,581741
9	0,197708	-2,064242	0,022227	0,490399
10	0,173730	-1,800706	0,016111	0,410816
11	0,148028	-1,555398	0,015541	0,342758
12	0,124871	-1,332419	0,015243	0,285270

Figura 34 – Elasticidades de impulso sobre o preço do milho

Tabela 62 - Decomposição da variância do erro de previsão do preço do milho

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço do milho
1	0,045406	0,1	5,0	0,4	94,6
2	0,073039	0,4	6,4	1,8	91,4
3	0,092830	1,1	8,2	1,4	89,2
4	0,106987	2,1	9,7	1,1	87,2
5	0,117019	2,7	10,9	0,9	85,4
6	0,124111	3,1	12,0	0,8	84,1
7	0,129189	3,3	12,8	0,8	83,2
8	0,132848	3,4	13,5	0,7	82,4
9	0,135472	3,6	13,9	0,7	81,8
10	0,137335	3,7	14,3	0,7	81,3
11	0,138647	3,8	14,6	0,7	81,0
12	0,139567	3,8	14,8	0,7	80,7

Tabela 63 - Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de câmbio

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço do milho
1	0,035405	100,0	0,0	0,0	0,0
2	0,038345	97,1	0,2	2,7	0,0
3	0,038542	96,6	0,5	2,7	0,2
4	0,039415	95,1	0,9	3,5	0,5
5	0,039656	94,4	1,1	3,6	0,9
6	0,039756	93,9	1,3	3,7	1,1
7	0,039837	93,6	1,4	3,8	1,3
8	0,039880	93,4	1,4	3,8	1,4
9	0,039916	93,2	1,5	3,8	1,5
10	0,039937	93,2	1,5	3,8	1,6
11	0,039950	93,1	1,5	3,8	1,6
12	0,0399593	93,1	1,6	3,8	1,6

Tabela 64 - Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de juros

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço do milho
1	0,006715	3,5	96,5	0,0	0,0
2	0,009004	23,5	74,6	0,4	1,5
3	0,009891	24,4	72,7	0,3	2,6
4	0,010176	23,8	72,8	0,4	3,0
5	0,010292	23,3	73,1	0,5	3,1
6	0,010344	23,2	73,2	0,5	3,2
7	0,010370	23,2	73,2	0,5	3,1
8	0,010382	23,2	73,2	0,5	3,1
9	0,010387	23,2	73,2	0,5	3,1
10	0,010389	23,2	73,2	0,5	3,1
11	0,010390	23,2	73,2	0,5	3,2
12	0,010390	23,2	73,2	0,5	3,2

Tabela 65 - Decomposição da variância do erro de previsão do PIB

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço do milho
1	0,038644	0,3	0,8	98,9	0,0
2	0,040821	1,6	0,8	97,2	0,3
3	0,041568	1,7	1,7	96,3	0,3
4	0,042365	1,8	2,2	95,6	0,5
5	0,042513	1,8	2,5	94,9	0,7
6	0,042665	2,0	2,6	94,5	0,9
7	0,042720	2,1	2,7	94,3	0,9
8	0,042737	2,1	2,7	94,2	1,0
9	0,042751	2,1	2,8	94,2	1,0
10	0,042759	2,1	2,8	94,1	1,0
11	0,042764	2,1	2,8	94,1	1,0
12	0,042767	2,1	2,8	94,1	1,0

Modelo para grãos 1

Tabela 66 - Estrutura da matriz A_0 para o modelo de preços dos grãos 1

	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço da soja	Preço do milho
Taxa de câmbio	1	0	0	0	0
Taxa de juros	G21	1	0	0	0
PIB	G31	G32	1	0	0
Preço da soja	G41	G42	G43	1	0
Preço do milho	G51	G52	G53	G54	1

Tabela 67 - Coeficientes estimados para a matriz A_0 : modelo dos preços dos grãos 1

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística - T	Nível de Significância
1. G21	0,03672	0,01601	2,29404	0,02179
2. G31	0,04208	0,09443	0,44561	0,65588
3. G32	-0,48039	0,51039	-0,94121	0,34660
4. G41	-0,39490	0,11845	-3,33399	0,00086
5. G42	1,37490	0,62367	2,20455	0,02749
6. G43	-0,02458	0,10496	-0,23413	0,81488
7. G51	0,07995	0,11001	0,72677	0,46737
8. G52	1,37827	0,58458	2,35772	0,01839
9. G53	-0,05649	0,09694	-0,58276	0,56006
10. G54	-0,16092	0,08134	-1,97847	0,04788

Tabela 68 - Elasticidades de impulso sobre o preço do milho

Mês	Choques em				
	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço da soja	Preço do milho
1	0,038716	-1,570481	0,060447	0,160922	1,000000
2	0,147452	-2,351495	0,221993	0,308423	1,176724
3	0,272498	-2,782570	0,121610	0,390008	1,130429
4	0,365969	-2,814959	-0,000908	0,406526	1,006635
5	0,374442	-2,699186	-0,029844	0,391002	0,856896
6	0,339197	-2,501399	-0,003513	0,367875	0,711661
7	0,305030	-2,257392	0,014896	0,346341	0,582320
8	0,283222	-1,992003	0,011103	0,325773	0,470222
9	0,264384	-1,729196	0,001060	0,304552	0,373864
10	0,241770	-1,484036	-0,003269	0,282932	0,292017
11	0,216828	-1,262419	-0,002579	0,261894	0,223640
12	0,193305	-1,065231	-0,001593	0,241873	0,167335

Figura 35 - Elasticidades sobre o preço do milho

Tabela 69 - Decomposição da variância do erro de previsão do preço do milho

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço da soja	Preço do milho
1	0,04486	0,1	5,2	0,3	2,8	91,6
2	0,07147	0,6	6,6	1,5	5,2	86,1
3	0,09078	1,5	8,0	1,2	7,3	82,0
4	0,10476	2,6	9,1	0,9	8,8	78,6
5	0,11467	3,5	9,9	0,8	9,9	75,9
6	0,12161	4,1	10,6	0,7	10,8	73,8
7	0,12653	4,5	11,1	0,6	11,7	72,1
8	0,13007	4,9	11,5	0,6	12,4	70,6
9	0,13265	5,2	11,8	0,6	13,1	69,4
10	0,13452	5,4	12,0	0,6	13,7	68,3
11	0,13588	5,7	12,1	0,5	14,3	67,4
12	0,13689	5,8	12,2	0,5	14,7	66,7

Tabela 70 - Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de juros

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço da soja	Preço do milho
1	0,00661	3,9	96,1	0,0	0,0	0,0
2	0,00887	25,3	72,6	0,3	0,1	1,7
3	0,00967	27,2	70,2	0,3	0,1	2,2
4	0,00990	27,0	70,2	0,3	0,3	2,2
5	0,01000	26,7	70,0	0,4	0,7	2,2
6	0,01007	26,6	69,6	0,4	1,3	2,2
7	0,01013	26,6	68,9	0,4	1,9	2,3
8	0,01018	26,5	68,3	0,4	2,4	2,4
9	0,01023	26,5	67,8	0,4	2,8	2,5
10	0,01026	26,4	67,4	0,4	3,2	2,6
11	0,01029	26,3	67,0	0,4	3,5	2,7
12	0,01031	26,2	66,7	0,4	3,7	2,9

Tabela 71 - Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de câmbio

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço da soja	Preço do milho
1	0,03536	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	0,03827	97,1	0,2	2,6	0,0	0,0
3	0,03847	96,6	0,5	2,7	0,2	0,1
4	0,03935	95,1	0,7	3,5	0,3	0,3
5	0,03959	94,6	0,9	3,6	0,3	0,6
6	0,03967	94,2	1,0	3,7	0,4	0,7
7	0,03974	93,8	1,1	3,8	0,5	0,8
8	0,03979	93,6	1,2	3,7	0,6	0,9
9	0,03983	93,5	1,2	3,7	0,7	0,9
10	0,03986	93,4	1,2	3,7	0,8	0,9
11	0,03988	93,3	1,2	3,7	0,8	0,9
12	0,03990	93,3	1,2	3,7	0,9	0,9

Tabela 72 - Decomposição da variância do erro de previsão do PIB

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço da soja	Preço do milho
1	0,03845	0,3	0,7	99,0	0,0	0,0
2	0,04073	1,6	0,6	96,9	0,8	0,1
3	0,04151	1,7	1,3	95,8	1,0	0,1
4	0,04224	1,7	1,8	95,3	1,0	0,2
5	0,04237	1,8	2,0	94,8	1,1	0,3
6	0,04253	2,0	2,1	94,3	1,2	0,4
7	0,04260	2,2	2,2	94,0	1,3	0,4
8	0,04263	2,2	2,2	93,9	1,4	0,4
9	0,04266	2,2	2,2	93,8	1,5	0,4
10	0,04269	2,2	2,2	93,7	1,5	0,4
11	0,04271	2,2	2,2	93,6	1,6	0,4
12	0,04272	2,2	2,2	93,5	1,6	0,4

Tabela 73 - Decomposição da variância do erro de previsão do preço da soja

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço da soja	Preço do milho
1	0,05030	9,7	3,1	0,0	87,1	0,0
2	0,08581	13,4	4,1	0,0	81,8	0,6
3	0,11342	15,3	4,7	0,0	78,9	1,1
4	0,13397	16,0	5,1	0,0	77,8	1,2
5	0,14917	16,3	5,2	0,0	77,4	1,1
6	0,16055	16,4	5,3	0,0	77,3	1,0
7	0,16921	16,5	5,3	0,0	77,3	0,9
8	0,17588	16,6	5,3	0,0	77,3	0,9
9	0,18107	16,6	5,2	0,0	77,3	0,9
10	0,18512	16,6	5,1	0,0	77,2	1,0
11	0,18832	16,6	5,0	0,0	77,2	1,2
12	0,19087	16,5	4,9	0,0	77,1	1,4

Modelo para grãos 2Tabela 74 - Estrutura da matriz A_0 para o modelo de preços dos grãos 2

	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço do milho	Preço da soja
Taxa de câmbio	1	0	0	0	0
Taxa de juros	G21	1	0	0	0
PIB	G31	G32	1	0	0
Preço do milho	G41	G42	G43	1	0
Preço da soja	G51	G52	G53	G54	1

Tabela 75 - Coeficientes estimados para a matriz A_0 : modelo dos preços dos grãos 2

Variável	Coeficiente	Desvio-padrão	Estatística - T	Nível de Significância
1. G21	0,03672	0,01628	2,25481	0,02415
2. G31	0,04208	0,09496	0,44310	0,65769
3. G32	-0,48039	0,51333	-0,93583	0,34936
4. G41	0,01641	0,10836	0,15141	0,87965
5. G42	1,59952	0,58722	2,72387	0,00645
6. G43	-0,06045	0,09838	-0,61444	0,53892
7. G51	-0,39796	0,11661	-3,41285	0,00064
8. G52	1,07642	0,62976	1,70925	0,08740
9. G53	-0,01330	0,10420	-0,12760	0,89847
10. G54	-0,18661	0,09320	-2,00214	0,04527

Tabela 76 - Elasticidades de impulso sobre o preço da soja

Mês	Choques em				
	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço do milho	Preço da soja
1	0,44392	-1,36310	0,02458	0,18661	1,00000
2	0,76997	-2,30452	0,01381	0,40103	1,29034
3	0,88296	-2,68549	-0,01398	0,47231	1,33251
4	0,85182	-2,68067	-0,02874	0,43785	1,28099
5	0,77413	-2,47790	-0,02857	0,35319	1,19535
6	0,69784	-2,19863	-0,02811	0,25595	1,09986
7	0,63028	-1,89708	-0,03118	0,16440	1,00402
8	0,56594	-1,59915	-0,03320	0,08516	0,91191
9	0,50275	-1,31947	-0,03177	0,01984	0,82553
10	0,44288	-1,06638	-0,02861	-0,03198	0,74566
11	0,38864	-0,84366	-0,02594	-0,07167	0,67224
12	0,34048	-0,65202	-0,02418	-0,10098	0,60483

Figura 36 – Elasticidades sobre o preço da soja

Tabela 77 - Decomposição da variância do erro de previsão do preço da soja

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço do milho	Preço da soja
1	0,05030	9,7	3,1	0,0	2,6	84,5
2	0,08581	13,4	4,1	0,0	5,1	77,4
3	0,11342	15,3	4,7	0,0	6,2	73,8
4	0,13397	16,0	5,1	0,0	6,5	72,5
5	0,14917	16,3	5,2	0,0	6,3	72,2
6	0,16055	16,4	5,3	0,0	5,9	72,4
7	0,16921	16,5	5,3	0,0	5,5	72,7
8	0,17588	16,6	5,3	0,0	5,1	73,0
9	0,18107	16,6	5,2	0,0	4,8	73,3
10	0,18512	16,6	5,1	0,0	4,6	73,6
11	0,18832	16,6	5,0	0,0	4,5	73,9
12	0,19087	16,5	4,9	0,0	4,4	74,1

Tabela 78 - Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de juros

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço do milho	Preço da soja
1	0,00661	3,9	96,1	0,0	0,0	0,0
2	0,00887	25,3	72,6	0,3	1,5	0,3
3	0,00967	27,2	70,2	0,3	2,0	0,2
4	0,00990	27,0	70,2	0,3	2,2	0,4
5	0,01000	26,7	70,0	0,4	2,1	0,8
6	0,01007	26,6	69,6	0,4	2,1	1,4
7	0,01013	26,6	68,9	0,4	2,1	2,0
8	0,01018	26,5	68,3	0,4	2,1	2,6
9	0,01023	26,5	67,8	0,4	2,2	3,1
10	0,01026	26,4	67,4	0,4	2,2	3,5
11	0,01029	26,3	67,0	0,4	2,3	3,9
12	0,01031	26,2	66,7	0,4	2,4	4,2

Tabela 79 - Decomposição da variância do erro de previsão da taxa de câmbio

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço do milho	Preço da soja
1	0,03536	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0
2	0,03827	97,1	0,2	2,6	0,0	0,0
3	0,03847	96,6	0,5	2,7	0,1	0,1
4	0,03935	95,1	0,7	3,5	0,4	0,2
5	0,03959	94,6	0,9	3,6	0,7	0,2
6	0,03967	94,2	1,0	3,7	0,9	0,2
7	0,03974	93,8	1,1	3,8	1,0	0,3
8	0,03979	93,6	1,2	3,7	1,1	0,4
9	0,03983	93,5	1,2	3,7	1,1	0,5
10	0,03986	93,4	1,2	3,7	1,1	0,5
11	0,03988	93,3	1,2	3,7	1,2	0,6
12	0,03990	93,3	1,2	3,7	1,2	0,6

Tabela 80 - Decomposição da variância do erro de previsão do PIB

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço do milho	Preço da soja
1	0,03845	0,3	0,7	99,0	0,0	0,0
2	0,04073	1,6	0,6	96,9	0,2	0,7
3	0,04151	1,7	1,3	95,8	0,2	0,9
4	0,04224	1,7	1,8	95,3	0,3	0,9
5	0,04237	1,8	2,0	94,8	0,5	0,9
6	0,04253	2,0	2,1	94,3	0,6	1,0
7	0,04260	2,2	2,2	94,0	0,6	1,1
8	0,04263	2,2	2,2	93,9	0,6	1,1
9	0,04266	2,2	2,2	93,8	0,6	1,2
10	0,04269	2,2	2,2	93,7	0,6	1,3
11	0,04271	2,2	2,2	93,6	0,6	1,3
12	0,04272	2,2	2,2	93,5	0,6	1,4

Tabela 81 - Decomposição da variância do erro de previsão do preço do milho

Mês	Desvio-padrão	Taxa de câmbio	Taxa de juros	PIB	Preço do milho	Preço da soja
1	0,04486	0,1	5,2	0,3	94,5	0,0
2	0,07147	0,6	6,6	1,5	90,7	0,6
3	0,09078	1,5	8,0	1,2	87,8	1,5
4	0,10476	2,6	9,1	0,9	85,1	2,3
5	0,11467	3,5	9,9	0,8	82,9	3,0
6	0,12161	4,1	10,6	0,7	81,1	3,6
7	0,12653	4,5	11,1	0,6	79,6	4,1
8	0,13007	4,9	11,5	0,6	78,3	4,7
9	0,13265	5,2	11,8	0,6	77,2	5,2
10	0,13452	5,4	12,0	0,6	76,3	5,8
11	0,13588	5,7	12,1	0,5	75,5	6,2
12	0,13689	5,8	12,2	0,5	74,8	6,7

ANEXO C - EVOLUÇÃO DAS VARIÁVEIS NO PERÍODO DA ANÁLISE ECONOMÉTRICA

Figura 37– Produto Interno Bruto anual – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do BACEN (2007)

Figura 38 – Taxa de Juros deslocada – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do BACEN (2007)

Figura 39 – Taxa de câmbio real – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do IPEA e do U.S. Department of Labor (2007)

Figura 40 – Preço real do kg do milho – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do IPEA (2007)

Figura 41 – Preço real do kg de soja de janeiro – 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do IPEA (2007)

Figura 42 – Preço real do preço do kg de soja de exportação – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do IPEA e do ALICE Web (2007)

Figura 43 – PIB versus taxa de juros – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do BACEN (2007)

Figura 44 – PIB versus taxa de câmbio – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do BACEN e U.S. Department of Labor (2007)

Figura 45 – PIB versus preço do milho – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do BACEN e do IPEA (2007)

Figura 46– PIB versus preço da soja – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do BACEN e do IPEA (2007)

Figura 47– PIB versus preço de exportação da soja – janeiro de 1995 a dezembro de 2006
 Fonte: elaborada com dados do BACEN e do IPEA (2007)

Figura 48 – Taxa de juros versus taxa de câmbio – janeiro de 1995 a dezembro de 2006
 Fonte: elaborada com dados do BACEN e do IPEA (2007)

Figura 49 – Taxa de juros versus preço do milho – janeiro de 1995 a dezembro de 2006
 Fonte: elaborada com dados do BACEN e do IPEA (2007)

Figura 50 – Taxa de juros versus preço da soja – janeiro de 1995 a dezembro de 2006
 Fonte: elaborada com dados do BACEN e do IPEA (2007)

Figura 51 – Taxa de juros versus preço de exportação da soja – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do BACEN e do IPEA (2007)

Figura 52 – Taxa de câmbio versus preço do milho – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do BACEN, do U.S. Department of Labor e do IPEA (2007)

Figura 53 – Taxa de câmbio versus preço da soja – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do BACEN, do U.S. Department of Labor e do IPEA (2007)

Figura 54 – Taxa de câmbio versus preço de exportação da soja – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do BACEN, do U.S. Department of Labor e do ALICE Web (2007)

Figura 55 – Preço do milho versus preço da soja – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do IPEA (2007)

Figura 56 – Preço do milho versus preço de exportação da soja – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do IPEA e do ALICE Web (2007)

Figura 57 – Preço da soja versus preço de exportação da soja – janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Fonte: elaborada com dados do IPEA e do ALICE Web (2007)