

**POLÍTICAS MACROECONÔMICAS, AGRICULTURA E COMÉRCIO DE
PRODUTOS AGRÍCOLAS: O CASO DO BRASIL E URUGUAI.**

ALFREDO EDUARDO PICERNO PONGIBOVE
Engenheiro Agrônomo

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

Tese apresentada à Escola Superior de
Agricultura "Luiz de Queiroz", da
Universidade de São Paulo, para obtenção do
título de Doutor em Ciências. Área de
concentração: Economia Aplicada

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
Agosto - 1996

Dados internacionais de catalogação na Publicação (CIP)
DIVISÃO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO - Campus "Luiz de Queiroz"/ USP

Picerno Pongibove, Alfredo Eduardo.

Políticas macroeconômicas, agricultura e comércio de produtos agrícolas: o caso do Brasil e Uruguai / Alfredo Eduardo Picerno Pongibove. - Piracicaba, 1996.

181 p. : il

Tese (doutorado) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 1996.

Bibliografia.

1. Comercialização agrícola - Brasil - Uruguai 2. ~~Macro~~economia - Brasil - Uruguai
3. Política agrícola - Brasil - Uruguai I. Título

CDD 338.14

333.72

AGRADECIMENTOS

Esta tese representa o fim de um longo período de esforços. Corresponde portanto expressar meu agradecimento a aquelas pessoas e instituições sem cuja ajuda eu não poderia ter completado o Programa de Doutorado em Economia Aplicada do Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ-USP.

Em primeiro lugar agradeço a Martín Dabezies, cujo apoio e entusiasmo foram determinantes para que eu encara-se meu Programa de Pós-Graduação na ESALQ.

A Food Agricultural Organization (FAO), através do Projeto URU-FAO/083, financiou meus dois primeiros anos de estudo; o Fundo Ryoichi Sasakawa de Bolsas para Líderes Jovens outorgou-me uma bolsa de estudos no período 1992-93. Às duas instituições meu reconhecimento pelo seu respaldo.

Agradeço a Eduardo Errea quem, com a grandeza que o caracteriza, cuidou dos meus assuntos em Montevideu e foi sempre ponto de apoio durante minha permanência em Piracicaba.

Meu reconhecimento aos Profs. Drs. Fernando Curi Peres e Paulo Fernando Cidade de Araújo por ter-me estimulado e apoiado na transferência ao Programa de Doutorado.

Meu agradecimento aos Profs. Drs. Carlos José C. Bacha e Heloísa Lee Burnquist pelos comentários, críticas e sugestões feitos no Exame Geral de Qualificação e na Minibanca.

A Mirian Rumenos Piedade Bacchi muito agradeço sua valiosa e decisiva colaboração nos momentos finais deste trabalho.

Aos professores, funcionários e colegas do Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ reconheço o apoio que sempre me brindaram.

Agradeço, especialmente, ao Prof. Dr. Geraldo Sant'ana de Camargo Barros quem sempre me deu seu incondicional apoio e me dirigiu na direção certa. Dele aprendi, dentro o fora da sala de aulas, muitas das coisas, da Economia e da vida, que levo comigo.

Deverei sempre a Elisa, Lucía e Marta a paciência e o carinho que me deram o tempo e a força para fazer o trabalho.

SUMÁRIO

| | Página |
|---|--------|
| LISTA DE GRÁFICOS..... | vii |
| LISTA DE TABELAS..... | ix |
| RESUMO..... | xii |
| SUMMARY..... | xiv |
| APRESENTAÇÃO..... | 1 |
| CAPITULO I PROBLEMA OBJETO DE ESTUDO..... | 3 |
| I.1. Antecedentes..... | 3 |
| I.2. Definição do problema..... | 13 |
| I.3. Objetivos..... | 16 |
| 3.1. Objetivo geral..... | 16 |
| 3.2. Objetivos específicos..... | 17 |
| CAPITULO II MODELAGEM TEÓRICA..... | 19 |
| II.1. Introdução..... | 19 |
| II.2. Modelo nacional..... | 21 |
| 2.1. Descrição do modelo..... | 21 |
| 2.2. Análise estática comparativa..... | 25 |
| II.3. Modelo conjunto..... | 35 |
| 3.1. Introdução..... | 35 |
| 3.2. Descrição do modelo..... | 36 |
| 3.3. Análise estática comparativa..... | 41 |

| | |
|---|-----|
| CAPITULO III PROCEDIMENTOS E DADOS..... | 53 |
| III.1. Introdução..... | 53 |
| III.2. Modelos de autoregressão vetorial..... | 54 |
| 2.1. Aspectos gerais..... | 54 |
| 2.2. Elasticidades de impulso..... | 58 |
| 2.3. Decomposição da variância dos erros da previsão..... | 60 |
| 2.4. Modelo VAR identificável..... | 61 |
| 2.5. Não estacionariedade, co-integração e modelo de correção de erro..... | 63 |
| 2.5.1. Introdução..... | 63 |
| 2.5.2. Testes para verificar a ordem de integração de uma série..... | 66 |
| 2.5.3. Co-integração e modelo de correção de erro..... | 69 |
| III.3 Aspectos empíricos da modelagem..... | 71 |
| 3.1. Aspectos gerais..... | 71 |
| 3.1.1. Período compreendido pela pesquisa..... | 71 |
| 3.1.2. Origem dos dados básicos..... | 72 |
| 3.1.3. Periodicidade dos dados para as análises..... | 72 |
| 3.1.4. Nível de referência dos preços..... | 74 |
| 3.1.5. Numero de defasagens consideradas nos modelos VAR..... | 73 |
| 3.1.6. Transformação das variáveis..... | 74 |
| 3.2. Escolha das variáveis, determinação da sua ordem de recursividade e das restrições na matriz A_0 | 74 |
| 3.2.1. Modelos nacionais..... | 75 |
| 3.2.2. Modelos conjuntos..... | 79 |
| 3.2.2.1. Modelos conjuntos com variáveis internacionais..... | 80 |
| 3.2.2.1. Modelos conjuntos sem variáveis internacionais..... | 83 |
| CAPITULO IV EVOLUÇÃO DAS PRINCIPAIS VARIÁVEIS ECONÔMICAS NO PERÍODO EM ESTUDO..... | 86 |
| IV.1. Variáveis internacionais..... | 86 |
| IV.2. O comércio agrícola uruguaio - brasileiro..... | 90 |
| IV.3. Variáveis domésticas..... | 97 |
| 3.1. Produto..... | 97 |
| 3.2. Moeda..... | 103 |
| 3.3. Preços..... | 105 |

| | |
|---|------------|
| 3.4. Câmbio..... | 107 |
| CAPITULO V RESULTADOS..... | 110 |
| V.1. Introdução..... | 110 |
| V.2. Testes para verificar a estacionariedade das séries..... | 110 |
| V.3. Modelos nacionais..... | 114 |
| 3.1. Brasil..... | 114 |
| 3.1.1. Estimativas dos coeficientes de interação contemporânea..... | 114 |
| 3.1.2. Elasticidades de impulso e decomposição da variância dos erros da previsão..... | 116 |
| 3.1.3. Análise dos resultados..... | 126 |
| 3.2. Uruguai..... | 128 |
| 3.2.1. Estimativas dos coeficientes de interação contemporânea..... | 128 |
| 3.2.2. Elasticidades de impulso e decomposição da variância dos erros da previsão..... | 130 |
| 3.2.3. Análise dos resultados..... | 139 |
| V.4. Modelos conjuntos..... | 140 |
| 4.1. Modelos conjuntos com variáveis internacionais..... | 140 |
| 4.1.1. Estimativas dos coeficientes de interação contemporânea..... | 141 |
| 4.1.2. Elasticidades de impulso e decomposição da variância dos erros da previsão..... | 142 |
| 4.1.3. Análise dos resultados..... | 150 |
| 4.2. Modelos conjuntos sem variáveis internacionais..... | 151 |
| 4.2.1. Estimativas dos coeficientes de interação contemporânea..... | 152 |
| 4.2.2. Elasticidades de impulso e decomposição da variância dos erros da previsão..... | 152 |
| 4.2.3. Análise dos resultados..... | 164 |
| CAPITULO VI RESUMO E CONCLUSÕES..... | 167 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS..... | 172 |

LISTA DE GRÁFICOS

| | Página | |
|----|--|-----|
| 1 | Evolução do índice do preço internacional do petróleo (OP) e dos preços ao atacado nos EUA (Ipmusa) 1975-92 (1980 =100)..... | 89 |
| 2 | Evolução dos índices dos preços internacionais dos alimentos (FOOD) e das matérias primas agrícolas (AMR) 1975-92 (1980 =100)..... | 90 |
| 3 | Comércio uruguaio brasileiro de produtos agrícolas 1975-1992 (milhões US\$/ano)..... | 92 |
| 4 | Brasil e Uruguai: evolução anual do PIB 1975-1992 (em moeda local constante 1975=100)..... | 98 |
| 5 | Brasil e Uruguai: evolução de M1 a preços constantes 1975-1992 (1980=100)..... | 103 |
| 6 | Brasil e Uruguai: relação M1 / PIB média anual (em %)..... | 104 |
| 7 | Brasil e Uruguai: evolução dos preços agrícolas reais 1975-1992 (1980=100)..... | 106 |
| 8 | Brasil e Uruguai: evolução dos preços agrícolas relativos Uruguai / Brasil 1975-1992 (1980=1)..... | 106 |
| 9 | Brasil e Uruguai: evolução dos preços relativos indústria / agricultura 1975-1992 (1980=1)..... | 107 |
| 10 | Brasil e Uruguai: taxa de variação da taxa de câmbio real nos últimos 12 meses ao fim de cada trimestre (em %)..... | 109 |

| | | |
|----|--|-----|
| 11 | Taxa de variação da taxa de câmbio real relativa Uruguai / Brasil nos últimos 12 meses ao fim de cada trimestre (em %) | 109 |
| 12 | Brasil: elasticidades de impulso | 122 |
| 13 | Uruguai: elasticidades de impulso | 134 |
| 14 | Modelo conjunto com variáveis internacionais: elasticidades de impulso | 147 |
| 15 | Modelo conjunto sem variáveis internacionais: elasticidades de impulso | 160 |

LISTA DE TABELAS

| | Página |
|--|--------|
| 1 Elasticidades dos preços domésticos com respeito a choques nos preços internacionais de produtos agrícolas sob diferentes hipóteses de indexação..... | 27 |
| 2 Elasticidades dos preços domésticos com respeito a choques no nível de preço americano sob diferentes hipóteses de indexação..... | 29 |
| 3 Elasticidades dos preços domésticos com respeito a choques na oferta monetária sob diferentes hipóteses de indexação..... | 31 |
| 4 Elasticidades dos preços domésticos com respeito a choques na taxa cambial sob diferentes hipóteses de indexação..... | 33 |
| 5 Referências das expressões (57) até (64)..... | 44 |
| 6 Elasticidades do preço doméstico do produto agrícola uruguaio de exportação com respeito a choques nas variáveis exógenas sob a hipótese de ausência de indexação..... | 46 |
| 7 Elasticidades do preço doméstico do produto agrícola brasileiro de exportação com respeito a choques nas variáveis exógenas sob a hipótese de ausência de indexação..... | 47 |
| 8 Elasticidades do preço doméstico do produto agrícola uruguaio de exportação com respeito a choques nas variáveis exógenas sob a hipótese de perfeita indexação..... | 49 |
| 9 Elasticidades do preço doméstico do produto agrícola brasileiro de exportação com respeito a choques nas variáveis exógenas sob a hipótese de perfeita indexação..... | 50 |
| 10 Elasticidades do preço doméstico do produto agrícola uruguaio de | |

| | | |
|----|---|-----|
| | exportação com respeito a choques nas variáveis exógenas sob a hipótese de imperfeita indexação..... | 51 |
| 11 | Elasticidades do preço doméstico do produto agrícola brasileiro de exportação com respeito a choques nas variáveis exógenas sob a hipótese de imperfeita indexação..... | 51 |
| 12 | Modelos nacionais: restrições contemporâneas na matriz A_0 | 77 |
| 13 | Modelo conjunto com variáveis internacionais: restrições contemporâneas na matriz A_0 | 82 |
| 14 | Modelo conjunto sem variáveis internacionais: restrições contemporâneas na matriz A_0 | 84 |
| 15 | Evolução das principais variáveis internacionais..... | 87 |
| 16 | Produtos considerados no comércio agrícola uruguaio-brasileiro..... | 91 |
| 17 | Brasil e Uruguai: comércio exterior anual..... | 93 |
| 18 | Brasil e Uruguai: indicadores do comércio exterior..... | 94 |
| 19 | Brasil e Uruguai: indicadores do comércio exterior agrícola..... | 95 |
| 20 | Estrutura segundo produto das exportações agrícolas brasileiras ao Uruguai.. | 96 |
| 21 | Estrutura segundo produto das exportações agrícolas uruguaias ao Brasil..... | 97 |
| 22 | Brasil: taxa de câmbio, moeda, índices de preços e PIB..... | 99 |
| 23 | Uruguai: taxa de câmbio, moeda, índices de preços e PIB..... | 101 |
| 24 | Resultados dos testes da hipótese de raízes unitárias..... | 113 |

| | | |
|----|--|-----|
| 25 | Brasil: estimativas dos coeficientes da matriz A_0 | 116 |
| 26 | Brasil: decomposição da variância dos erros de previsão..... | 118 |
| 27 | Brasil: elasticidades de impulso das variáveis domésticas..... | 121 |
| 28 | Uruguai: estimativas dos coeficientes da matriz A_0 | 129 |
| 29 | Uruguai: decomposição da variância dos erros de previsão..... | 131 |
| 30 | Uruguai: elasticidades de impulso das variáveis domésticas..... | 133 |
| 31 | Modelo conjunto com variáveis internacionais: estimativas dos coeficientes da matriz A_0 | 141 |
| 32 | Modelo conjunto com variáveis internacionais: decomposição da variância dos erros de previsão..... | 144 |
| 33 | Modelo conjunto com variáveis internacionais: elasticidades de impulso das variáveis domésticas..... | 146 |
| 34 | Modelo conjunto sem variáveis internacionais: estimativas dos coeficientes da matriz A_0 | 153 |
| 35 | Modelo conjunto sem variáveis internacionais: decomposição da variância dos erros de previsão..... | 156 |
| 36 | Modelo conjunto sem variáveis internacionais: elasticidades de impulso das variáveis domésticas..... | 158 |

POLÍTICAS MACROECONÔMICAS, AGRICULTURA E COMÉRCIO DE PRODUTOS AGRÍCOLAS: O CASO DO BRASIL E URUGUAI.

Autor: ALFREDO EDUARDO PICERNO PONGIBOVE
Orientador: Prof. Dr. GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS

RESUMO

O objetivo desta pesquisa é avaliar, numa perspectiva dinâmica, a influência de fatores macroeconômicos domésticos e variáveis internacionais sobre as economias brasileira e uruguaia, particularmente, sobre a agricultura destes países e o comércio bilateral de produtos agrícolas. Foram desenvolvidos diferentes modelos teóricos e se estimaram modelos de auto-regressão vetorial (VAR) identificáveis, seguindo a proposta metodológica de impor restrições à matriz de interações contemporâneas. Os modelos VAR foram desenvolvidos para cada uma das duas economias em separado e para as duas conjuntamente. A pesquisa, como estudo de caso, é uma contribuição original para a economia uruguaia e para o caso da relação de duas economias e seus setores agrícolas através do comércio.

Segundo os resultados obtidos para o Brasil, o papel das variáveis internacionais incluídas no modelo na explicação dos termos de troca agricultura/indústria é muito reduzido. O papel mais relevante é cumprido pela taxa de câmbio. Por sua vez, os resultados obtidos no modelo uruguaio evidenciam que os termos de troca domésticos são explicados de maneira relevante pelo conjunto de três variáveis internacionais e, em segundo lugar, pela moeda. O câmbio aparece com um efeito relativamente neutro. Este padrão é claramente diferente do detectado para o caso brasileiro.

Os diferentes resultados obtidos nos dois países poderiam ser associados ao grau de abertura das economias ao exterior e à intensidade das políticas setoriais no

período estudado. Assim, a pesquisa faz contribuição no sentido de identificar, na análise comparada dos resultados dos modelos nacionais, padrões de relação entre as variáveis e de levantar hipóteses sobre sua explicação.

Os resultados dos primeiros modelos conjuntos, que consideram variáveis internacionais e domésticas, evidenciaram a maior importância dos fatores domésticos (quantidade de moeda e taxa de câmbio) na determinação dos fluxos de comércio bilateral agrícola. O segundo tipo de modelo, que considera somente variáveis domésticas, além de confirmar a importância da quantidade de moeda relativa sobre os fluxos de comércio, destacou o decisivo papel que assumem os dois PIB na explicação dos fluxos de comércio. Também a pesquisa, no seu segundo estágio, faz contribuição na medida em que estuda com base em metodologia que enfatiza os aspectos dinâmicos, um problema com escassos antecedentes na literatura.

Do ponto de vista metodológico, os modelos VAR identificáveis mostraram ser ferramentas úteis para a consecução dos objetivos definidos para a pesquisa.

De modo geral, os resultados obtidos evidenciam a necessidade de se pesquisar ainda mais a influência dos fatores macroeconômicos sobre a agricultura dada a relevância dessa questão para esses países. Por outra parte, reafirmam a necessidade de avançar na coordenação das políticas macroeconômicas dos países participantes do MERCOSUL. Confirmam a idéia de que somente economias estáveis nos seus programas macroeconômicos e dinâmicas no seu crescimento podem fornecer um marco adequado para um crescimento sustentado de suas agriculturas.

MACROECONOMICS POLICIES, AGRICULTURAL SECTOR AND TRADE: THE BRAZILIAN AND URUGUAYAN CASE

Author: ALFREDO EDUARDO PICERNO PONGIBOVE

Adviser: Prof. Dr. GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS

SUMMARY

This research was developed with the objective of evaluating, with a major emphasis on dynamic perspective, the influence of macroeconomic domestic factors and international variables on the Brazilian and Uruguayan economies, particularly on their agricultural sector and bilateral trade of agricultural products during the period between 1975 to 1992. The behavior of the principal variables, international shocks and macroeconomic policy instruments were analyzed for both countries in the period of reference. Also the importance, the structure and the evolution of the Uruguayan - Brazilian trade of agricultural products was characterized.

Theoretical models were developed to support the estimation of the identifiable vector autoregression models (VARs). The VARs were estimated imposing restrictions in the contemporaneous matrix of interactions. Three types of models were estimated.

In the first place, models for each of the economies were designed to test the importance of the external effects and the monetary and exchange rate policies in the determination of the industry/agriculture relative prices in both country. The results showed that in Brazil there is not a clear external effect, rather the exchange rate policy has a dominant effect. In Uruguay the exchange rate policy tends to be more neutral, the external effects being relevant.

The second type of models included both international and macroeconomic domestic variables. These models test the effect of both variables on the

relative agricultural prices between the countries, and the bilateral agricultural trade. The results indicated neutrality of the external effects on these variables.

The third type of models included only domestic macroeconomic variables to explain the relative agricultural prices between both countries and the bilateral agriculture trade. In this case, the results showed that trade is more dependent on factors which affects both demands (for example, income) and the Uruguayan supply , than in relative prices and exchange rates.

APRESENTAÇÃO

Este trabalho trata das relações entre variáveis econômicas internacionais e políticas macroeconômicas domésticas no Brasil e no Uruguai, dois países participantes do Mercado Comum do Sul (MERCOSUL). As repercussões dessas relações sobre a agricultura desses países merecem especial atenção neste estudo, assim como os reflexos sobre o comércio bilateral de produtos agrícolas.

O período estudado vai de 1975 a 1992. Este período foi escolhido por ser o que apresentava, no momento inicial de execução da pesquisa, o conjunto completo de informações sobre as variáveis de interesse.

A tese está organizada em seis capítulos.

No primeiro capítulo, faz-se uma apresentação geral do problema objeto de estudo, com particular referência a três aspectos: os principais antecedentes que contribuem para definir o problema a ser abordado na pesquisa; a definição conceptual deste problema e, finalmente, se apresentam elementos que justificam a importância da escolha do problema em questão. Também, apresentam-se no primeiro capítulo os objetivos que guiaram o desenvolvimento da pesquisa, tanto os de caráter geral quanto aqueles específicos.

No segundo capítulo desenvolvem-se os modelos teóricos que apoiam o estudo. Discute-se a especificação concreta dos modelos, tanto do que foi desenvolvido para cada uma das duas economias individualmente consideradas, quanto do modelo conjunto das duas economias.

No terceiro capítulo, realiza-se uma apresentação da metodologia com base na qual foram desenvolvidos os modelos econométricos empregados na pesquisa empírica. Também se discutem os modelos empíricos que foram ajustados, descrevendo-se os procedimentos particulares adotados para a estimação dos modelos e a justificativa destes procedimentos.

No quarto capítulo se faz um breve resumo da evolução econômica geral do Brasil e do Uruguai e das principais variáveis internacionais no período de referência. Para isto se dá conta das características da evolução dos preços internacionais dos alimentos, petróleo, matérias-primas agrícolas, dos preços ao atacado nos Estados Unidos da América (EUA) e das principais variáveis macroeconômicas de ambas as economias entre 1975 e 1992 (Produto Interno Bruto -

CAPITULO I PROBLEMA OBJETO DE ESTUDO

I.1 Antecedentes

Brasil e Uruguai mantêm relações comerciais desde que se constituíram como nações independentes. Este intercâmbio comercial se desenvolveu ao longo do tempo envolvendo uma ampla variedade de produtos, em particular os agrícolas.

O intercâmbio comercial bilateral historicamente teve como instrumentos dinamizadores os acordos obtidos no âmbito da ALALC (Associação Latino-Americana de Livre Comércio) transformada depois na ALADI (Associação Latino-Americana de Integração) (ZEBALLOS, 1986; KAPLAN, 1987). Neste aspecto institucional, teve um papel muito significativo o Acordo entre os dois países, chamado Protocolo de Expansão Comercial (PEC), assinado em meados da década de 70 e renegociado em 1986 (ZEBALLOS, 1986; RODRIGUEZ & REY, 1986; KAPLAN 1987; BERRETA, 1987; BERRETA, 1991; MACADAR, 1987).

Os instrumentos privilegiados dentro dos acordos da ALADI sempre hierarquizaram a mútua concessão de diminuições nas alíquotas de importações originárias do outro parceiro comercial como ferramenta fundamental para aumentar os volumes de mercadorias negociadas. Em particular, no caso do PEC, se estabeleceram quantidades máximas de cada tipo de produto a serem importadas em condições vantajosas do outro país, assim como os procedimentos e circunstâncias que deveriam ser cumpridos para ampliar essas quantidades e estabelecer os correspondentes níveis de impostos (ZEBALLOS, 1986; RODRIGUEZ & REY, 1986; BERRETA, 1991; KAPLAN, 1987). O PEC corresponde ao que é conhecido como "uma área de preferência alfandegária", pois os parceiros comerciais

gravam parte do comércio recíproco com impostos inferiores aos que tributam as mercadorias provenientes de terceiros países (RODRIGUEZ & REY, 1986, CERES, 1993)

Em março do ano de 1991 foi assinado pelos governos do Brasil e do Uruguai com os da Argentina e do Paraguai o chamado "Tratado de Assunção", ratificado, posteriormente, pelos Parlamentos dos quatro países. Neste tratado, prevê-se como objetivo final a criação do MERCOSUL como um mercado comum integrado pelos quatro países. Por isso mesmo o tratado chama-se "Tratado para a constituição de um Mercado Comum entre a República Argentina, a República Federativa do Brasil, a República do Paraguai e a República Oriental do Uruguai" (GOVERNOS, 1991, CERES, 1993)

O objetivo final do MERCOSUL, como projeto integracionista, é a livre circulação de bens, serviços, capitais e pessoas dentro dos limites dos quatro países envolvidos no projeto e, paralelamente, o estabelecimento de barreiras comuns perante o resto do mundo no que se refere a aspectos tais como normas de controle de qualidade, certificados de origem, nível das alíquotas de importações, etc. (GOVERNOS, 1991, CERES, 1993, ABREU, 1991, CHALOULT, 1992, JANK, 1992). É importante salientar, então, que diferentemente dos projetos integracionistas implementados no contexto da ALALC e da ALADI, o projeto do MERCOSUL é bem mais ambicioso, transcendendo os aspectos referentes meramente ao intercâmbio comercial, envolvendo também aspectos de políticas tecnológicas, macroeconômicas, financeiras, de recursos humanos, etc. (GOVERNOS, 1991, JANK, 1992; CERES 1993).

O MERCOSUL, tal como foi concebido seu objetivo final e como foi acordado o desenho da evolução até se atingir esse objetivo final, deverá passar - e de fato está passando - por etapas de outras modalidades de integração antes de chegar a ser plenamente um "Mercado Comum", entendido este como uma união alfandegária a qual se acrescentam a livre mobilidade dos fatores produtivos entre os países membros, a adoção de uma política comercial comum, a coordenação das políticas macroeconômicas e setoriais entre os membros e, pelo menos parcialmente, a harmonização das respectivas legislações (CERES, 1993; CHALOULT, 1992; ABREU, 1991, PORTO, 1991, JANK, 1992)

Entre outras formas intermediárias pelas quais se está passando, pode-se citar a conformação de uma "zona de livre comércio" (na qual os países membros eliminam todas as barreiras alfandegárias e para-alfandegárias para favorecer o comércio recíproco) e ou de

uma "união alfandegária" (na qual além do livre comércio entre os países signatários do acordo, se inclui a adoção de uma taxa alfandegária comum perante o resto do mundo)

Partes substantivas do conteúdo do novo Acordo de Integração e, em particular, os procedimentos a serem seguidos para sua implementação, encontram-se ainda num estágio de negociação entre os respectivos Governos ou nem sequer têm sido abordados ainda na negociação. Entre outros, podem-se mencionar aspectos tais como a coordenação das políticas macroeconômicas, os problemas referentes à livre circulação de pessoas e de capitais, etc. Dada a magnitude dos problemas que ainda estão para serem resolvidos, o grau das discrepâncias em alguns aspectos cruciais e o fato de que os governos concordaram diferir no tempo o cumprimento de alguns acordos já assumidos, é possível concluir que resta ainda muito tempo para que o MERCOSUL, na sua concepção final, seja uma realidade.

Porém, tendo sido estabelecido o nível da proteção alfandegária (a Tarifa Externa Comum -TEC-) perante o resto do mundo para todos os produtos, incluindo alguns grupos onde as discrepâncias eram relevantes (bens de capital, indústria automotiva e os produtos da informática), fica claro que é nos aspectos propriamente comerciais que as definições encontram-se mais adiantadas. Neste campo, até o presente, estabeleceram-se duas linhas estratégicas: a) a criação de uma taxa alfandegária comum -TEC- dos quatro países membros do Acordo frente a terceiros países, sendo que boa parte do universo alfandegário já se encontrava negociado e acordado no final de 1993 (COMISEC, 1992-94), e b) a redução substantiva das taxas alfandegárias que vigoram para os produtos comercializados entre os países membros do Acordo, até atingir-se o nível zero, a partir do dia primeiro de Janeiro de 1995, considerada como data limite geral (GOVERNOS, 1991; CERES, 1993). Nos dois pontos previu-se, também, a vigência de uma série de elementos de flexibilização, tais como o estabelecimento de uma trajetória progressiva de redução dos impostos às importações intrarregionais para cada conjunto de bens até atingir o nível zero; a negociação para cada país de listas de produtos excluídos do processo anterior a 31.12.94 de redução de alíquotas de importações e que também são excluídos da taxa zero intrarregional durante um certo período de tempo além da data de 31.12.94 (listas de exceção); a negociação de listas de produtos excetuados por um certo período de tempo do cumprimento da TEC (listas de convergência), o estabelecimento do cronograma para atingir o nível zero no comércio intrarregional para os produtos que atingiram a taxa zero após o dia primeiro de janeiro de 1995 (aqueles "excepcionados"); o estabelecimento do cronograma para atingir a TEC nos outros produtos em processo de "convergência" (GOVERNOS, 1991; COMISEC, 1992-1994). Estes cronogramas, assim como as diferentes listas de exceção e convergência, apresentam variantes

para cada um dos países signatários do Tratado. Tem-se tentado estabelecer uma implementação mais gradual, dentro do imperativo dos prazos estabelecidos pelo Acordo, para os dois países com menor desenvolvimento relativo (Uruguai e Paraguai).

É precisamente em alguns dos aspectos do intercâmbio comercial que as negociações e o próprio processo de implantação do MERCOSUL se encontram mais desenvolvidos. Ainda restam por ser resolvidos aspectos muito relevantes do processo integracionista. Por estas razões, provavelmente durante um certo período de tempo o MERCOSUL não será mais que uma "zona de livre comércio" imperfeita ou, na melhor das hipóteses, uma "união alfandegária" imperfeita. Qualquer um destes dois últimos cenários também poderá ser o final do novo projeto integracionista, caso os problemas pendentes não possam ser resolvidos eficazmente. Porém, avaliando o progresso feito pela negociação quadripartite nos últimos anos, é possível concluir que, qualquer que seja o estágio último atingido pelo novo processo integracionista, o mesmo será num nível qualitativo muito diferente do ponto de partida. E a evolução até esse ponto final não faz mais que aumentar a interdependência entre as quatro economias participantes do Acordo. Esta interdependência deve ser qualificada pelas diferenças de tamanho econômico entre os países pois os países pequenos são muito mais dependentes do que aconteça com os maiores do que ao contrário.

De fato, ainda que faça pouco mais de um ano que se procedeu à quase completa redução nas taxas alfandegárias intrarregionais prevista no Acordo, já se produziram impactos significativos em relação ao padrão do comércio regional de alguns anos atrás.

Faça à implementação do MERCOSUL, já ocorrida, tem-se procurado avaliar em distintos níveis as conseqüências que o mesmo terá para as economias dos países signatários do Acordo. Em vários estudos, têm-se discutido as perspectivas de suas produções em função de sua competitividade relativa que se supõe "menos distorcida" num cenário de redução total da taxa das importações e da eliminação de todo tipo de barreiras ao comércio. Em particular, esta discussão têm referido às produções agrícolas e agroindustriais (entre outros VON OVEN, 1991; MGAP, 1992; STULP, 1992; STULP & MATTUELLA, 1992; DEUTSCHE GESELLSCHAFT FÜR TECHNISCHE ZUSAMMENARBEIT, 1992; LORENZO & BERRETA, 1991; PAOLINO & LORENZO, 1991; PATRON, 1994; CAMPBELL, 1993; GARGIULO, 1993). Porém, são escassas e parciais as referências feitas pelos estudos realizados a aspectos de políticas macroeconômicas (TEA, DELOITTE & TOUCHE, 1991; PRICE WATERHOUSE, 1992; BERRETA, 1991; PORTO, 1994; PAOLINO, 1994; SANTOS & FONTES, 1991; LOPES, 1992).

Adicionalmente, tem-se que assinalar que, em geral, a discussão tem-se desenvolvido fundamentalmente em termos microeconômicos estáticos ou estático-comparativos. Tampouco se desenvolveram análises das relações da agricultura com as variáveis e as políticas macroeconômicas, que estejam apoiados em metodologias que possam avaliar aspectos dinâmicos dos processos.

Mais recentemente tem-se desenvolvido algumas análises, sob a ótica da economia da organização industrial (PORTER, 1982; PORTER, 1987), que avaliam a competitividade regional de algumas cadeias agroindustriais. Nestes casos (PORTO, 1994; PAOLINO, 1994) a referência às políticas macroeconômicas é feita de tal forma que elas, e especialmente as políticas cambiais, constituem um dos fatores considerados como "sistêmicos da competitividade".

Alguns outros estudos, que tentaram no passado analisar diferentes aspectos do comércio uruguaio na região, constituem-se em antecedentes relevantes para a presente pesquisa. A seguir se faz um breve resumo dos mesmos e também se faz referência a algumas pesquisas que, particularmente por seu enfoque metodológico, se constituem em antecedentes relevantes para a abordagem das relações da agricultura com variáveis econômicas internacionais e macroeconômicas domésticas. Dada a assimetria entre as economias brasileira e uruguaia e a desigual importância para cada uma delas do seu comércio bilateral, é razoável que a maior preocupação da pesquisa em relação a esse comércio bilateral seja concentrada no Uruguai, como se reflete nos antecedentes bibliográficos. Porém, a literatura ligada aos efeitos das políticas macroeconômicas é mais ampla na sua origem e temática em nível internacional, sendo mais desenvolvida no Brasil que no Uruguai.

MACADAR (1987), após analisar a evolução e a estrutura do comércio uruguaio na região (com Argentina e Brasil) e a aplicação nesta área geográfica dos instrumentos de preferência alfandegária desenvolvidos no marco da ALADI, conclui que, no seu comércio com o Brasil, o Uruguai parece reproduzir um modelo de inserção internacional externa semelhante ao seu tradicional relacionamento com o resto do mundo: especializado na exportação de produtos e matérias-primas agropecuários e na importação de insumos industriais e de bens de capital, refletindo diferentes eficiências relativas nestas produções. Este perfil é diferente daquele que se detecta na pauta do comércio argentino-uruguaio. Segundo o autor, este aspecto evidencia os diferentes papéis que tiveram as preferências alfandegárias e as políticas cambiais na inserção comercial do Uruguai na sub-região. Elas foram muito

significativas para aqueles produtos nos quais era necessário aumentar a escassa competitividade que decorre das vantagens comparativas (produtos industriais exportados à Argentina) e pouco significativas onde essas vantagens são muito relevantes (exportações agropecuárias ao Brasil).

MACADAR (1987) avaliou, através da estimação de modelos econométricos, a importância dos impostos de importação e da taxa de câmbio relativa na evolução do comércio regional. Essas estimativas evidenciaram que a progressiva concentração do comércio bilateral dentro dos limites do PEC, verificada no período 1977-85, teve diferentes fatores de dinamismo conforme se trate das exportações uruguaias para o Brasil ou das importações uruguaias provenientes do Brasil. O nível de atividade do Brasil resulta muito mais importante como fator explicativo das exportações uruguaias para o Brasil que a taxa de câmbio relativa. Por outra parte, a taxa de câmbio relativa e o nível de atividade uruguaio resultam igualmente relevantes para explicar as importações uruguaias provenientes do Brasil. Isto se deveria à natureza complementar do comércio importador do Uruguai com seus países vizinhos, com um espectro diversificado de produtos originários indistintamente de um ou outro país. O autor destaca a possibilidade de que a maior importância, em quase todos os modelos analisados, da taxa de câmbio real em relação às tarifas alfandegárias, possa decorrer do fato de que as violentas alterações da primeira foram melhor captadas pelos modelos do que as variações progressivas das tarifas alfandegárias.

KAPLAN (1987) fez uma caracterização e análise do comércio - exportações e importações - uruguaio com a Argentina e o Brasil no período 1976-1986, estimando diferentes modelos uniequacionais das respectivas funções de oferta com base em dados trimestrais. Sua conclusão mais geral indica a existência de dois padrões de exportações diferentes segundo o país de destino: enquanto nas exportações uruguaias à Argentina os produtos industriais têm uma presença marcante, nas exportações ao Brasil predominam os produtos agrícolas e agroindustriais.

Com respeito ao Brasil, o autor encontrou uma altíssima e significativa elasticidade das exportações uruguaias com relação à renda brasileira e à oferta uruguaia de produtos exportáveis. Este último aspecto se vincularia com a alta participação dos produtos agropecuários na pauta das exportações uruguaias ao Brasil e com a baixa elasticidade da produção destes produtos frente à renda uruguaia. Por ambos os fatores, no Uruguai, um aumento da oferta doméstica se traduz num aumento da oferta exportável que, se as circunstâncias permitem, implicaria um aumento das exportações ao Brasil. Paralelamente,

diferente do que ocorre com as exportações à Argentina, detectou-se que a influência da relação cambial não é desprezível na explicação do comércio do Uruguai em direção ao Brasil.

Por outra parte, no comércio de exportação do Brasil ao Uruguai, os resultados da pesquisa mostram que o nível de atividade industrial do Uruguai é praticamente o único determinante relevante, seja diretamente pela compra de insumos industriais ou bens de capital brasileiros para a indústria uruguaia, seja indiretamente porque a dinamização industrial uruguaia aumenta a demanda dos trabalhadores uruguaios por bens-salário importados. O autor conclui que a competitividade da maioria dos produtos agropecuários uruguaios evidencia que é possível seu ingresso no mercado brasileiro sem a necessidade de preferências alfandegárias específicas, pelo menos enquanto os preços internacionais destes produtos não se deprimam muito.

BERRETA (1987) estimou um modelo econométrico agregado para as exportações uruguaias com destino à Argentina e ao Brasil para o período 1976-85 com base em dados trimestrais. No modelo, a oferta das exportações é função da rentabilidade do exportador (determinada pela combinação de preços externos, subsídios às exportações, preços domésticos e taxa de câmbio) e do excesso de demanda doméstica. Por sua vez, a demanda de importações é considerada como função da rentabilidade do importador (dependente do diferencial existente entre os preços domésticos e externos e da taxa de câmbio) e do uso da capacidade instalada no país comprador. Na equação final - expressa no logaritmo das variáveis e estimada tanto sem como com valores retardados - o valor monetário das exportações uruguaias é função da rentabilidade do exportador, do excesso de demanda doméstica, das preferências alfandegárias, da rentabilidade do importador, do uso da capacidade instalada do país comprador e de uma variável de tendência, que reflete a influência da abertura dos mercados a partir da vigência dos acordos comerciais bilaterais. A análise foi feita tanto num nível agregado quanto por ramos de produção. Os resultados dos ajustamentos segundo ramos de produção, em particular com o Brasil, foram muito pouco satisfatórios.

Dos resultados obtidos a nível agregado, BERRETA (1987) conclui que em todos os casos as variáveis que representam fatores da demanda de importações por parte da Argentina e do Brasil (preços relativos e nível de atividade) são as que resultam mais significativas na explicação do fluxo exportador uruguaio. Adicionalmente, os acordos comerciais bilaterais afetaram a rentabilidade do exportador, sendo que a preferência alfandegária concedida pelo Brasil ao Uruguai foi mais relevante que a da Argentina,

provavelmente pela maior abertura da economia argentina no período em estudo. Por outra parte, se bem que as alterações da taxa de câmbio geraram fortes variações nos preços relativos, segundo a autora, pode-se interpretar que os exportadores uruguaios tiveram capacidade de fixar preços de maneira a neutralizar este efeito negativo. A autora faz a hipótese de que este comportamento teria sido mais exitoso no caso das vendas uruguaias à Argentina que ao Brasil.

DELLA MEA & VERA (1988) realizaram uma modelagem econométrica dos fluxos de exportações totais, não somente as agrícolas, do Uruguai à Argentina e ao Brasil. Para tais fins, procederam à estimação de três modelos alternativos: a) com base em dados anuais estimaram uma variante do modelo de equilíbrio biecucional de oferta e demanda de exportáveis no qual as quantidades e o vetor de preços são determinados simultaneamente e a estimação é feita pelo método da máxima verossimilhança com informação completa conforme o proposto por GOLDSTEIN & KHAN (1978) (citados pelos autores) e normalizando a equação de oferta dos preços; b) com base em dados trimestrais, estimaram modelos de desequilíbrio semelhantes aos propostos por GOLDSTEIN & KHAN (1978); c) com base em dados trimestrais e seguindo a DRAPER (1985) e BAUWENS & d'ALCANTARA (1983) (citados pelos autores) eliminando os fatores de quantidades na determinação dos preços. Nos três casos o período básico das análises foi 1976 - 1986.

Os autores concluem que a estimação de modelos que expliquem os fluxos de exportações do Uruguai ao Brasil apresentam grandes dificuldades de ajuste, que já tinham sido encontradas em outras pesquisas (BERRETA, 1987). Tais dificuldades se devem, segundo os autores, ao comportamento altamente irregular das séries. As estimativas dos modelos citados no parágrafo anterior proporcionaram as seguintes constatações:

a) o modelo de equilíbrio fornece resultados na equação de oferta que se encontram no limite de significância no que se refere ao papel dos preços e da capacidade de oferta. Na equação de demanda, o papel dos preços seria virtualmente nulo, tendo um papel relevante o nível de atividade;

b) o modelo de desequilíbrio confirma na equação de oferta, a um nível aceitável de significância, o papel dos preços, que apresentaram elasticidade superior à unidade; também confirma que existe uma elevada elasticidade em relação à capacidade de oferta (num país como Uruguai, no qual a atividade exportadora é um elemento dinamizador da oferta, seria razoável que os acréscimos no produto se destinem mais que

proporcionalmente a atender à demanda externa); pelo lado da demanda, o modelo mostra um importante papel do nível de atividade e uma elevada elasticidade preço;

c) o terceiro modelo mostrou certa capacidade do Uruguai, segundo os autores provavelmente devida ao amparo das preferências alfandegárias que tinha com o Brasil frente ao resto do mundo, de fixar preços em suas exportações ao Brasil, resulta significativa a influência da capacidade de oferta.

PATRON (1994) desenvolveu um estudo para o período 1984-87 de padrões comerciais e especialização nos países do MERCOSUL, baseando-se na técnica da análise fatorial de correspondências. A análise evidencia que a pauta de exportações brasileiras é a mais diversificada da região, sendo que o comércio regional para o Brasil foi pouco relevante no período tanto no nível global quanto por ramo de produção. O contrário acontece com Uruguai, enquanto que a Argentina ocupa uma posição intermediária. É comum aos três países o fato de que sua especialização comercial fora da região faz predominar o intercâmbio de tipo interindustrial baseado em vantagens comparativas, enquanto que os padrões de comércio regional evidenciam uma maior diversificação. A autora conclui que a existência de vantagens comparativas parece ser a determinante mais importante no intercâmbio comercial fora da região, enquanto que, em nível regional, parecem existir outros determinantes relevantes como a taxa de câmbio e as preferências alfandegárias.

Como resumo destes antecedentes pode-se assinalar: a) a maior relevância do comércio regional para o Uruguai do que para seus parceiros regionais, b) a importância do mercado brasileiro para as exportações agrícolas uruguaias, c) a tendência evidenciada nos diferentes modelos estimados, ainda que não de maneira absolutamente coerente, de que a taxa de câmbio, nível de atividade e preços relativos afetem o comércio bilateral uruguio-brasileiro.

Dos múltiplos antecedentes existentes na literatura relacionados aos impactos de políticas macroeconômicas sobre a agricultura refere-se a seguir a dois estudos preocupados com a realidade brasileira que, pela metodologia ou enfoque aplicado, se constituíram em referências diretas desta pesquisa, contribuindo de maneira relevante na sua definição.

LOPES (1989) investigou os efeitos das políticas macroeconômicas sobre a taxa de câmbio real no Brasil e, desta taxa sobre a agricultura. Segundo o autor a taxa de câmbio real, definida como a relação de preços entre os produtos comercializados no mercado

externo e os produtos de consumo interno, é relevante na determinação da lucratividade das exportações e, portanto, na determinação da rentabilidade da agricultura brasileira.

Especificamente o autor analisou os efeitos das políticas monetária, fiscal e comercial sobre a taxa de câmbio real, por meio da estimação econométrica de modelos simplificados através de regressões lineares múltiplas. Conclui que as políticas macroeconômicas (monetária, fiscal, de comércio exterior) discriminaram o setor rural

BARROS (1990) realizou uma pesquisa que, interessada nos efeitos das políticas macroeconômicas sobre a agricultura brasileira, abrangeu também: a aplicação de um modelo de ativos para identificar os efeitos das políticas monetárias e de mudanças do lado real sobre a taxa de câmbio entre os EUA e seus parceiros comerciais; a estimação de um modelo de determinação de preços internacionais de "commodities" para separar e estimar os efeitos de mudanças na oferta monetária, taxa de juros, rendas e taxa de câmbio sobre aqueles preços.

No que se refere aos efeitos sobre a agricultura brasileira foram empregados modelos de auto-regressão vetorial identificáveis para estimar e verificar a importância de choques nas variáveis relevantes. Para a estimação destes modelos, BARROS (1990) segue ORDEN & FACKLER (1989) no sentido de concentrar as restrições de identificação nas matrizes de interações contemporâneas, para as quais se apoia em modelos teóricos especialmente desenvolvidos. Com base em dados mensais a pesquisa cobre o período 1973-1987.

Segundo os resultados obtidos, o autor sugere que, de fato, a política cambial pode ter sido usada no Brasil para, ao menos parcialmente, compensar mudanças no preço agrícola. Também estabelece que variações não esperadas na taxa de câmbio brasileira exercem efeitos substanciais nos preços domésticos. Também o fato de que, aparentemente, ocorrendo um aumento de preço, a oferta monetária é contraiada de forma a atenuar o impacto inflacionário. A política monetária teria procurado também atuar contra variações no valor da taxa de câmbio e dos preços industriais.

Nas suas conclusões, o autor estabelece a relevância de forças macroeconômicas internacionais para explicar o comportamento dos preços agrícolas internacionais e das mais importantes variáveis macroeconômicas brasileiras. Apesar de existir a possibilidade de obter um resultado diverso se fossem empregados outros agregados

monetários que não M1, os resultados da pesquisa parecem indicar que o controle da oferta monetária, pelo menos no passado recente, teve pouca significância para afetar os preços setoriais brasileiros. Em relação à política cambial, segundo o autor, os resultados obtidos parecem sugerir a necessidade de uma mudança na estratégia de desvalorização guiada principalmente pela evolução dos índices de preços em algumas das mais importantes economias pois, no sistema de taxas flutuantes no mercado internacional, o controle da taxa de câmbio doméstica é uma meta de difícil realização e potencialmente muito custosa.

1.2 Definição do problema

As políticas de integração prevaletentes tendem à eliminação efetiva de uma das limitações relevantes para a expansão do comércio bilateral na medida em que procuram retirar distorções nos preços relativos entre os países, o que permite uma expressão mais transparente da competitividade relativa. Portanto, a redução das alíquotas às importações contribuem para definir um cenário no qual o comércio pode-se expandir sob as hipóteses recém assinaladas. Porém, as distorções que imperam nos preços relativos não são unicamente vinculadas à taxação sobre o comércio exterior, e talvez nem fundamentalmente vinculadas a ela quando comparadas, por exemplo, com os efeitos das políticas macroeconômicas em geral e em particular das políticas monetárias, cambiais e fiscais. Assim, é possível estabelecer que diversos fatores, além da taxação das importações e das exportações, têm impossibilitado até o presente o estabelecimento de um fluxo comercial de produtos agrícolas mais estável e sustentado ao longo do tempo entre Brasil e Uruguai.

Deixando de lado as chamadas restrições não alfandegárias (que deveriam ser eliminadas ou reduzidas de maneira muito importante com a implementação do MERCOSUL) e os elementos que fazem referência as estratégias competitivas das firmas, podem-se citar, entre outros fatores que têm impossibilitado até o presente o estabelecimento de um fluxo comercial mais estável ao longo do tempo entre Brasil e Uruguai: as oscilações dos preços relativos entre os dois países associadas a mudanças nas políticas cambiais, monetárias e de controle da inflação; as variantes nas demandas de importados e ofertas de exportáveis associadas às políticas agrícolas, fatores climáticos, etc.; a presença de terceiros países; mudanças nos níveis de renda e sua distribuição; as flutuações das ofertas (DELLA MEA & VERA, 1988; BERRETA, 1987; KAPLAN, 1987; MACADAR, 1987; LORENZO & BERRETA, 1991; PORTO, 1994; JANK, 1992).

Não obstante, pouco se têm pesquisado, em particular nos últimos anos, no sentido de estabelecer de maneira sistemática a influência, além da taxação ao comércio exterior, das respectivas políticas macroeconômicas e das variáveis internacionais relevantes na determinação da capacidade de competição relativa das respectivas agriculturas e na evolução do comércio bilateral de produtos agrícolas. Esta comprovação é também válida ao se referir a metodologias de análise que possam dar conta com maior eficácia dos aspectos da dinâmica dos diferentes processos envolvidos.

Portanto, os aspectos que definem o problema objeto desta pesquisa referem-se especificamente à relação entre os efeitos das mudanças nos preços internacionais e nas políticas macroeconômicas domésticas sobre os preços relativos ou termos de troca agricultura/indústria nas economias uruguaia e brasileira e sobre o comércio bilateral de produtos agrícolas.

O processo de integração regional, tantas vezes ressaltado como necessário, parece atingir um ponto de inflexão no seu desenvolvimento. Insiste-se na redução dos impostos de importação como instrumento relevante para atingir os objetivos propostos nos aspectos comerciais do MERCOSUL. Porém, nos objetivos finais do projeto não são os aspectos comerciais os únicos considerados, nem o único instrumento proposto é a redução das alíquotas dos impostos de importação. Cabe salientar que essa redução é bem mais generalizada e radical do que em propostas integracionistas anteriores.

De fato o Brasil e o Uruguai já vinham realizando boa parte de seu comércio, e particularmente o de produtos agrícolas, dentro de instrumentos de preferência no âmbito da ALADI, como o Protocolo de Expansão Comercial, PEC (KAPLAN, 1987, MACADAR, 1987). Por esta razão, a implementação do Mercosul terá menores impactos relativos diretos sobre este conjunto de bens para estes dois países do que para outros bens e países. Não obstante, não se pode deixar de assinalar que o Mercosul significará, para o Uruguai, a perda (frente aos outros dois parceiros no Acordo de Assunção) das preferências regionais que já tinham sido negociadas no marco do PEC (DELLA MEA & VERA, 1986; VILLALOBOS, 1993; SOUTO, 1993).

O intercâmbio de produtos têm um caráter diferente entre os quatro países, em particular no que se refere aos produtos agrícolas. Estas diferenças têm a ver fundamentalmente com o padrão de complementaridade das economias envolvidas e com as condições agroecológicas de aptidão para a produção que possui cada um dos países. Assim,

Uruguai e Argentina têm uma produção agrícola fundamentalmente de clima temperado, enquanto que as produções agrícolas paraguaia e brasileira contemplam fundamentalmente produtos tropicais e subtropicais (MACADAR, 1987; KAPLAN, 1987; BARBATO, 1989; JANK, 1992; CAMPBELL, 1993; PATRON, 1994). Por isso, falando em termos de produtos agrícolas, existem alguns traços básicos da produção que afetam o comércio o Brasil é um mercado potencialmente comprador de produtos agrícolas da Argentina e do Uruguai; a agricultura uruguaia é competidora natural da Argentina no abastecimento do mercado brasileiro e fortemente competitiva com a agricultura do sul do Brasil (nos Estados de Rio Grande do Sul, Paraná e Santa Catarina); as vendas de produtos tropicais e subtropicais do Brasil ao Uruguai não competem com a produção doméstica porque simplesmente ela não existe neste último país por razões agroecológicas (MACADAR, 1987; KAPLAN, 1987; BARBATO, 1989).

Neste sentido o impacto imediato do Mercosul tenderia a ser o de melhorar a posição competitiva da Argentina em relação ao Uruguai no abastecimento do mercado brasileiro quanto aos produtos em que o Uruguai perde a preferência alfandegária que tinha no marco do PEC (fenômeno mais relevante em produtos como arroz, cevada cervejeira e malte). As exportações brasileiras de produtos agrícolas ao Uruguai não deveriam ser afetadas de maneira importante (VILLALOBOS, 1993; MGAP, 1991; SOUTO, 1993, DEUTSCHE GESELLSCHAFT FUR TECHISCHE ZUSAMMENARBEIT, 1992; LOPES, 1992, JANK, 1992; CAMPBELL, 1993; GARGIULO, 1993)

Mas, pela natureza dos produtos exportados pela Argentina e pelo Uruguai e o volume dos saldos exportáveis, o mercado consumidor brasileiro de produtos agrícolas é muito mais relevante para o Uruguai do que para a Argentina (BARBATO 1989, SOUTO 1993, CAMPBELL 1993).

Neste contexto geral, parece oportuno tentar estabelecer, como pretende esta pesquisa, quais são os impactos que variáveis associadas com as políticas macroeconômicas domésticas e com preços internacionais têm tido no passado sobre o setor agrícola de ambos países e no intercâmbio bilateral de produtos agrícolas. Pesquisar estes aspectos torna-se mais importante ainda na medida em que, como já foi dito, o processo de MERCOSUL não fará mais que aumentar a interdependência entre os quatro países. Este fato se torna ainda mais relevante na medida em que, como têm sido mostrado por estudos anteriores (BERRETA, 1987; MACADAR, 1987; DELLA MEA & VERA, 1986; SANTOS & FONTES, 1991, MACHADO & TAVARES DE ARAUJO, 1992), as dinâmicas das respectivas economias,

em particular seu nível de atividade, taxa de câmbio relativo, etc., no passado têm-se mostrado fatores relevantes na determinação dos fluxos de comércio e que, adicionalmente, estes fluxos sejam relevantes como no caso das exportações uruguaias à região.

Portanto, as mudanças que qualquer um dos quatro países faça na condução de sua política doméstica refletirá agora de maneira mais direta que antigamente nas economias dos outros países. Isto é particularmente válido no caso da influência dos países maiores sobre os menores, como é a situação do Brasil e do Uruguai.

1.3 Objetivos

1.3.1 Objetivo geral.

A presente pesquisa pretende dar conta do problema de como os fatores internacionais e macroeconômicos domésticos afetam as agriculturas do Brasil e do Uruguai, em particular os preços agrícolas, e ao mesmo tempo o problema de como esses mesmos fatores afetam a capacidade de competição relativa das agriculturas dos dois países e os fluxos de comércio de produtos agrícolas entre ambos.

Em particular, interessa avaliar, numa perspectiva dinâmica, os efeitos que tiveram tanto choques nas variáveis macroeconômicas domésticas quanto choques originários no resto do mundo sobre os setores agrícolas dos dois países e sobre os fluxos bilaterais de comércio de produtos agrícolas. Sob esta óptica, entre as variáveis macroeconômicas interessa, em particular, a análise dos efeitos das políticas monetárias e cambial. As variáveis de interesse do resto do mundo são aquelas que refletem os preços internacionais, seja de produtos agrícolas ou seja de insumos básicos.

Segundo vários autores (LOPES, 1989; BARROS, 1990; BURNQUIST & KYLE, 1992), desde os artigos pioneiros de SCHUH (SCHUH, 1974; SCHUH, 1976), onde se discutiam os efeitos de políticas macroeconômicas sobre a agricultura norte-americana, muito se tem elaborado na linha de preocupação quanto aos efeitos das políticas macroeconômicas sobre a agricultura de maneira tal que a preocupação com as inter-relações entre macroeconomia e o setor agrícola tem gerado um volume considerável de estudos em períodos recentes. O interesse por este tipo de assunto se associa, entre outros fatores, com a crescente integração do setor agrícola com os demais setores das economias doméstica e internacional.

Segundo BURQUINST & KYLE (1992) as abordagens utilizadas nestes estudos podem-se agrupar em duas classes: aquelas que analisam os impactos das alterações de variáveis macroeconômicas sobre o setor agrícola e as que se preocupam com as relações entre o desempenho do setor agrícola e as variáveis macroeconômicas indicadoras do nível de estabilidade, ajustamento, crescimento, etc. A abordagem desta pesquisa corresponde à primeira classe de estudos.

Assim, de um modo mais geral, a presente pesquisa se inscreve numa linha de trabalho que, ao contrário do que muito predominou no campo da economia agrícola, no sentido de estabelecer as contribuições macroeconômicas da agricultura, tenta se aproximar ao estudo dos efeitos das políticas macroeconômicas sobre a agricultura. Um enfoque desta natureza aparece como um ponto de apoio fundamental para uma melhor compreensão da dinâmica econômica da agricultura e muito relevante para gerar conhecimentos válidos num momento em que as orientações predominantes na condução das políticas econômicas desde o final dos anos 80 (em contraste com as que predominaram nas décadas dos 60 e 70) hierarquizam os equilíbrios macroeconômicos e as políticas globais em relação às políticas setoriais.

A pesquisa não pretende ser uma avaliação ou estudo sobre o MERCOSUL em particular ou sobre processos de integração regional de maneira geral, apesar de que, de fato, se refere a estes processos. Neste sentido, a preocupação fundamental da pesquisa, mais do que um estudo sobre comércio internacional, ou no caso bilateral, é, como já se expressou, com os efeitos das políticas macroeconômicas e das variáveis de preços internacionais sobre as agriculturas uruguaia e brasileira, sobre sua competitividade relativa e sobre o comércio de produtos agrícolas num contexto de integração regional que acentua a interdependência das economias envolvidas. Precisamente, pretende-se avaliar, no marco geral destes processos de integração, a importância dos fatores citados que poderiam diminuir, alterar, multiplicar ou ainda tornar instáveis os impactos derivados de propostas como o chamado "Tratado de Assunção".

1.3.2 Objetivos específicos

Os objetivos específicos envolvem uma série de elementos instrumentais ao cumprimento dos objetivos gerais. Entre os principais estão: a) caracterização do comércio agrícola bilateral entre o Uruguai e o Brasil no que se refere a aspectos tais como identificar os

principais produtos comercializados; estabelecer as possíveis mudanças na estrutura do comércio bilateral, a importância relativa para cada país do comércio bilateral, b) análises das principais características da evolução das variáveis macroeconômicas no período de referência, c) formulação e estimação de modelos econométricos que permitam a análise empírica com caráter dinâmico dos efeitos de políticas macroeconômicas e variáveis internacionais sobre as agriculturas e sobre o comércio bilateral de produtos agrícolas.

CAPITULO II MODELAGEM TEÓRICA

II.1 Introdução

Neste capítulo são desenvolvidos dois tipos de modelos teóricos, denominados modelo nacional e modelo conjunto, referentes aos dois estágios da pesquisa. A finalidade de se apresentar tais modelos não é a formulação de hipóteses para posterior teste na parte empírica, mas, sim buscar apoio para identificação dos modelos empíricos. Considere, por exemplo, a questão de analisar os fatores macroeconômicos associados aos preços relativos domésticos, objeto do primeiro tipo de modelagem. Os modelos teóricos aqui apresentados são bastante simplificados - mas não simples, face ao elevado número de variáveis envolvidas - e se dedicam ao relacionamento dos preços agrícolas com choques em algumas das variáveis que os influenciam de forma mais direta (como os preços internacionais, oferta monetária, taxa de câmbio, etc.). Não se explora do ponto de vista teórico, assim, as inter-relações entre essas variáveis (como a taxa de câmbio interage com a oferta monetária?, ou, como esta se relaciona com os preços internacionais? ou, como os preços internacionais se relacionam entre si?).

Apesar de se concentrarem em certos aspectos da questão da determinação dos preços relativos em detrimento de outros, estes modelos simplificados serão úteis para orientação no processo de identificação dos modelos empíricos. Como é comum em estudos de efeitos de choques não antecipados sobre variáveis de interesse, tal como é o caso das análises de auto-regressão vetorial (VAR), busca-se, nos modelos teóricos, orientações gerais a respeito do relacionamento contemporâneo entre algumas variáveis e os preços relativos. Os relacionamentos entre outras variáveis, embora reconhecidamente importantes, ou não dispõem ainda de teorias formais (como é o caso da relação entre preços internacionais e moeda) ou envolveriam modelagem específica (como é o caso da relação entre moeda e taxa

de câmbio). Nesses casos, as análises empíricas têm de ser necessariamente conduzidas de forma pouco restritiva em termos de identificação, aceitando-se, em princípio, a possibilidade de variados efeitos, cuja relevância será detectada empiricamente.

O mesmo tipo de comentário se aplica no segundo tipo de modelo, voltado para a explicação do comércio agrícola entre Uruguai e Brasil. Também aqui explora-se teoricamente as relações diretas do fluxo comercial, preços internacionais, taxa de câmbio, moeda e preços domésticos. As relações entre estas variáveis não são tratadas explicitamente, mas são especificadas empiricamente de forma pouco restritiva.

Portanto, ambos tipos de modelos devem ser olhados como modelos que tentam estabelecer, de maneira muito simplificada, alguns dos traços básicos das relações entre as variáveis relevantes para a pesquisa. São modelos abrangentes que, pela sua própria natureza, sacrificam especificidade e aprofundamento no tratamento dos diferentes mercados envolvidos. Estes, evidentemente, poderiam ser objeto de uma modelagem mais complexa, como por exemplo é o caso do mercado de moeda. Porém, um esforço nesta direção ficaria fora tanto das possibilidades quanto dos objetivos desta pesquisa.

Pode-se dizer então que estes modelos teóricos são relevantes, ainda dentro de sua simplicidade, particularmente por razões vinculadas com a metodologia escolhida para o desenvolvimento empírico com caráter dinâmico da mesma. Nesta pesquisa, para superar algumas das limitações assinaladas para os modelos VAR, segue-se aquele tipo de procedimento que demanda uma especificação estrutural do modelo mais detalhada que deve ser procurada no campo da teoria econômica. Neste sentido, concretamente, os modelos teóricos desenvolvidos podem fornecer argumentos teóricos para resolver quais variáveis considerar nos modelos VAR, a ordem de recursividade com que os modelos VAR consideram as diferentes variáveis, assim como orientação para a escolha das restrições que devem ser impostas na matriz A_0 de interações contemporâneas.

II.2 Modelo nacional

II.2.1 Descrição do modelo

O objetivo da primeira fase da pesquisa é o de analisar, para cada uma das duas economias individualmente consideradas, a influência dos fatores macroeconômicos domésticos e de variáveis econômicas internacionais relevantes sobre os preços agrícolas e industriais domésticos. Para esse fim, formula-se um único modelo que pode ser aplicado alternativamente tanto para a análise do caso brasileiro quanto do caso uruguaio.

Como já foi dito, os modelos são desenvolvidos, de maneira muito estilizada, para auxiliar na formulação dos modelos econométricos e na interpretação dos seus resultados. Notadamente não cabe elaborar detidamente cada um dos mercados envolvidos

Trata-se de um modelo estático para uma economia aberta, composta por dois setores - agricultura e indústria - que segue o trabalho de BARROS (1990) que, por sua vez, se baseia nos desenvolvimentos de SAYAD (1979), MODIANO (1985) e BARBOSA (1987). O modelo desenvolvido nesta pesquisa somente se diferencia do de BARROS (1990) no fato que acrescenta, na determinação do preço doméstico do bem agrícola comercializável, a possibilidade que este preço possa refletir com algumas distorções o seu correspondente preço internacional.

Em seguida se descrevem as principais características do modelo, assim como as equações que especificam a sua estrutura. Vale lembrar que as relações entre as diferentes variáveis envolvidas em cada modelo são, somente, uma visão muito estilizada do problema em questão. Cabe salientar que, no que segue, todas as variáveis já estão consideradas nos logaritmos.

Em primeiro lugar, no mercado de divisas, aceita-se que a taxa de câmbio doméstica (e) é fixada, em princípio, com base no princípio da paridade de poder de compra. Isto é, no longo prazo, a taxa de desvalorização da moeda local deve considerar a inflação doméstica e a inflação externa. Porém, para fins analíticos, se coloca a possibilidade da existência de um fator γ de correção ou de desvio do ajustamento da variação da taxa de câmbio doméstica em relação ao diferencial existente entre o nível de preços domésticos (p) e o nível de preços externos (p^*) (equação 1). O valor do fator γ pode variar entre 0 e um

Assim, se γ for igual a um a indexação da variação da taxa de câmbio à variação do diferencial das taxas de inflação doméstica e externa será perfeita vigorando por tanto o princípio da paridade de poder de compra.

$$e = e_0 + \gamma (p - p^*) \quad \text{com } 0 \leq \gamma \leq 1 \quad (1)$$

No mercado de moeda a oferta (m_0) e a demanda se equilibram em uma formulação próxima da visão quantitativa da moeda, na qual, como se propõe na equação (2), a velocidade de circulação da moeda é considerada constante e a demanda de moeda depende somente da renda nominal (y). Trata-se, notadamente, de uma versão muito simplificada deste mercado, que pretende captar o efeito liquidez através de uma relação simples entre renda e moeda, não levando em consideração aspectos tais como a demanda de estoques de moeda, o papel da taxa de juros, etc.

$$m_0 = k_0 + y \quad (2)$$

Admite-se que o setor agrícola produz, ao mesmo tempo, dois tipos de bens comercializáveis (c) e não comercializáveis (b). Assim, o preço (p_a) e o produto (valor agregado) agrícola total (q_a) são expressos respectivamente nas equações (3) e (4). Nestas equações μ é a fração da produção agrícola total que cabe ao produto não comercializável (portanto, com valor entre 0 e um); p_b e p_c , q_b e q_c são os preços e os produtos (valores agregados) produzidas do produto agrícola não comercializável e comercializável, respectivamente.

$$p_a = \mu p_b + (1 - \mu) p_c \quad (3)$$

$$q_a = \mu q_b + (1 - \mu) q_c \quad (4)$$

No caso do bem agrícola comercializável, o preço é determinado externamente, sendo o país tomador de preços no mercado internacional. Nestas condições, o preço doméstico (p_c) será função do preço internacional desse produto (p_c^*) e da taxa de câmbio (e) segundo o apresentado na equação (5). Nesta equação aceita-se que a correspondência entre o preço internacional e o doméstico pudesse não ser perfeita em função da existência do fator λ , cujo valor pode variar entre zero e um. Este fator poderá ser diferente de um na medida em que existam distorções associadas com impostos e/ou subsídios às exportações do produto agrícola ou devido às próprias características do funcionamento dos

mercados, etc. A consideração do fator λ é o que distingue o modelo desenvolvido nesta pesquisa do modelo de BARROS (1990)

$$p_c = \lambda (p_c^* + e) \quad \text{com } 0 \leq \lambda \leq 1 \quad (5)$$

Considera-se que o bem agrícola comercializável (c) é produzido empregando unicamente um insumo que é o produto industrial (i). Aceita-se, simplificada, que o valor agregado (produto) do bem agrícola comercializável (q_c , na equação 6) é função direta, do seu próprio preço (p_c) e inversa tanto do preço do produto industrial empregado como insumo (p_i) quanto do preço do produto agrícola não comercializável (p_b), com o qual tem uma relação de concorrência na produção.

$$q_c = c_0 - c_1 p_b + c_2 p_c - c_3 p_i \quad (6)$$

Adicionalmente na equação (6) admite-se que $c_1 - c_2 + c_3 = 0$ e que c_1 , c_2 e c_3 são menores do que um e maiores que zero.

No caso do bem agrícola não comercializável, pela sua própria natureza, o seu preço (p_b) é determinado em condições competitivas pelo equilíbrio entre a oferta e a demanda domésticas. Na demanda (q_b , na equação 7) admite-se que uma proporção fixa da renda (y) é dispendida em cada bem, como seria o caso para funções de utilidade do tipo potência. θ_b é o logaritmo daquela proporção. Para simplificar a análise estática-comparativa aceita-se que os coeficientes correspondentes às variáveis y e p_b são iguais à unidade

$$q_b = \theta_b + y - p_b \quad (7)$$

O produto (valor agregado) agrícola não comercializável (q_b), de maneira análoga ao que acontece com o bem comercializável, é função direta do preço do produto não comercializável (p_b) e inversa do preço do produto industrial (p_i), que é o único insumo empregado na produção, e do preço do produto agrícola comercializável (p_c) (equação 8). Sendo que em (8) $b_1 - b_2 - b_3 = 0$ e $0 < b_j < 1$; $j = 1, 2, 3$.

$$q_b = b_0 + b_1 p_b - b_2 p_c - b_3 p_i \quad (8)$$

Nas condições apresentadas, o preço do produto industrial (p_i) é fixado pela soma do custo do insumo importado representado em (9), onde p_w é o preço internacional do

insumo importado) mais a aplicação de uma certa margem (π) sobre os insumos agrícolas, representados pelo preço do produto agrícola segundo a equação (10). O fator π é então uma medida de indexação dos preços industriais aos agrícolas (seja porque estes são considerados bens-salários e/ou matérias-primas da indústria, particularmente no primeiro caso é uma medida de indexação dos custos industriais aos salários). Em (10) π e β_1 são maiores que zero e menores que um.

$$p_w = (e + p^*) \quad (9)$$

$$p_i = \beta_0 + \beta_1 \pi p_a + (1 - \beta_1)(e + p^*) \quad (10)$$

De forma análoga ao caso do produto agrícola, não comercializável, na demanda pelo produto industrial (q_i^d) aceita-se que existe uma fração fixa da renda aplicada no bem industrial (cujo logaritmo é θ_i) e, para simplificar a análise posterior, que os coeficientes correspondentes às variáveis y e p_i são iguais à unidade (equação 11).

$$q_i^d = \theta_i + y - p_i \quad (11)$$

Por último, sendo δ a fração do produto total da economia que cabe à produção agrícola, o preço (p) e produto (y) agregados da economia podem ser expressos segundo as equações (12) e (13) que completam o modelo.

$$y = \delta q_a + (1 - \delta) q_i \quad (12)$$

$$p = \delta p_a + (1 - \delta) p_i \quad (13)$$

Desta forma o modelo tem treze equações, doze variáveis endógenas ($e, p, y, q_b, p_b, q_c, p_c, p_i, p_w, p_a, q_a, q_i$) e quatro variáveis exógenas relevantes (p^*, e^0, m^0, p_c^*).

II.2.2 Análise estático-comparativa

Como foi dito, o interesse desta fase da pesquisa recai sobre as relações entre preços agrícolas e industriais e as variáveis macroeconômicas domésticas e internacionais. Por esta razão, nesta seção a análise se concentra nas formas reduzidas relativas aos preços domésticos relevantes: agrícolas (p_a) e industriais (p_i).

Do equilíbrio no mercado do produto agrícola não comercializável [(7)=(8)] se obtém uma expressão para p_a . A partir desta expressão de p_a , de (2) e de (3), obtém-se (14).

$$p_a = \alpha_0 + \alpha_1 p_i + \alpha_3 m_0 + \alpha_2 p_c \quad (14)$$

Sendo que em (14):

$$\alpha_0 = [(\mu / (b_1 + 1))] (\theta_b - b_0 - k_0)$$

$$\alpha_1 = \mu b_3 / (b_1 + 1)$$

$$\alpha_2 = [(1 - \mu)(b_1 + 1) + \mu b_2] / (b_1 + 1)$$

$$\alpha_3 = \mu / (b_1 + 1)$$

Os parâmetros α_1 , α_2 , e α_3 são maiores que zero e menores que um e $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$, o que implica que se os preços industriais, o preço do bem comercializável e a oferta monetária variarem numa proporção dada, o preço de bem agrícola não comercializável se modificara também nessa mesma proporção. Por outra parte, verifica-se que $\alpha_1 < \alpha_3$, e a relação de α_1 e α_3 com α_2 é indeterminada.

A seguir, a partir de (1), (5), (10), (13) e (14) obtém-se a forma reduzida para p_a , (equação 15).

$$\begin{aligned} p_a = & \alpha_0 [(1 - (1 - \beta_1)\gamma(1 - \delta))] \phi^{-1} + \beta_0 [\alpha_1 + \alpha_2 \lambda \gamma(1 - \delta)] \phi^{-1} \\ & \{ [\alpha_1 + \alpha_2 \lambda \gamma(1 - \delta)] (1 - \beta_1) + [1 - (1 - \beta_1)\gamma(1 - \delta)] \lambda \alpha_2 \} e_0 \phi^{-1} + \\ & \{ [\alpha_1 + \alpha_2 \lambda \gamma(1 - \delta)] (1 - \beta_1) (1 - \gamma) - [1 - (1 - \beta_1)\gamma(1 - \delta)] \lambda \gamma \alpha_2 \} p^* \phi^{-1} + \\ & [1 - (1 - \beta_1)\gamma(1 - \delta)] \lambda \alpha_2 p_c^* \phi^{-1} + [1 - (1 - \beta_1)\gamma(1 - \delta)] \alpha_3 m_0 \phi^{-1} \end{aligned} \quad (15)$$

A partir de (13) e (15) obtém-se a forma reduzida para p_i (equação 16)

$$\begin{aligned}
p_i &= \beta_0(1 - \alpha_2 \lambda \gamma \delta) \phi^{-1} + [\beta_1 \pi + (1 - \beta_1) \gamma \delta] \alpha_0 \phi^{-1} + [\beta_1 \pi + (1 - \beta_1) \gamma \delta] \alpha_2 \lambda p_c^* \phi^{-1} + \\
& \{ [\beta_1 \pi + (1 - \beta_1) \gamma \delta] \alpha_2 \lambda + (1 - \beta_1) (1 - \alpha_2 \lambda \gamma \delta) \} e_o \phi^{-1} + \\
& \{ (1 - \alpha_2 \lambda \gamma \delta) (1 - \beta_1) (1 - \gamma) - [\beta_1 \pi + (1 - \beta_1) \gamma \delta] \alpha_2 \lambda \gamma \} p^* \phi^{-1} + \\
& [\beta_1 \pi + (1 - \beta_1) \gamma \delta] \alpha_3 m_o \phi^{-1}
\end{aligned} \tag{16}$$

Sendo que em (15) e (16):

$$\phi = (1 - \alpha_2 \lambda \gamma \delta) [1 - (1 - \beta_1) \gamma (1 - \delta)] - [\beta_1 \pi + (1 - \beta_1) \gamma \delta] [\alpha_1 + \alpha_2 \lambda \gamma (1 - \delta)]$$

Nestas equações os numeradores podem ser interpretados como os efeitos diretos do choque da variável exógena sobre os preços domésticos de referência, enquanto que os denominadores refletem o efeito multiplicador. Com base nestas duas equações é possível analisar os resultados teóricos, estático-comparativos, para o modelo, concentrando a análise nos efeitos de acontecimentos macroeconômicos domésticos e externos sobre os preços relativos domésticos (os termos de troca domésticos dados pela relação p_e/p_i). Esta análise pode ser feita sob diferentes hipóteses de indexação do câmbio ao diferencial de preços domésticos e externos (coeficiente γ); dos custos industriais às mudanças de preços agrícolas (seja através dos salários industriais ou dos custos das matérias-primas agrícolas) (coeficiente π); do preço do bem agrícola comercializável (p_c) ao seu correspondente preço internacional (p_c^*) (coeficiente λ).

Nestes três casos, se o correspondente coeficiente for igual a um a indexação é perfeita; e se o coeficiente for igual a zero, não existe indexação. A ausência de indexação pode ser entendida como uma situação de curto prazo, enquanto que a indexação perfeita como uma situação de longo prazo.

Nas Tabelas 1, 2, 3 e 4 se apresentam os resultados esperados para as elasticidades dos preços domésticos (agrícolas, E_a , e industriais, E_i) com respeito a choques nos preços internacionais de produtos agrícolas, no nível de preço norte-americano, na oferta monetária doméstica de cada país e na taxa cambial doméstica de cada país, respectivamente.

Em cada caso analisam-se oito combinações dos três indexadores considerando-se unicamente a possibilidade que os mesmos tenham valor zero ou um (casos um até oito)

Na Tabela 1 apresentam-se os resultados dos oito casos considerados na análise estático-comparativa se o choque corresponde ao preço internacional do produto agrícola.

Tabela 1- Elasticidades dos preços domésticos com respeito a choques nos preços internacionais de produtos agrícolas sob diferentes hipóteses de indexação

| Indexação | | ELASTICIDADES | | |
|-----------|-------------------------|---|---|---|
| Caso | Indexadores | Ea | Ei | Ea - Ei |
| 1 | $\gamma=\pi=\lambda=1$ | α_2 / α_3 | α_2 / α_3 | 0 |
| 2 | $\gamma=\pi=\lambda=0$ | 0 | 0 | 0 |
| 3 | $\gamma=\pi=0\lambda=1$ | α_2 | 0 | α_2 |
| 4 | $\gamma=\pi=1\lambda=0$ | 0 | 0 | 0 |
| 5 | $\gamma=\lambda=0\pi=1$ | 0 | 0 | 0 |
| 6 | $\gamma=\lambda=1\pi=0$ | $\alpha_2[1-(1-\beta_1)(1-\delta)] /$ $\{\alpha_3\delta+\beta_1[1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ | $\alpha_2\delta(1-\beta_1) /$ $\{\alpha_3\delta+\beta_1[1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ | $\alpha_2\beta_1 /$ $\{\alpha_3\delta+\beta_1[1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ |
| 7 | $\pi=\lambda=0\gamma=1$ | 0 | 0 | 0 |
| 8 | $\pi=\lambda=1\gamma=0$ | $\alpha_2/(1-\alpha_1\beta_1)$ | $\alpha_2\beta_1/(1-\alpha_1\beta_1)$ | $\alpha_2(1-\beta_1)/(1-\alpha_1\beta_1)$ |

Perante um choque no preço internacional do produto agrícola comercializável, se não existe indexação deste preço com o correspondente preço agrícola doméstico ($\lambda=0$), tal como acontece nos casos 2, 4, 5, e 7, as correspondentes elasticidades dos preços domésticos (agrícola e industrial) são zero, não havendo, portanto, modificações nos preços relativos. Esta situação é determinada pelo fato que, independentemente do que aconteça com os outros dois indexadores, o choque externo não é internalizado nem diretamente ao preço agrícola doméstico nem indiretamente, através do custo industrial, ao preço do produto industrial.

No caso um, em que existe perfeita indexação nas três variáveis relevantes, o choque do preço agrícola internacional é repassado da mesma forma para todos os preços

nominais da economia. O efeito direto sobre os dois preços se reduz a α_2 , enquanto que o efeito multiplicador é $1/\alpha_3$. Dado que tanto α_2 como α_3 são positivos, o efeito total do choque têm o mesmo sinal que o do choque, e como α_3 é menor que um, o efeito multiplicador amplia o efeito direto. Neste caso, as elasticidades do preço industrial e do preço agrícola são idênticas, não havendo, portanto, modificações nos preços relativos perante um choque no preço internacional do produto agrícola comercializável

No caso três, em que somente o preço doméstico do bem agrícola comercializável é perfeitamente indexado com o correspondente preço internacional, mas são nulos os indexadores da taxa de câmbio e dos custos industriais aos salários, os correspondentes valores de E_a e E_i são α_2 e zero. Portanto é α_2 o montante da modificação dos preços relativos perante o choque externo. O resultado explica-se porque o choque não é repassado aos custos industriais (dado que $\pi = 0$) e, porque segundo (14), o efeito direto do choque em p_c^* sobre p_a é equivalente a α_2 .

No caso seis, em que a indexação do câmbio e do preço do bem agrícola comercializável são perfeitas mas os custos industriais não estão indexados ao preço agrícola, E_a e E_i são ambas positivas, porém, E_a é maior que E_i . Por esta razão, nas condições que definem esta hipótese, o choque externo provoca uma mudança nos preços relativos. O fato de E_i ser positiva ainda que π seja zero, explica-se pelos efeitos do choque em p_c^* sobre p_a através do nível geral de preços da economia e da taxa de câmbio.

Finalmente, no oitavo caso a hipótese adotada indica que são perfeitamente indexados o preço industrial ao preço agrícola doméstico e o preço doméstico do bem agrícola comercializável ao seu correspondente preço internacional; o câmbio não é indexado ao diferencial dos preços domésticos e internacionais. Neste caso, ambas as elasticidades são positivas sendo E_a maior que E_i , pois, dada a hipótese adotada, os efeitos iniciais diretos reduzem-se aos valores de α_2 e $\alpha_2\beta_1$ respectivamente sobre p_a e p_i , sendo idêntico o efeito multiplicador sobre ambos os preços.

Na Tabela 2 apresentam-se os resultados dos oito casos considerados na análise estático-comparativa quando ocorre choque no nível de preço nos EUA, que é considerado também como sendo representativo do nível internacional de preços.

Tabela 2- Elasticidades dos preços domésticos com respeito a choques no nível de preço nos EUA sob diferentes hipóteses de indexação

| Indexação | | ELASTICIDADES | | |
|-----------|--------------------------|---|---|---|
| Caso | Indexadores | E_s | E_i | $E_s - E_i$ |
| 1 | $\gamma=\pi=\lambda=1$ | $-\alpha_2/\alpha_3$ | $-\alpha_2/\alpha_3$ | 0 |
| 2 | $\gamma=\pi=\lambda=0$ | $\alpha_1(1-\beta_1)$ | $(1-\beta_1)$ | $(\alpha_1-1)(1-\beta_1)$ |
| 3 | $\gamma=\pi=0 \lambda=1$ | $\alpha_1(1-\beta_1)$ | $(1-\beta_1)$ | $(\alpha_1-1)(1-\beta_1)$ |
| 4 | $\gamma=\pi=1 \lambda=0$ | 0 | 0 | 0 |
| 5 | $\gamma=\lambda=0 \pi=1$ | $\alpha_1(1-\beta_1)/(1-\alpha_1\beta_1)$ | $(1-\beta_1)/(1-\alpha_1\beta_1)$ | $(1-\beta_1)(\alpha_1-1)/(1-\alpha_1\beta_1)$ |
| 6 | $\gamma=\lambda=1 \pi=0$ | $-\alpha_2 [1-(1-\beta_1)(1-\delta)] /$ $\{\alpha_3\delta + \beta_1[1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ | $-\alpha_2 \delta(1-\beta_1) /$ $\{\alpha_3\delta + \beta_1[1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ | $-\alpha_2 \beta_1 /$ $\{\alpha_3\delta + \beta_1[1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ |
| 7 | $\pi=\lambda=0 \gamma=1$ | 0 | 0 | 0 |
| 8 | $\pi=\lambda=1 \gamma=0$ | $\alpha_1(1-\beta_1)/(1-\alpha_1\beta_1)$ | $(1-\beta_1)/(1-\alpha_1\beta_1)$ | $(\alpha_1-1)(1-\beta_1)/(1-\alpha_1\beta_1)$ |

Os resultados obtidos podem ser melhor compreendidos se, a partir das formas reduzidas (15) e (16), aprecia-se que, sem levar em conta o efeito multiplicador, são três os efeitos diretos do choque sobre cada um dos dois preços domésticos relevantes

Os efeitos diretos do choque em p^* , sem levar em conta o efeito multiplicador, sobre p_s são: a) $-\alpha_2\lambda\gamma$, através do atrelamento do câmbio ao diferencial de preços internos e domésticos e da relação dos preços agrícolas doméstico e internacional através do câmbio; b) $\alpha_1(1-\beta_1)$, indiretamente através do efeito sobre p_i e deste, diretamente, sobre p_s ; c) $-\alpha_1\gamma(1-\beta_1)$, indiretamente através do efeito sobre o câmbio, deste sobre p_i e deste último preço, diretamente, sobre p_s . Assim, o efeito direto do choque em p^* sobre p_s (a) tem sinal oposto ao do choque inicial e depende dos indexadores λ e γ , enquanto que a soma dos efeitos via p_i tem o mesmo sinal que o do choque e depende somente dos indexadores γ

Os efeitos diretos, sem levar em conta o efeito multiplicador, de um choque em p^* sobre p_i são: a) $(1-\beta_1)(1-\gamma)$, pela incidência direta de p^* nos custos industriais; b) $-\alpha_2\lambda\gamma\beta_1\pi$, pelo efeito que p^* tem, através do câmbio, deste sobre o preço agrícola comercializável, deste sobre o preço agrícola total e deste sobre os custos industriais, c) $-\alpha_2\lambda\gamma\delta(1-\beta_1)$, pelo efeito, através de p_s , sobre o nível geral de preços da economia e

deste sobre os custos industriais. Assim, o primeiro efeito, (a), tem o mesmo sinal que o do choque e somente depende do valor do indexador γ , enquanto que os efeitos através do câmbio, (b) e (c), dependem dos três indexadores e têm sinal contrário ao do choque

No primeiro dos oito casos considerados, em que existe perfeita indexação nas três variáveis relevantes, o choque do preço internacional é repassado da mesma forma para todos os preços nominais da economia, tal como acontecia com o choque do preço internacional agrícola, só que, neste caso, com sinal contrário ao do choque. Por esta razão, nesta hipótese, as elasticidades do preço industrial e do preço agrícola são idênticas, não havendo, portanto, modificações nos preços relativos perante o choque externo

No segundo caso, ausência total de indexação, todo aumento em p^* afeta p_i na proporção $(1 - \beta_1)$, pois vigora somente o efeito (a), e p_e na proporção $\alpha_1(1 - \beta_1)$ que é o efeito através de p_i . Ambos efeitos modificam os preços na mesma direção do choque. Portanto existe, neste caso, mudança nos preços relativos.

Semelhante resultado ao do caso anterior obtém-se no caso três, pois o valor de λ não afeta o efeito do choque, desde que π e γ sejam simultaneamente zero, como acontece nos casos dois e três.

Nos casos quatro e sete não existe efeito algum do choque em p^* sobre os preços domésticos, pois as combinações dos valores dos indexadores adotadas nestas hipóteses fazem com que se anulem tanto os efeitos diretos como aqueles que operam através do câmbio sobre os preços domésticos.

Nos casos cinco e oito obtém-se um resultado que é semelhante aquele obtido nos casos dois e três, só que se acrescenta um efeito multiplicador. Em ambos casos, os efeitos do choque, sobre os preços domésticos ficam reduzidos aos impactos diretos através de p_i , não havendo impactos através do câmbio. Portanto, as elasticidades dos dois preços são ambas positivas, porém maiores que nos casos dois e três. A mudança nos preços domésticos originada no choque em p^* é maior em p_i do que em p_e .

Finalmente, no caso seis, os efeitos diretos sobre os preços e através do câmbio concorrem, determinando elasticidades negativas para os dois preços, sendo maior, em valor absoluto, E_i que E_e .

Na Tabela 3 apresentam-se os resultados da análise estático-comparativa quando o choque corresponde à oferta monetária.

Tabela 3 - Elasticidades dos preços domésticos com respeito a choques na oferta monetária sob diferentes hipóteses de indexação.

| Indexação | | ELASTICIDADES | | |
|-----------|--------------------------|---|---|---|
| Caso | Indexadores | E_a | E_i | $E_a - E_i$ |
| 1 | $\gamma=\pi=\lambda=1$ | 1 | 1 | 0 |
| 2 | $\gamma=\pi=\lambda=0$ | α_3 | 0 | α_3 |
| 3 | $\gamma=\pi=0 \lambda=1$ | α_3 | 0 | α_3 |
| 4 | $\gamma=\pi=1 \lambda=0$ | $\alpha_3 / (1-\alpha_1)$ | $\alpha_3 / (1-\alpha_1)$ | 0 |
| 5 | $\gamma=\lambda=0 \pi=1$ | $\alpha_3 / (1-\alpha_1\beta_1)$ | $\alpha_3\beta_1 / (1-\alpha_1\beta_1)$ | $\alpha_3(1-\beta_1) / (1-\alpha_1\beta_1)$ |
| 6 | $\gamma=\lambda=1 \pi=0$ | $\alpha_3[1-(1-\beta_1)(1-\delta)] /$ $\{\alpha_3\delta+\beta_1[1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ | $\alpha_3\delta(1-\beta_1) /$ $\{\alpha_3\delta+\beta_1[1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ | $\alpha_3\beta_1 /$ $\{\alpha_3\delta+\beta_1[1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ |
| 7 | $\pi=\lambda=0 \gamma=1$ | $\alpha_3[1-(1-\delta)(1-\beta_1)] /$ $\{1-[1-\beta_1][1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ | $(1-\beta_1)\alpha_3\delta /$ $\{1-[1-\beta_1][1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ | $\alpha_3\beta_1 /$ $\{1-[1-\beta_1][1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ |
| 8 | $\pi=\lambda=1 \gamma=0$ | $\alpha_3 / (1-\alpha_1\beta_1)$ | $\alpha_3\beta_1 / (1-\alpha_1\beta_1)$ | $\alpha_3(1-\beta_1) / (1-\alpha_1\beta_1)$ |

No primeiro caso, perfeita indexação nos três indexadores, os preços nominais crescem proporcionalmente à variação da moeda, não havendo, portanto, modificação dos preços relativos.

No segundo caso, ausência de indexação, somente se modificam os preços agrícolas, segundo o efeito descrito na equação (15), via demanda da produção agrícola, não havendo efeito sobre os preços industriais. A falta de indexação impede que exista qualquer efeito sobre os preços industriais. A resposta dos preços agrícolas ao choque é menos que proporcional, mas do mesmo sinal.

O mesmo resultado que no caso anterior obtém-se no terceiro caso, pois o valor do indexador λ , que é a diferença entre os supostos das hipóteses de indexação entre os casos dois e três, não afeta o resultado obtido. Existe, portanto, mudança nos preços relativos caso ocorrer um choque de moeda, sendo que a resposta dos preços agrícolas é menos que proporcional ao choque e do mesmo sinal.

No caso quatro, o choque da moeda é repassado na mesma proporção aos dois preços relevantes, não havendo, portanto, modificação nos preços relativos. Em relação aos casos anteriores, aos efeitos diretos sobre os preços acrescenta-se um efeito multiplicador, expressado através do denominador menor que a unidade. Este efeito multiplicador faz que as elasticidades sejam maiores que no caso três.

No caso cinco o choque da moeda é repassado em diferentes proporções aos dois preços relevantes, havendo, portanto, modificação nos preços relativos. Em relação ao caso anterior, o efeito direto sobre os preços agrícolas é o mesmo, enquanto que o efeito direto sobre o preço industrial é menor no caso cinco. O denominador, que expressa o efeito multiplicador, é o mesmo para os dois preços e é maior do que no caso anterior. Portanto, efeitos diretos e indiretos, conjuntamente considerados, determinam que E_a seja maior do que E_i , de forma tal que, se acontecer um choque de moeda sob as condições desta hipótese, existe alteração dos preços relativos.

Nos casos seis e sete obtêm-se resultados idênticos, evidenciando que se, tal como é comum às duas hipóteses de indexação destes casos, acontece que $\gamma=1$ e $\pi=0$, o valor de λ não afeta o resultado obtido. Nestas duas hipóteses expressam-se os efeitos do choque sobre os preços industriais através dos impactos sobre o nível geral de preços e a taxa de câmbio. Sobre os preços agrícolas acontece que tem sinais opostos o efeito direto evidenciado por α_3 e os restantes impactos dados por $\alpha_3(1-\beta_1)(1-\delta)$. Nestas condições E_a é maior que E_i sendo que ambas são positivas. Haverá, caso ocorrer um choque de moeda, mudanças nos preços relativos.

Por último, no caso oito, os resultados são idênticos aos obtidos no caso cinco, o que evidencia que o valor de λ , que é a diferença entre os supostos adotados nos dois casos, não afeta os resultados obtidos se $\pi=1$ e $\gamma=0$, como é comum às duas hipóteses.

Na Tabela 4 apresentam-se os resultados para o choque correspondente à taxa cambial. Os resultados obtidos podem ser melhor compreendidos se, a partir das formas reduzidas (15) e (16), aprecia-se que, sem levar em conta o efeito multiplicador, são dois os efeitos do choque sobre cada um dos dois preços domésticos relevantes.

Tabela 4 - Elasticidades dos preços domésticos com respeito a choques na taxa de câmbio sob diferentes hipóteses de indexação

| Indexação | | ELASTICIDADES | | |
|-----------|-------------------------|---|---|---|
| Caso | Indexadores | E_s | E_i | $E_s - E_i$ |
| 1 | $\gamma=\pi=\lambda=1$ | $[\alpha_1(1-\beta_1)+\alpha_2]/$ $\alpha_3[1-(1-\beta_1)(1-\delta)]$ | $[(1-\beta_1)+\alpha_2\beta_1]/$ $\alpha_3[1-(1-\beta_1)(1-\delta)]$ | $(1-\beta_1)(\alpha_1-1+\alpha_2)/$ $\alpha_3[1-(1-\beta_1)(1-\delta)]$ |
| 2 | $\gamma=\pi=\lambda=0$ | $\alpha_1(1-\beta_1)$ | $(1-\beta_1)$ | $(\alpha_1-1)(1-\beta_1)$ |
| 3 | $\gamma=\pi=0\lambda=1$ | $\alpha_2+\alpha_1(1-\beta_1)$ | $(1-\beta_1)$ | $\alpha_2+(\alpha_1-1)(1-\beta_1)$ |
| 4 | $\gamma=\pi=1\lambda=0$ | $\alpha_1(1-\beta_1)/$ $(1-\alpha_1)[1-(1-\beta_1)(1-\delta)]$ | $(1-\beta_1)/$ $(1-\alpha_1)[1-(1-\beta_1)(1-\delta)]$ | $(\alpha_1-1)(1-\beta_1)/$ $(1-\alpha_1)[1-(1-\beta_1)(1-\delta)]$ |
| 5 | $\gamma=\lambda=0\pi=1$ | $\alpha_1(1-\beta_1)/(1-\alpha_1\beta_1)$ | $(1-\beta_1)/(1-\alpha_1\beta_1)$ | $(\alpha_1-1)(1-\beta_1)/(1-\alpha_1\beta_1)$ |
| 6 | $\gamma=\lambda=1\pi=0$ | $[\alpha_1(1-\beta_1)+\alpha_2]/$ $\{\alpha_3\delta+\beta_1[1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ | $(1-\beta_1)/$ $\{\alpha_3\delta+\beta_1[1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ | $[\alpha_2-(1-\beta_1)(1-\alpha_1)]/$ $\{\alpha_3\delta+\beta_1[1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ |
| 7 | $\pi=\lambda=0\gamma=1$ | $\alpha_1(1-\beta_1)/$ $\{1-[1-\beta_1][1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ | $(1-\beta_1)/$ $\{1-[1-\beta_1][1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ | $(\alpha_1-1)(1-\beta_1)/$ $\{1-[1-\beta_1][1-\delta(1-\alpha_1)]\}$ |
| 8 | $\pi=\lambda=1\gamma=0$ | $[\alpha_1(1-\beta_1)+\alpha_2]/(1-\alpha_1\beta_1)$ | $[(1-\beta_1)+\alpha_2\beta_1]/(1-\alpha_1\beta_1)$ | $-\alpha_1(1-\beta_1)/(1-\alpha_1\beta_1)$ |

Os efeitos diretos do choque na taxa de câmbio, sem levar em conta o efeito multiplicador, sobre p_s são: a) $\lambda\alpha_2$, através da relação do preço doméstico do bem agrícola comercializável (e, por consequência, do preço agrícola doméstico agregado) com o preço agrícola internacional; b) $\alpha_1(1-\beta_1)$, indiretamente através do efeito do câmbio sobre p_i , via custos industriais importados, e deste preço, diretamente, sobre p_s , via a incidência do preço do produto industrial nos custos de produção agrícolas. Assim, ambos efeitos do choque na taxa de câmbio sobre p_s têm o mesmo sinal que o do choque inicial. O efeito (a) depende somente do indexador γ , enquanto que o efeito (b) independe do valor dos três indexadores.

Por sua vez, os efeitos diretos, sem levar em conta o efeito multiplicador, do choque na taxa de câmbio sobre p_i são: a) $(1-\beta_1)$, pela incidência direta do câmbio, através da conversão a moeda local do preço internacional do insumo industrial importado (representado por p^*), nos custos industriais; b) $-\alpha_2\lambda\beta_1\pi$, pelo efeito do câmbio sobre o preço doméstico do produto agrícola comercializável, deste sobre o preço agrícola total e deste sobre os custos industriais. Assim, os dois efeitos sobre p_i

tem o mesmo sinal que o do choque. O primeiro efeito, (a), independe do valor de qualquer indexador; o segundo efeito, (b), depende dos valores dos indexadores λ e π

No primeiro dos oito casos considerados, o choque da taxa de câmbio é repassado tanto aos preços agrícolas quanto aos preços industriais através das duas vias analisadas parágrafos acima. Adicionalmente, existe um efeito multiplicador em ambos casos que amplia o efeito direto. Assim, E_a é menor que E_i e ambas são positivas. Perante um choque na taxa de câmbio existe, portanto, modificação nos preços relativos, na mesma direção do choque e variando menos os preços agrícolas que os industriais

O segundo caso é definido pela ausência total de indexação. Por esta razão, só são relevantes os efeitos do choque que independem dos indexadores. Isto é, segundo discutido anteriormente, $(1-\beta_1)$ sobre p_i e $\alpha_1(1-\beta_1)$ sobre os preços agrícolas. Não existe efeito multiplicador e ambas elasticidades são positivas. Porém, E_a é menor que E_i de maneira tal que um choque na taxa de câmbio modifica os preços relativos

O caso três distingue-se do segundo somente pelo valor do indexador λ . Por esta razão não existem alterações nos efeitos diretos sobre os preços industriais em relação ao segundo caso. Já sobre os preços agrícolas, acrescenta-se o efeito direto α_2 da taxa de câmbio sobre os preços agrícolas. Adicionalmente, comparando com o caso anterior, agrega-se um efeito multiplicador. As duas elasticidades são positivas, porém, não é possível determinar qual das duas é maior. Portanto, não é possível estabelecer em que direção evoluem os preços relativos perante um choque na taxa de câmbio.

Os efeitos diretos no quarto e sétimo casos são idênticos aos do caso dois, em virtude da influência dos valores dos indexadores sobre os dos efeitos já analisados do choque da taxa de câmbio sobre os preços agrícolas e industriais. Nos casos quatro e sete acrescenta-se um efeito multiplicador (diferente em cada caso) que não existia no caso três. Assim, nos casos quatro e sete, ambas elasticidades são positivas e E_a é menor que E_i .

No caso cinco os efeitos diretos do choque da taxa de câmbio, dados os supostos adotados sobre o valor dos indexadores, coincidem com os do caso dois, sendo que no caso cinco existe um efeito multiplicador que faz que ambas elasticidades sejam maiores que no caso dois. Porém, E_i é maior que E_a , sendo que ambas são positivas.

No sexto caso evidencia-se que o choque da taxa de câmbio tem sobre os preços agrícolas os dois efeitos já analisados (direto e através de p_i) enquanto que sobre os preços industriais só se manifesta o efeito direto. A estes efeitos diretos deve somar-se o efeito multiplicador. Nestas condições, ambas elasticidades são positivas, mas não é possível determinar qual das duas é maior.

No oitavo caso, expressam-se os dois efeitos diretos do choque na taxa de câmbio, isto é, tanto o efeito sobre os preços agrícolas quanto sobre os preços industriais. Nesta hipótese, os efeitos diretos são acrescentados pelo correspondente efeito multiplicador. As duas elasticidades são positivas, mas E_a é menor que E_i .

II.3 Modelo conjunto

II.3.1 Introdução

A segunda fase da pesquisa visa analisar a influência dos fatores macroeconômicos dos dois países, especificamente câmbio e moeda, e de variáveis econômicas internacionais relevantes (preços de produtos agropecuários, preço do petróleo, etc.) sobre a competitividade das agriculturas uruguaia e brasileira e sobre o comércio de produtos agrícolas entre os dois países.

Para cumprir com este objetivo, foi desenvolvido um modelo teórico chamado de “modelo conjunto”. Este “modelo conjunto” é uma extensão do “modelo nacional” já analisado na seção II.2.1. para o caso de duas economias relacionadas através do comércio de produtos agrícolas. Este “modelo conjunto” foi especialmente desenvolvido nesta pesquisa. Em relação ao modelo da seção II.2.1 se introduziram algumas modificações. Por uma parte, estas modificações tentam incorporar ao modelo os fluxos comerciais de produtos agrícolas. Por outra parte, introduzem-se algumas simplificações adicionais para que o modelo não fique muito complexo. É conveniente reiterar que a estrutura do modelo é, somente, uma visão muito estilizada dos problemas em questão, visando apoiar a modelagem econométrica. Qualquer um dos mercados envolvidos poderia ser modelado de maneira bem mais realista, e, portanto, mais complexa do que o apresentado a seguir.

II.3.2 Descrição do modelo

No que segue os subíndices a e i indicam o tipo de produto (agrícola agregado e industrial respectivamente). É importante esclarecer que, como se explica mais adiante, considera-se no modelo a existência de dois produtos agrícolas diferentes (sendo que ambos são produzidos nos dois países). Portanto o subíndice a refere ao produto agrícola agregado em cada país e os subíndices x e z referem aos dois diferentes tipos de produtos agrícolas. O produto x é exportado pelo Brasil (que também produz e importa z) e o produto z é exportado por Uruguai (que também produz e importa x). Por sua vez os sobreíndices u e b indicam o país (Uruguai e Brasil, respectivamente) e os sobreíndices s e d , por sua vez, assinalam oferta e demanda. **Em todas as expressões trabalha-se com o logaritmo da variável original.**

Os mercados de moeda e de divisas são considerados nos dois países da mesma forma que nos modelos nacionais. Assim, no mercado de câmbio se aceita que a política cambial segue nos dois países o princípio da paridade de poder de compra em relação ao nível de preços nos EUA (p^*), admitindo-se, porém, a possibilidade de um desvio mais ou menos sistemático neste comportamento (representado pelos coeficientes γ) segundo o apresentado nas equações (17) e (18), sendo que γ^b e γ^u variam entre zero e um.

$$e^b = e_0^b + \gamma^b (p^b - p^*) \quad (17)$$

$$e^u = e_0^u + \gamma^u (p^u - p^*) \quad (18)$$

Por sua vez, nos dois países, oferta e demanda de moeda se igualam, dependendo a segunda, tal como foi aceitado de forma muito simplificada no modelo nacional, unicamente da renda e considerando-se a velocidade de circulação como uma constante, tal qual se descreve nas equações (19) e (20).

$$m_0^b = k_0^b + y^b \quad (19)$$

$$m_0^u = k_0^u + y^u \quad (20)$$

Em segundo lugar, considera-se que em cada país existem somente dois setores de atividade econômica: industrial e agrícola.

No setor agrícola, considera-se que em cada um dos dois países se produzem dois tipos de bens agrícolas ou conjuntos de produtos agrícolas (x e z) e que eles são comercializáveis, não havendo (como sim havia no modelo nacional) produtos agrícolas não comercializáveis. Adicionalmente, admite-se que, ainda que cada país produza os dois bens agrícolas, existem vantagens comparativas que fazem com que cada um dos dois países encontre-se mais especializado na produção de um dos dois bens agrícolas, no caso o bem x no Brasil e o bem z no Uruguai. Cada país consome e exporta (ao outro país e/ou ao resto do mundo) um dos dois bens que produz, aquele para o qual tem maiores vantagens comparativas (produto x no Brasil e produto z no Uruguai), importando (do outro país e/ou do resto do mundo) parte do consumo doméstico do bem para o qual tem menores vantagens (produto z no Brasil e produto x no Uruguai).

Os preços agrícolas (p_a) e a produção (q_a) agregados ficam representados nas equações (21) e (22) e (23) e (24), onde μ representa a fração correspondente à produção do bem z no total da produção agrícola. Portanto, os valores μ de variam entre zero e um

$$p_a^b = \mu^b p_z^b + (1 - \mu^b) p_x^b \quad (21)$$

$$p_a^u = \mu^u p_z^u + (1 - \mu^u) p_x^u \quad (22)$$

$$q_a^b = \mu^b q_z^b + (1 - \mu^b) q_x^b \quad (23)$$

$$q_a^u = \mu^u q_z^u + (1 - \mu^u) q_x^u \quad (24)$$

Os bens agrícolas (z e x) são comercializáveis nos dois países. Supõe-se que os dois países são tomadores de preços no mercado internacional, isto é, adota-se o suposto de país pequeno. Nestas condições, os preços domésticos em moeda local (p_x^u , p_z^b , p_x^b e p_z^u) serão função dos preços internacionais dos produtos (p_x^* e p_z^*) e das taxas de câmbio (e^b e e^u) segundo o apresentado nas equações (25), (26), (27) e (28). Nestas equações admite-se que a correspondência entre preços internacionais e domésticos pudesse não ser perfeita em função da existência dos fatores α e β . Estes fatores α e β poderão ser diferentes de um na medida em que existam distorções associadas com impostos e/ou subsídios às exportações do produto agrícola, às próprias características do funcionamento dos mercados, etc. Admite-se que estes fatores α e β variam entre zero e um.

$$p_x^b = \alpha^b(p_x^* + e^b) \quad (25)$$

$$p_x^u = \alpha^u(p_x^* + e^u) \quad (26)$$

$$p_z^b = \beta^b(p_z^* + e^b) \quad (27)$$

$$p_z^u = \beta^u(p_z^* + e^u) \quad (28)$$

Supõe-se que a produto (valor agregado) doméstico (q^*) de cada um dos dois produtos agrícolas produzido em cada país, depende diretamente do preço doméstico do produto em questão, inversamente do preço doméstico do único insumo empregado na produção, que é o produto industrial, e, também, inversamente do preço doméstico do outro produto agrícola, tal como se apresenta nas equações (29), (30), (31) e (32), sendo que nestas quatro equações os preços são expressos em moeda local de cada país e que os valores dos coeficientes a_i , b_i , c_i e d_i (sendo $i = 1, 2, 3, 4$) são maiores que zero e menores que um. Também aceita-se que nas equações de oferta $u_1 + u_2 - u_3 = 0$ (sendo $u = a, b, c, d$)

$$q^{*b}_x = a_0 + a_1 p_x^b - a_2 p_i^b - a_3 p_z^b \quad (29)$$

$$q^{*u}_x = b_0 + b_1 p_x^u - b_2 p_i^u - b_3 p_z^u \quad (30)$$

$$q^{*b}_z = c_0 + c_1 p_z^b - c_2 p_i^b - c_3 p_x^b \quad (31)$$

$$q^{*u}_z = d_0 + d_1 p_z^u - d_2 p_i^u - d_3 p_x^u \quad (32)$$

Nas demandas domésticas pelos bens agrícolas, de forma análoga ao caso do modelo nacional aceita-se que existe uma fração fixa da renda aplicada no bem industrial (cujos logaritmos são f_0 , g_0 , h_0 , e i_0) tal como é o caso para funções de utilidade do tipo potência e, por também para simplificar as análises, que os coeficientes correspondentes às variáveis renda e preços são iguais à unidade (equações 33, 34, 35 e 36).

$$q^{db}_x = f_0 + Y^b - p_x^b \quad (33)$$

$$q^{du}_x = g_0 + Y^u - p_x^u \quad (34)$$

$$q^{db}_z = h_0 + Y^b - p_z^b \quad (35)$$

$$q^{du}_z = i_0 + Y^u - p_z^u \quad (36)$$

A diferença entre a oferta e demanda domésticas, do produto x no Brasil e do produto z no Uruguai, é o excesso de oferta de cada país (X^{*b} e Z^{*u}) do respectivo produto agrícola segundo apresentado nas equações (37) e (38) que equivale às exportações agrícolas do país em questão, para o outro país e/ou o resto do mundo

$$X^{*b} = q^{*b}_x - q^{db}_x = (29) - (33) \quad (37)$$

$$Z^{*u} = q^{*u}_z - q^{du}_z = (32) - (36) \quad (38)$$

Em cada país existe um excesso de demanda (Z^{db} e X^{du}) pelo produto agrícola para o qual o país tem menores vantagens comparativas, que é igual às diferenças entre as próprias demandas domésticas e as respectivas produções (equações 39 e 40) Estes excessos de demanda são equivalentes às importações de cada país do produto em questão (seja do resto do mundo e /ou do parceiro comercial).

$$Z^{db} = q^{db}_z - q^{*b}_z = (35) - (31) \quad (39)$$

$$X^{du} = q^{du}_x - q^{*u}_x = (34) - (30) \quad (40)$$

Admite-se que o setor industrial, nos dois países, produz um único bem Para isto emprega um insumo agrícola (de fato uma combinação dos dois produtos agrícolas - x e z - nas mesmas proporções em que eles são produzidos no país segundo o apresentado nas equações 21 e 22) que pode ser considerado como sendo representativo do salário, e um insumo importado (w) cujo preço doméstico (p_w) depende da taxa de câmbio (ϵ) e do preço internacional do insumo, representado no caso pelo nível de preços nos Estados Unidos (p^*) (equações 41 e 42) . A indústria é considerada, tal como acontecia nos modelos nacionais, como sendo um oligopólio que fixa seus preços (p_x^b no Brasil e p_x^u no Uruguai) mediante a soma aos seus custos de insumos importados de uma certa margem percentual fixa sobre seus custos salariais, representados pelo preço do produto agrícola. Portanto, π é uma medida do grau pelo qual as variações dos preços agrícolas domésticos são transmitidas aos custos industriais e θ é a fração correspondente ao insumo agrícola no total dos insumos empregados pela indústria; assim π e θ variam entre zero e um (equações 43 e 44).

$$p_w^b = (e^b + p^*) \quad (41)$$

$$p_w^u = (e^u + p^*) \quad (42)$$

$$p_i^b = \theta^b \pi^b p_s^b + (1-\theta^b)p_w^b \quad (43)$$

$$p_i^u = \theta^u \pi^u p_s^u + (1-\theta^u)p_w^u \quad (44)$$

As demandas domésticas pelo produto industrial são análogas na sua definição às demandas domésticas pelos produtos agrícolas (equações 45 e 46)

$$q_i^{db} = j_0 + Y^b - p_i^b \quad (45)$$

$$q_i^{du} = l_0 + Y^u - p_i^u \quad (46)$$

Junto às ofertas e demandas dos dois bens agrícolas do Brasil e do Uruguai existem as ofertas (X^{*RM} e Z^{*RM}) e demandas (X^{dRM} e Z^{dRM}) do resto do mundo (excluídos Brasil e Uruguai) destes mesmos dois bens agrícolas. De maneira análoga ao que fora estabelecido para as ofertas e demandas domésticas (equações 29 até 36 inclusive), assume-se que as correspondentes funções de oferta e demanda internacionais envolvem os respectivos preços internacionais dos produtos agrícolas em questão, o preço internacional do insumo agrícola e um deslocador genérico qualquer (W), que poderia ser, por exemplo, a renda do resto do mundo, segundo o apresentado nas equações (47), (48), (49) e (50). Nas demandas internacionais aceita-se que elas se originam a partir de funções de utilidade do tipo potência na que uma fração fixa da renda internacional é dispendida em cada bem agrícola e, por simplicidade, aceita-se que os correspondentes coeficientes dos deslocadores genéricos e dos preços são iguais a um (equações 49 e 50).

$$X^{*RM} = n_0 + n_1 p_x^* - n_2 p^* - n_3 p_z^* \quad (47)$$

$$Z^{*RM} = r_0 + r_1 p_z^* - r_2 p^* - r_3 p_x^* \quad (48)$$

$$X^{dRM} = s_0 + W^x - p_x^* \quad (49)$$

$$Z^{dRM} = t_0 + W^z - p_z^* \quad (50)$$

Com base nestas últimas quatro equações é possível estabelecer as correspondentes expressões para os excessos de oferta do resto do mundo de cada um dos dois produtos agrícolas (equações 51 e 52). A existência destes excessos de oferta do resto do mundo supõe que nem o Brasil é fornecedor exclusivo do bem x ao Uruguai, nem que este último é o único exportador de z ao Brasil. Sem alterar o essencial do modelo, caso for necessário, pode-se formular as equações correspondentes aos excessos de oferta como excessos de demanda, isto é a diferença entre demanda e oferta

$$X^{RM} = X^{sRM} - X^{dRM} \quad (51)$$

$$Z^{RM} = Z^{sRM} - Z^{dRM} \quad (52)$$

Por último, o modelo se completa considerando o produto e o nível de preços agregados, aceitando que δ^b e δ^u representam a fração do produto total que cabe aos bens agrícolas segundo o descrito nas equações (53), (54), (55) e (56). Portanto, os coeficientes δ variam entre zero e um.

$$Y^b = \delta^b q_s^b + (1 - \delta^b) q_i^b \quad (53)$$

$$Y^u = \delta^u q_s^u + (1 - \delta^u) q_i^u \quad (54)$$

$$p^b = \delta^b p_s^b + (1 - \delta^b) p_i^b \quad (55)$$

$$p^u = \delta^u p_s^u + (1 - \delta^u) p_i^u \quad (56)$$

II.3.3 Análise estático-comparativa

O sistema de equações em que se resume o modelo pode ser resolvido com o objetivo de se obter as formas reduzidas para expressar os preços domésticos do produto agrícola exportado por cada país (p_i^u e p_i^b) em função das variáveis exógenas. Assim, será possível avaliar, em termos estático-comparativos os resultados do modelo sob diferentes hipóteses de indexação de certas variáveis, da mesma forma que se fez no caso do modelo nacional.

Como elemento preliminar obtêm-se as formas semi-reduzidas das taxas de câmbio nos dois países. No caso brasileiro, a partir de (17), (21), (25), (27), (43) e (55) obtêm-se (57).

$$e^b = (e_o^b + A p_z^{\cdot} + B p_x^{\cdot} + \Delta p^{\cdot}) E^{-1} \quad (57)$$

No caso uruguaio, a partir de (18), (22), (26), (28), (44) e (56) obtêm-se a expressão (58)

$$e^u = (e_o^u + \Phi p_z^{\cdot} + \Gamma p_x^{\cdot} + H p^{\cdot}) I^{-1} \quad (58)$$

Na Tabela 5 encontra-se o significado dos termos complexos contidos nas expressões (57) e (58).

Para determinar as elasticidades dos preços domésticos dos produtos agrícolas de exportação ($E p_x^b$ e $E p_x^u$) perante choques nas variáveis exógenas se parte de que, no equilíbrio, tem que igualar-se os excessos de oferta e de demanda do Brasil, do Uruguai e do Resto do Mundo para cada um dos dois produtos agrícolas considerados

No caso de bem x , o equilíbrio de oferta e demanda totais supõe que

$$(37) = (40) - (51) \quad (59)$$

Ou, desenvolvendo um pouco mais,

$$(29) - (33) = (34) - (30) + (49) - (47) \quad (59)$$

No caso do bem z , o equilíbrio de oferta e demanda totais supõe que

$$(38) = (39) - (52) \quad (60)$$

Ou, desenvolvendo um pouco mais:

$$(32) - (36) = (35) - (31) + (48) - (50) \quad (60)$$

A partir das igualdades contidas em (59) e (60) e empregando as expressões (19), (20), (21), (22), (26), (27), (43), (44), (57) e (58) obtêm-se as expressões (61) e (62)

Os significados dos termos complexos contidos nas expressões (61) e (62), encontram-se na Tabela 5.

$$\begin{aligned}
 p_i^b = & [K E^{-1} e_o^b + (\Lambda + K A E^{-1} + N \Phi I^{-1}) p_i^c + (K B E^{-1} + O + N \Gamma I^{-1}) p_i^d + \\
 & (K \Delta E^{-1} + M + N H I^{-1}) p^e + (g_o + f_o - b_o + s_o - n_o - a_o - k_o^b - k_o^u) + m_o^b + m_o^u + \\
 & W^x + \Psi p_i^u + N I^{-1} e_o^u] \vartheta^{-1} \quad (61)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 p_i^u = & [P E^{-1} e_o^b + (\zeta + \Phi \Theta I^{-1} + A P E^{-1}) p_i^c + (\Theta \Gamma I^{-1} + T + P B E^{-1}) p_i^d + \\
 & (\Theta H I^{-1} + Y + P \Delta E^{-1}) p^e + (t_o + h_o - c_o + i_o - r_o - d_o - k_o^b - k_o^u) + m_o^b + m_o^u + \\
 & W^z + \Sigma p_i^b + \Theta I^{-1} e_o^u] \Pi^{-1} \quad (62)
 \end{aligned}$$

Substituindo a expressão (61) em (62) obtém-se a correspondente forma reduzida (dito no sentido de que do lado direito da equação somente existem variáveis exógenas) para p_i^b segundo o apresentado em (63). Por sua vez, substituindo (61) em (62) obtém-se a forma reduzida para p_i^u segundo o apresentado em (64). Os significados dos termos complexos contidos nas expressões (63) e (64) encontram-se na Tabela 5.

$$\begin{aligned}
 p_i^b = & [K E^{-1} + P E^{-1} \Psi \Pi^{-1}] \Omega^{-1} e_o^b + \\
 & [(\Lambda + K A E^{-1} + N \Phi I^{-1}) + (\zeta + \Phi \Theta I^{-1} + A P E^{-1}) \Psi \Pi^{-1}] \Omega^{-1} p_i^c + \\
 & [(K B E^{-1} + O + N \Gamma I^{-1}) + (\Theta \Gamma I^{-1} + T + P B E^{-1}) \Psi \Pi^{-1}] \Omega^{-1} p_i^d + \\
 & [(K \Delta E^{-1} + M + N H I^{-1}) + (\Theta H I^{-1} + Y + P \Delta E^{-1}) \Psi \Pi^{-1}] \Omega^{-1} p^e + \\
 & [(g_o + f_o - b_o + s_o - n_o - a_o - k_o^b - k_o^u) + (t_o + h_o - c_o + i_o - r_o - d_o - k_o^b - k_o^u) \Psi \Pi^{-1}] \Omega^{-1} + \\
 & [1 + \Psi \Pi^{-1}] \Omega^{-1} m_o^b + [1 + \Psi \Pi^{-1}] \Omega^{-1} m_o^u + \Omega^{-1} W^x + \\
 & [N I^{-1} + \Theta I^{-1} \Psi \Pi^{-1}] \Omega^{-1} e_o^u + \Psi \Pi^{-1} \Omega^{-1} W^z \quad (63)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 p_i^u = & [P E^{-1} + K E^{-1} \Sigma \vartheta^{-1}] Z^{-1} e_o^b + \\
 & [(\zeta + \Phi \Theta I^{-1} + A P E^{-1}) + (\Lambda + K A E^{-1} + N \Phi I^{-1}) \Sigma \vartheta^{-1}] Z^{-1} p_i^c +
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& [(\Theta \Gamma I^{-1} + T + P B E^{-1}) + (K B E^{-1} + O + N \Gamma I^{-1}) \Sigma \vartheta^{-1}] Z^{-1} p_1^* + \\
& [(\Theta H I^{-1} + Y + P \Delta E^{-1}) + (K \Delta E^{-1} + M + N H I^{-1}) \Sigma \vartheta^{-1}] Z^{-1} p^* + \\
& [(t_0 + h_0 - c_0 + i_0 - r_0 - d_0 - k_0^b - k_0^u) + (g_0 + f_0 - b_0 + s_0 - n_0 - a_0 - k_0^b - k_0^u) \Sigma \vartheta^{-1}] Z^{-1} + \\
& [1 + \Sigma \vartheta^{-1}] Z^{-1} m_0^b + [1 + \Sigma \vartheta^{-1}] Z^{-1} m_0^u + \Sigma \vartheta^{-1} Z^{-1} W^* + \\
& [\Theta I^{-1} + N I^{-1} \Sigma \vartheta^{-1}] Z^{-1} e_0^u + Z^{-1} W^* \tag{64}
\end{aligned}$$

Tabela 5 - Referências das expressões (57) até (64)

| | |
|-------------|---|
| A | $\gamma^b [\delta^b + (1 - \delta^b) \theta^b \pi^b] \mu^b \beta^b$ |
| B | $\gamma^b [\delta^b + (1 - \delta^b) \theta^b \pi^b] (1 - \mu^b) \alpha^b$ |
| Δ | $\gamma^b [(1 - \delta^b)(1 - \theta^b) - 1]$ |
| E | $1 - \gamma^b (1 - \delta^b)(1 - \theta^b) - \gamma^b [\delta^b + (1 - \delta^b) \theta^b \pi^b] [\mu^b \gamma^b + (1 - \mu^b) \alpha^b]$ |
| Φ | $\gamma^u [\delta^u + (1 - \delta^u) \theta^u \pi^u] \mu^u \beta^u$ |
| Γ | $\gamma^u [\delta^u + (1 - \delta^u) \theta^u \pi^u] (1 - \mu^u) \alpha^u$ |
| H | $\gamma^u [(1 - \delta^u)(1 - \theta^u) - 1]$ |
| I | $1 - \gamma^u (1 - \delta^u)(1 - \theta^u) - \gamma^u [\delta^u + (1 - \delta^u) \theta^u \pi^u] [\mu^u \gamma^u + (1 - \mu^u) \alpha^u]$ |
| ϑ | $a_1 + 1 - a_2 (1 - \mu^b) \theta^b \pi^b$ |
| K | $a_2 [\theta^b \pi^b \mu^b \beta^b + (1 - \theta^b)] + a_3 \beta^b$ |
| Λ | $\beta^b (a_2 \theta^b \pi^b \mu^b + a_3) + n_3$ |
| M | $b_2 (1 - \theta^u) + n_2 + a_2 (1 - \theta^b)$ |
| N | $[b_2 \theta^u \pi^u (1 - \mu^u) - b_1 - 1] \alpha^u + b_2 (1 - \theta^u)$ |
| O | $[b_2 \theta^u \pi^u (1 - \mu^u) - b_1 - 1] \alpha^u - n_1 - 1$ |
| Π | $d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u \pi^u$ |
| Θ | $\alpha^u [d_2 \theta^u \pi^u (1 - \mu^u) + d_3] + d_2 (1 - \theta^u)$ |
| P | $(c_2 \theta^b \pi^b \mu^b - 1 - c_1) \beta^b + c_2 (1 - \theta^b)$ |
| T | $\alpha^u [d_2 \theta^u \pi^u (1 - \mu^u) + d_3] + r_3$ |
| Y | $c_2 (1 - \theta^b) + r_2 + d_2 (1 - \theta^u)$ |
| ζ | $(c_2 \theta^b \pi^b \mu^b - 1 - c_1) \beta^b - r_1 - 1$ |
| Σ | $[c_2 \theta^b \pi^b (1 - \mu^b) + c_3]$ |
| Z | $[\Pi \vartheta - \Sigma \Psi] \vartheta^{-1}$ |
| Ψ | $(b_2 \theta^u \pi^u \mu^u + b_3)$ |
| Ω | $[\vartheta \Pi - \Sigma \Psi] \Pi^{-1}$ |

A partir das expressões (63) e (64) é possível fazer a análise estático-comparativa das elasticidades dos preços domésticos dos produtos agrícolas de exportação

($E_{p_i^b}$ e $E_{p_i^u}$ no Brasil e no Uruguai, respectivamente) sob diferentes hipóteses do valor dos indexadores dos preços agrícolas (α e β), do câmbio (γ), e do grau de atrelamento dos preços industriais aos custos agrícolas (π) nos dois países.

Das múltiplas combinações dos valores dos oito indexadores considerados no modelo analisam-se somente três cenários: ausência de indexação (todos os indexadores são iguais a 0), perfeita indexação (todos os indexadores são iguais a 1) e imperfeita indexação (todos os indexadores têm valores entre zero e um)

A estrutura do modelo descrito nas equações (17) até (56) inclusive, e conceitualmente idêntica no que faz referência aos seus aspectos domésticos (características das ofertas e demandas dos diferentes produtos considerados, mecanismos de formação dos preços, etc.) diferenciando-se unicamente pelos valores que os diferentes coeficientes e indexadores podem assumir. A modelagem adotada completa-se com as equações que se referem às ofertas e demandas do resto do mundo. Nestas condições, e dado o procedimento matemático seguido para obter as formas reduzidas dos preços domésticos dos produtos agrícolas de exportação, os resultados obtidos na análise estático-comparativa das elasticidades destes preços em cada um dos dois países perante um choque numa variável exógena equivalente, para uma mesma hipótese de indexação, são análogos. Isto é, envolvem, conceitualmente, os mesmos coeficientes. Assim, por exemplo, em ausência de indexação, se o choque acontece no deslocador genérico da demanda do resto do mundo pelo produto agrícola de exportação de cada um dos dois países (W^b e W^u) as correspondentes elasticidades de p_i^b e p_i^u são respectivamente $\{(d_1+1)/[(d_1+1)(a_1+1)-c_3b_3]\}$ e $\{(a_1+1)/[(d_1+1)(a_1+1)-c_3b_3]\}$, segundo apresentado nas Tabelas 6 e 7. Ou se o choque acontece no preço nos EUA (considerado como indicador do nível de preço internacional) as correspondentes elasticidades, sob a hipótese de ausência de indexação, de p_i^b e p_i^u são respectivamente $\{[b_2(1-\theta^u)+n_2+a_2(1-\theta^b)](d_1+1)+c_2(1-\theta^b)+r_2+d_2(1-\theta^u)\}/[(d_1+1)(a_1+1)-c_3b_3]$ e $\{[c_2(1-\theta^b)+r_2+d_2(1-\theta^u)](a_1+1)+b_2(1-\theta^u)+n_2+a_2(1-\theta^b)\}/[(d_1+1)(a_1+1)-c_3b_3]$, tal qual apresentado nas Tabelas 6 e 7.

Antes de iniciar a análise dos resultados obtidos, vale lembrar que o significado econômico dos coeficientes a_i , b_i , c_i , d_i , r_i , n_i (com $i = 1, 2, 3$) e μ^j , θ^j (com $j = b$ - Brasil -, u - Uruguai -) se estabelecem nas equações (29), (30), (31), (32), (47) e (48).

Em primeiro lugar apresentam-se os resultados obtidos no caso de inexistência de indexação nos dois países (Tabelas 6 e 7). Na medida em que os resultados, como já foi dito, são análogos para os dois países, o comentário dos mesmos se faz de um modo geral.

Tabela 6 - Elasticidades do preço doméstico do produto agrícola uruguaio de exportação com respeito a choques nas variáveis exógenas sob a hipótese de ausência de indexação.

| Choque em: | $E p_z^u$ |
|------------|---|
| w^x | $c_3 / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| w^z | $(a_1 + 1) / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| m_o^b | $(a_1 + 1 + c_3) / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| m_o^u | $(a_1 + 1 + c_3) / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| e_o^b | $(1 - \theta^b) [(a_2 c_3 + (a_1 + 1) c_2) / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| e_o^u | $(1 - \theta^u) [(a_1 + 1) d_2 + b_2 c_3] / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| p_z | $[n_3 c_3 - (a_1 + 1)(r_1 + 1)] / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| p_x | $[(a_1 + 1) r_3 - (n_1 + 1) c_3] / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| p | $\{ [c_2(1 - \theta^b) + r_2 + d_2(1 - \theta^u)](a_1 + 1) + b_2(1 - \theta^u) + n_2 + a_2(1 - \theta^b) \} / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |

Seja qual for a variável exógena na qual origina-se o choque, sempre existe um efeito multiplicador evidenciado nos denominadores das expressões. Este efeito é o mesmo para todas as variáveis consideradas e, como tem um valor positivo que poderia ser maior que a unidade, pode operar ampliando ou reduzindo os impactos iniciais diretos. Desta forma, o sinal das correspondentes elasticidades ficará definido pelo sinal dos numeradores. Este efeito multiplicador é diretamente proporcional aos valores das elasticidades-preço dos produtos das ofertas brasileira de x e uruguaia de z (a_1 e d_1 , respectivamente) e inversamente proporcional aos valores das elasticidades-preço (cruzadas) das ofertas brasileira do produto x frente a p_x e uruguaia do produto z frente a p_z .

A seguir, a análise dos resultados obtidos concentra-se particularmente nos efeitos diretos dos choques nas variáveis exógenas.

As elasticidades perante choques nos deslocadores genéricos das demandas do resto do mundo pelos produtos agrícolas exportados pelos dois países (W) são ambas positivas, sendo que é maior no caso em que o choque aconteça no deslocador da demanda do próprio produto. Neste caso o efeito direto sobre o preço doméstico do produto exportado relaciona-se com a elasticidade-preço da oferta doméstica do parceiro comercial do

produto em questão. Caso o choque aconteça no deslocador da demanda do resto do mundo pelo produto importado pelo país em questão, o efeito direto sobre o preço doméstico do produto exportado é equivalente à elasticidade-preço (cruzada) da oferta doméstica do parceiro comercial deste último produto.

Tabela 7 - Elasticidades do preço doméstico do produto agrícola brasileiro de exportação com respeito a choques nas variáveis exógenas sob a hipótese de ausência de indexação.

| Choque em: | $E p_x^b$ |
|------------|---|
| w^x | $(d_1 + 1) / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| w^z | $b_3 / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| m_o^b | $(d_1 + 1 + b_3) / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| m_o^u | $(d_1 + 1 + b_3) / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| e_o^b | $(1 - \theta^b) [(c_2 b_3 + (d_1 + 1) a_2)] / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| e_o^u | $(1 - \theta^u) [(d_1 + 1) b_2 + b_3 d_2] / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| p_z | $[n_3(a_1 + 1) - (r_1 + 1) b_3] / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| p_x | $[r_3 b_3 - (d_1 + 1)(n_1 + 1)] / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |
| p^* | $\{ [b_2(1 - \theta^u) + n_2 + a_2(1 - \theta^b)](d_1 + 1) + c_2(1 - \theta^b) + r_2 + d_2(1 - \theta^u) \} / [(d_1 + 1)(a_1 + 1) - c_3 b_3]$ |

Choques na quantidade ofertada de moeda brasileira ou uruguaia, em condições de total falta de indexação, gerariam igual impacto direto sobre os preços domésticos no Uruguai do produto agrícola exportado pelo Uruguai. Nas mesmas condições de total falta de indexação, choques na quantidade ofertada de moeda brasileira ou uruguaia gerariam igual impacto direto sobre os preços no Brasil do produto exportado por este país. Em ambos casos os impactos diretos de choques na quantidade de moeda sobre os preços agrícolas dependem diretamente dos valores das elasticidades-preço das ofertas domésticas do parceiro comercial dos produtos agrícolas.

Se o choque acontecer na taxa de câmbio do parceiro comercial, o efeito direto sobre o preço doméstico do produto agrícola exportado pelo país depende inversamente da fração em que o produto agrícola agregado incide no preço industrial (coeficiente θ) do parceiro comercial e, diretamente, das elasticidades preço do insumo industrial e preço do produto da oferta do parceiro comercial do produto importado pelo país em questão. Já se o choque acontecer na taxa de câmbio do próprio país, o efeito direto sobre o preço doméstico do produto agrícola exportado pelo país depende inversamente da fração em que o produto agrícola incide no preço industrial (coeficiente θ) no país em questão

Também depende, diretamente, das elasticidades-preço do insumo industrial das ofertas dos dois produtos agrícolas do país em questão, das ofertas domésticas dos produtos agrícolas produzidos pelo parceiro comercial.

O efeito direto de um choque no preço internacional do produto agrícola de exportação sobre seu preço doméstico no país exportador depende, por um lado, inversamente da elasticidade-preço da oferta do resto do mundo do bem em questão e da elasticidade-preço da oferta doméstica do parceiro comercial do outro bem agrícola. Por outro lado, depende diretamente das elasticidades-preço (cruzada) das ofertas do parceiro comercial do bem em questão e do resto do mundo do outro bem. Já o efeito direto de um choque no preço internacional do produto agrícola importado sobre o preço doméstico no país exportador do produto depende, por um lado, inversamente da elasticidade-preço da oferta do resto do mundo do bem em questão e da elasticidade-preço da oferta doméstica do parceiro comercial do outro bem agrícola. Por outro lado, depende diretamente da elasticidade-preço da oferta do parceiro comercial do bem em questão e da elasticidade-preço (cruzada) da oferta do resto do mundo do bem em questão. O efeito direto de um choque no preço internacional do produto agrícola de exportação sobre seu preço doméstico no país exportador depende, por um lado, inversamente da elasticidade-preço da oferta do resto do mundo do bem em questão e da elasticidade-preço da oferta doméstica do parceiro comercial do outro bem agrícola. Por outro lado, depende diretamente das elasticidades-preço (cruzada) das ofertas do parceiro comercial e do resto do mundo do bem em questão.

O efeito de um choque no nível de preço internacional (p^*) sobre o preço doméstico no país exportador depende inversamente do valor dos coeficientes θ (participação do produto agrícola agregado no preço industrial) dos dois países. Diretamente depende do valor das elasticidades: preço do produto e preço do insumo industrial da oferta do parceiro comercial do outro bem; preço do insumo industrial da oferta do outro bem agrícola do próprio país; preço do insumo industrial das ofertas dos dois países do bem em questão, preço do insumo industrial das ofertas do resto do mundo dos dois produtos agrícolas.

Em segundo lugar analisa-se os resultados obtidos para as elasticidades dos preços domésticos dos produtos agrícolas exportados, em cada um dos dois países, perante choques nas variáveis exógenas sob a hipótese que exista perfeita indexação nos oito indexadores envolvidos na análise. Os resultados apresentam-se nas Tabelas 8 e 9.

Nesta hipótese de indexação, um choque em cinco das variáveis exógenas (as duas taxas de câmbio, os preços internacionais dos dois produtos agrícolas e o nível internacional de preços) gera elasticidades infinitas dos preços domésticos dos produtos agrícolas de exportação. Estes resultados não surpreendem, pois referem-se a impactos sob condições de completa indexação. É claro que os resultados mais razoáveis seriam aqueles para uma situação intermediária de indexação, isto é, nem perfeita nem nula

Nos outros quatro casos (moeda dos dois países e deslocadores genéricos das demandas do resto do mundo para os dois produtos agrícolas) existe um efeito multiplicador dos efeitos diretos que é comum aos quatro casos nos dois países. Este efeito multiplicador é de sinal e valor absoluto indeterminado. Portanto, ele pode alterar em qualquer direção os efeitos diretos.

Tabela 8 - Elasticidades do preço doméstico do produto agrícola uruguaio de exportação com respeito a choques nas variáveis exógenas sob a hipótese de perfeita indexação.

| Choque em: | $E p_i^u$ |
|------------|---|
| w^x | $\frac{[c_3 + c_2 \theta^b (1 - \mu^b)] / \{ [d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u] [a_1 + 1 - a_2 (1 - \mu^b) \theta^b] - [c_3 + c_2 \theta^b (1 - \mu^b)] [b_2 \mu^u \theta^u + b_3] \}}{[c_3 + c_2 \theta^b (1 - \mu^b)] / \{ [d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u] [a_1 + 1 - a_2 (1 - \mu^b) \theta^b] - [c_3 + c_2 \theta^b (1 - \mu^b)] [b_2 \mu^u \theta^u + b_3] \}}$ |
| w^z | $\frac{[a_1 + 1 - a_2 (1 - \mu^b) \theta^b] / \{ [d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u] [a_1 + 1 - a_2 (1 - \mu^b) \theta^b] - [c_3 + c_2 \theta^b (1 - \mu^b)] [b_2 \mu^u \theta^u + b_3] \}}{[a_1 + 1 - a_2 (1 - \mu^b) \theta^b] / \{ [d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u] [a_1 + 1 - a_2 (1 - \mu^b) \theta^b] - [c_3 + c_2 \theta^b (1 - \mu^b)] [b_2 \mu^u \theta^u + b_3] \}}$ |
| m_o^b | $\frac{[a_1 + 1 - a_2 (1 - \mu^b) \theta^b + c_3 + c_2 \theta^b (1 - \mu^b)] / \{ [d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u] [a_1 + 1 - a_2 (1 - \mu^b) \theta^b] - [c_3 + c_2 \theta^b (1 - \mu^b)] [b_2 \mu^u \theta^u + b_3] \}}{[a_1 + 1 - a_2 (1 - \mu^b) \theta^b + c_3 + c_2 \theta^b (1 - \mu^b)] / \{ [d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u] [a_1 + 1 - a_2 (1 - \mu^b) \theta^b] - [c_3 + c_2 \theta^b (1 - \mu^b)] [b_2 \mu^u \theta^u + b_3] \}}$ |
| m_o^u | $\frac{[a_1 + 1 - a_2 (1 - \mu^b) \theta^b + c_3 + c_2 \theta^b (1 - \mu^b)] / \{ [d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u] [a_1 + 1 - a_2 (1 - \mu^b) \theta^b] - [c_3 + c_2 \theta^b (1 - \mu^b)] [b_2 \mu^u \theta^u + b_3] \}}{[a_1 + 1 - a_2 (1 - \mu^b) \theta^b + c_3 + c_2 \theta^b (1 - \mu^b)] / \{ [d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u] [a_1 + 1 - a_2 (1 - \mu^b) \theta^b] - [c_3 + c_2 \theta^b (1 - \mu^b)] [b_2 \mu^u \theta^u + b_3] \}}$ |
| e_o^b | infinito |
| e_o^u | infinito |
| p_z | infinito |
| p_x | infinito |
| p^* | infinito |

Se o choque acontecer no deslocador genérico da demanda do resto do mundo pelo produto não exportado pelo país em questão, os efeitos diretos sobre o preço, no país exportador, do produto agrícola exportado, dependem diretamente do valor das elasticidades-preço do insumo industrial e preço (cruzada) do produto da oferta do outro país

do bem em questão; do valor do coeficiente θ (participação do produto agrícola agregado no preço industrial) no outro país, e inversamente do valor do coeficiente μ no outro país (fração do produto agrícola agregado que corresponde ao produto agrícola em questão)

Já se o choque acontecer no deslocador genérico da demanda do resto do mundo pelo próprio produto de exportação os efeitos diretos sobre o preço, no país exportador, deste produto dependem diretamente do valor das elasticidades-preço do produto e preço do insumo da oferta do parceiro comercial do outro produto; do valor do coeficiente θ no outro país, e do valor do coeficiente μ no outro país.

Tabela 9 - Elasticidades do preço doméstico do produto agrícola brasileiro de exportação com respeito a choques nas variáveis exógenas sob a hipótese de perfeita indexação.

| Choque em: | $E p_i^b$ |
|------------|---|
| w^x | $\frac{[d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u]}{\{[d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u][a_1 + 1 - a_2(1 - \mu^b)\theta^b] - [c_3 + c_2 \theta^b(1 - \mu^b)]\} [b_3 + b_2 \theta^u \mu^u]}$ |
| w^u | $\frac{[b_3 + b_2 \theta^u \mu^u]}{\{[d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u][a_1 + 1 - a_2(1 - \mu^b)\theta^b] - [c_3 + c_2 \theta^b(1 - \mu^b)]\} [b_3 + b_2 \theta^u \mu^u]}$ |
| m_o^b | $\frac{[d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u + b_3 + b_2 \theta^u \mu^u]}{\{[d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u][a_1 + 1 - a_2(1 - \mu^b)\theta^b] - [c_3 + c_2 \theta^b(1 - \mu^b)]\} [b_3 + b_2 \theta^u \mu^u]}$ |
| m_o^u | $\frac{[d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u + b_3 + b_2 \theta^u \mu^u]}{\{[d_1 + 1 - d_2 \mu^u \theta^u][a_1 + 1 - a_2(1 - \mu^b)\theta^b] - [c_3 + c_2 \theta^b(1 - \mu^b)]\} [b_3 + b_2 \theta^u \mu^u]}$ |
| e_o^b | infinito |
| e_o^u | infinito |
| p_z | infinito |
| p_x | infinito |
| p^* | infinito |

Os efeitos diretos de choques na quantidade de moeda, seja a uruguaia ou a brasileira, sobre o preço, no país exportador, do produto agrícola exportado, são idênticos para os dois preços. Dependem diretamente do valor das elasticidades-preço do insumo industrial e preço (cruzada) do produto da oferta do outro país do bem em questão, do valor do coeficiente θ (participação do produto agrícola agregado no preço industrial) no outro

país; e das elasticidades-preço do produto e preço do insumo da oferta do parceiro comercial do outro produto.

O último caso analisado corresponde à situação em que existe imperfeita indexação nos oito indexadores considerados para os dois países. Os resultados obtidos apresentam-se nas Tabelas 10 e 11.

Tabela 10 - Elasticidades do preço doméstico do produto agrícola uruguaio de exportação com respeito a choques nas variáveis exógenas sob a hipótese de imperfeita indexação.

| Choque em: | $E p_z^u$ |
|------------|--|
| w^x | $\Sigma \theta^{-1} Z^{-1}$ |
| w^z | Z^{-1} |
| m_o^b | $[1 + \Sigma \theta^{-1}] Z^{-1}$ |
| m_o^u | $[1 + \Sigma \theta^{-1}] Z^{-1}$ |
| e_o^b | $[P E^{-1} + K E^{-1} \Sigma \theta^{-1}] Z^{-1}$ |
| e_o^u | $[\Theta I^{-1} + N I^{-1} \Sigma \theta^{-1}] Z^{-1}$ |
| p_z | $[(\zeta + \Phi \Theta I^{-1} + A P E^{-1}) + (\Lambda + K A E^{-1} + N \Phi I^{-1}) \Sigma \theta^{-1}] Z^{-1}$ |
| p_x | $[(\Theta \Gamma I^{-1} + T + P B E^{-1}) + (K B E^{-1} + O + N \Gamma I^{-1}) \Sigma \theta^{-1}] Z^{-1}$ |
| p^* | $[(\Theta H I^{-1} + Y + P \Delta E^{-1}) + (K \Delta E^{-1} + M + N H I^{-1}) \Sigma \theta^{-1}] Z^{-1}$ |

Tabela 11 - Elasticidades do preço doméstico do produto agrícola brasileiro de exportação com respeito a choques nas variáveis exógenas sob a hipótese de imperfeita indexação.

| Choque em: | $E p_x^b$ |
|------------|--|
| w^x | Ω^{-1} |
| w^z | $\Psi \Pi^{-1} \Omega^{-1}$ |
| m_o^b | $[1 + \Psi \Pi^{-1}] \Omega^{-1}$ |
| m_o^u | $[1 + \Psi \Pi^{-1}] \Omega^{-1}$ |
| e_o^b | $[K E^{-1} + P E^{-1} \Psi \Pi^{-1}] \Omega^{-1}$ |
| e_o^u | $[N I^{-1} + \Theta I^{-1} \Psi \Pi^{-1}] \Omega^{-1}$ |
| p_z | $[(\Lambda + K A E^{-1} + N \Phi I^{-1}) + (\zeta + \Phi \Theta I^{-1} + A P E^{-1}) \Psi \Pi^{-1}] \Omega^{-1}$ |
| p_x | $[(K B E^{-1} + O + N \Gamma I^{-1}) + (\Theta \Gamma I^{-1} + T + P B E^{-1}) \Psi \Pi^{-1}] \Omega^{-1}$ |
| p^* | $[(K \Delta E^{-1} + M + N H I^{-1}) + (\Theta H I^{-1} + Y + P \Delta E^{-1}) \Psi \Pi^{-1}] \Omega^{-1}$ |

Nesta hipótese todos os resultados obtidos têm sinais indeterminados (pelo sinal indeterminado dos termos E , I , N , P , Z e Ω). Assim não é possível, para nenhum

choque, estabelecer o sentido dos efeitos sobre os preços domésticos dos produtos agrícolas exportados dos choques nas variáveis exógenas

CAPITULO III PROCEDIMENTOS E DADOS

III.1 Introdução

Na sua parte empírica, a pesquisa compreende duas etapas. Na primeira delas, a análise se concentra nos efeitos das políticas macroeconômicas e das variáveis internacionais sobre as economias brasileira e uruguaia e, especialmente, nos efeitos sobre suas agriculturas individualmente consideradas. Na segunda etapa, os efeitos das políticas macroeconômicas e das variáveis internacionais são estudados em relação a sua influência sobre o comércio bilateral de produtos agrícolas. Nas duas etapas, a análise se desenvolve baseada em modelos VAR identificáveis, impondo restrições na matriz de interações contemporâneas A_0 .

Na primeira etapa da pesquisa, se estima um único tipo de modelo para as duas economias. Na segunda etapa, se desenvolvem dois tipos de modelos: um que inclui variáveis internacionais conjuntamente com variáveis domésticas das duas economias e outro que considera somente este último tipo de variáveis domésticas. Em ambas as etapas, o trabalho com os modelos VAR se realiza seguindo fundamentalmente três aspectos: estimativas dos coeficientes da matriz A_0 ; elasticidades de impulso com respeito a choques em todas as variáveis do modelo; decomposição da variância dos erros de previsão 24 meses para frente. No que se refere à aplicação dos modelos VAR, deve-se levar em consideração que o enfoque teórico-metodológico aplicado cabe ao estágio de desenvolvimento básico disponível na data de início da pesquisa.

III.2 Modelos de auto-regressão vetorial

III.2.1 Aspectos gerais

Num contexto econométrico é conveniente, segundo HENDRY & RICHARD (1982), citados por ESPASA & CANCELO (1993), considerar que a informação disponível se compõe de dois conjuntos: um que se refere às observações de todas as variáveis consideradas (informação amostral), e outro referido ao conhecimento teórico que, fundamentalmente, consiste no conhecimento fornecido pela Teoria Econômica (informação extra-amostral). Com base nesta distinção do tipo de informação disponível é possível distinguir, segundo ESPASA & CANCELO (1993), duas grandes categorias de modelos econométricos dinâmicos, que se diferenciam mais pela forma em que empregam a informação do que pelo tipo de informação necessária para sua construção. Todos os tipos de modelos econométricos fazem um uso intensivo da informação amostral. Porém, podem-se distinguir pela forma pela qual fazem uso da informação extra-amostral.

Assim, em primeiro lugar, pode-se distinguir os modelos estruturais ou SEM (Simultaneous Equation Models) que empregam intensamente a informação teórica disponível, tentando uma formulação causal na relação entre as variáveis. O enfoque econométrico multiequacional tradicionalmente se baseia nestes modelos. Em segundo lugar, podem-se distinguir os modelos multivariados de séries temporais ou VARMA (Vector Auto Regressive Moving Average). Os VARMA podem ser vistos como uma generalização dos modelos univariados auto-regressivos de médias móveis ou ARMA (Auto-Regressive Moving Average) desenvolvidos sob o enfoque original de BOX & JENKINS (ESPASA & CANCELO, 1993).

Os VARMA têm sido caracterizados como modelos que somente empregam a informação contida na amostra. Porém, como se desenvolverá mais adiante, é conveniente salientar que este tipo de modelo não somente não ignora completamente a teoria como que, adicionalmente, a escolha das variáveis a serem incluídas no modelo, assim como certos procedimentos para uma melhor estimação do mesmo, devam-se realizar com apoio na Teoria Econômica (ESPASA & CANCELO, 1993). Por esta razão, e lembrando dos dois tipos de conjuntos de informação antes mencionados, é melhor se referir aos modelos VARMA como modelos construídos com um uso mínimo da Teoria que, porém, não renunciam a seu emprego (ESPASA & CANCELO, 1993).

Segundo ESPASA & CANCELO (1993), os modelos multivariados de séries temporais foram introduzidos por QUENOUILLE (1957).

Um caso particular dos VARMA é constituído pelos modelos Auto-regressivos Vetoriais ou VAR (Vector Auto Regressive), que são uma técnica de análise multivariada de séries temporais. Os VAR foram propostos originalmente por SIMS (SIMS, 1980; SIMS, 1982) e foram desenvolvidos, particularmente, nos últimos quinze anos. Sua origem se vincula com a síntese feita por SIMS (1980) entre, por um lado, os resultados das críticas ao enfoque econométrico multiequacional, baseado nos modelos SEM, desenvolvidas fundamentalmente a partir de LUCAS (1976 e 1980) citado por DIAZ, VAZ & VIANA (1985) e, por outro lado, a própria prática econométrica convencional. Esta síntese foi conceitualizada em torno da idéia do “uso de formas reduzidas incondicionais” (ESPASA & CANCELO, 1993; DIAZ, VAZ & VIANA, 1985).

Segundo PYNDICK & RUBINFELD (1991), os denominados modelos estruturais, uni ou multiequacionais, estabelecem relações específicas entre as diferentes variáveis baseadas na teoria econômica e a estimação de cada equação fornece um meio de testar aspectos específicos da teoria. Nos modelos multiequacionais, ao contrário do que acontece com os uniequacionais, a estrutura de retardamentos das equações individuais pode afetar decisivamente o comportamento do modelo. Porém, a teoria econômica nem sempre garante uma especificação correta da estrutura de retardamentos. Por este tipo de raciocínio é que a recomendação para o uso dos VAR se baseia fundamentalmente na sua grande generalidade e flexibilidade no que se refere à especificação das correlações entre valores passados, presentes e futuros das variáveis incluídas no sistema (COOLEY & LEROY, 1985), sendo especialmente recomendáveis quando a informação sobre a natureza teórica é escassa ou carece de uma aceitação suficientemente generalizada (ESPASA & CANCELO, 1993); ou, então, quando a teoria não permite uma derivação precisa da especificação; ou ainda quando a teoria pode ser consistente com diferentes estruturas de defasagens, mas estas podem-se associar com modelos com comportamentos dinâmicos muito diferentes (PYNDICK & RUBINFELD, 1991). São estas razões as que, junto com a má qualidade estatística dos resultados obtidos na literatura revisada seguindo metodologias mais convencionais, justificaram a escolha da metodologia VAR nesta pesquisa.

Os modelos VAR, restringindo as equações do modelo à forma linear, fazem uma mínima demanda teórica para definir sua estrutura (PYNDICK & RUBINFELD, 1991)

que se concentra na definição do conjunto de variáveis tanto endógenas quanto eventualmente exógenas que supõe-se que interagem entre si e, finalmente, no estabelecimento do maior número de defasagens que é necessário considerar para incorporar a maior parte dos efeitos que, reciprocamente, têm umas variáveis sobre as outras. Conforme sua formulação por parte de SIMS (1980), o modelo VAR pressupõe que todas as variáveis são endógenas, segundo PYNDICK & RUBINFELD (1991). Portanto, na eventualidade de se estabelecer que algumas variáveis são exógenas, introduziriam-se restrições no modelo na medida em que estas variáveis afetam só diretamente as variáveis endógenas, e não também, indiretamente, através do “feedback” entre as variáveis endógenas. Isto poderia ser considerado como relevante na medida em que a arbitrariedade do modelador introduziria um vies no estabelecimento de quais variáveis são exógenas, fato que impediria que “os dados falassem livremente”.

Supondo que o sistema em consideração é composto por n variáveis endógenas x_t e considerando p como o número de defasagens a serem incluídas, um VAR (p) pode ser representado por um conjunto de n equações lineares, segundo conforme apresentado em (65).

$$\begin{aligned}
 x_{1t} &= \sum_{j=1}^p \alpha_{1j} x_{1,t-j} + \dots + \sum_{j=1}^p \alpha_{1,j} x_{n,t-j} + \varepsilon_{1t} \\
 &\vdots \\
 x_{nt} &= \sum_{j=1}^p \alpha_{nj} x_{1,t-j} + \dots + \sum_{j=1}^p \alpha_{n,j} x_{n,t-j} + \varepsilon_{nt}
 \end{aligned} \tag{65}$$

Este conjunto de equações pode ser representado em notação matricial, na forma final do modelo na qual já se definiu o número de defasagens a ser considerado, de acordo com a expressão (66).

$$x_t = \theta_1 x_{t-1} + \dots + \theta_p x_{t-p} + \varepsilon_t = \sum_{s=1}^p \theta_s x_{t-s} + \varepsilon_t \tag{66}$$

Nesta expressão (66) x_t é o vetor das n variáveis incluídas no modelo, as p matrizes θ são de dimensão $n \times n$ e relacionam os valores correntes das variáveis com seus valores passados, ε_t é o vetor $n \times 1$ dos erros.

Também pode-se expressar (65) na forma (67), onde B é um operador de defasagem tal que $B^n x_t = x_{t-n}$ para qualquer $1 \leq n \leq p$

$$(I - \theta_1 B - \dots - \theta_p B^p) x_t = \varepsilon_t \quad (67)$$

Por outra parte, admitindo-se que cada variável x_t representa um processo estocástico estacionário com representação de médias móveis, elas podem ser representadas pela expressão (68) onde A_j são matrizes $n \times n$ e A_0 é a matriz identidade

$$x_t = A_0 \varepsilon_t + A_1 \varepsilon_{t-1} + A_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (68)$$

Empregando outra vez o operador de defasagem B , a expressão (68) pode ser representada por (69) na qual $A(B) = A_0 + A_1 B + A_2 B^2 + \dots$

$$x_t = A(B) \varepsilon_t \quad (69)$$

Desde que as raízes do polinômio $A(B)$ sejam todas maiores que um, a expressão (65) pode ser colocada na forma auto-regressiva (70).

$$A(B)^{-1} x_t = \varepsilon_t \quad (70)$$

Até o momento, aceitou-se que o número de defasagens p a ser considerado no modelo já foi estabelecido. Sua determinação permite passar da expressão mais ampla (70) para a expressão (67) e poder ser realizada através do teste da razão da verossimilhança ou "ad hoc". A esse respeito, PYNDICK & RUBINFELD (1991) destacam o necessário compromisso entre o número mínimo de defasagens a ser incluído no modelo (para capturar a estrutura dinâmica do mesmo) e a perda de graus de liberdade devido ao número de parâmetros a serem estimados. Acrescentam que, na prática, alguma coisa precisa ser feita para limitar o número de defasagens para ser menor do que seria ideal dada a natureza da dinâmica.

No modelo de auto-regressão vetorial, toda variável pode experimentar choques autônomos, por exemplo, antecipando mudanças em outras variáveis e, adicionalmente, qualquer variável pode ser afetada por efeitos retardados de qualquer outra variável do modelo, por exemplo, pelos processos de formação de expectativas ou por rigidez nas respostas. A estrutura de defasagens do modelo permite estabelecer estes efeitos retardados.

O sistema apresentado em (65) pode ser estimado por mínimos quadrados ordinários que geram estimadores consistentes e eficientes posto que, no lado direito da expressão não existe nenhuma variável endógena, que não seja defasada, e que as mesmas variáveis desse lado da expressão aparecem nas diferentes equações (BESSLER, 1984, ESPASA & CANELO, 1993; PYNDICK & RUBINFELD, 1991)

Uma vez obtidas as estimativas dos parâmetros do modelo resumido na expressão (65), podem ser feitos pelo menos dois tipos de análise que são relevantes para os fins da presente pesquisa: cálculo das elasticidades de impulso de cada variável frente a choques em cada uma das variáveis do modelo e a decomposição da variância do erro da previsão k períodos para frente

III.2.2 Elasticidades de impulso

As elasticidades de impulso representam o efeito de um choque inesperado de uma variável do modelo sobre qualquer outra ao longo de k períodos. Assim elas permitem estabelecer a resposta dinâmica do conjunto de variáveis do modelo frente a ocorrência de choques em qualquer das demais. A partir da expressão do modelo na sua forma auto-regressiva (68) pode-se compreender o significado do conceito. Na expressão (68) o coeficiente da k -ésima linha e da i -ésima coluna de A_j mostra o efeito de um choque unitário na i -ésima variável, no período $t-j$ sobre x_i no período t . Se a variável que origina o choque não é contemporaneamente relacionada com outra do sistema o choque terá somente impacto de igual valor sobre ela mesma. Se, ao contrário, ela for relacionada contemporaneamente com outras, o efeito do choque sobre a variável em questão será de uma magnitude diferente ao choque inicial. Dito em outros termos, a elasticidade de impulso relaciona o efeito contemporâneo completo de cada variável aos efeitos contemporâneos na variável que sofreu o choque. A elasticidade de impulso da variável i sobre a variável j pode ser definida como a razão entre o impacto sofrido pela variável j e o impacto experimentado pela variável i

Falando mais estritamente, o termo elasticidade pode se aplicar quando as variáveis são expressas em logaritmos.

Portanto, a estimação de todos os coeficientes da equação (68) permite conhecer esta resposta dinâmica. De fato, é comum que ocorram choques contemporâneos em mais de uma das variáveis, o que significa que a matriz de variâncias e covariâncias de ε_t geralmente não é diagonal. Para poder isolar o efeito de um choque em apenas uma das variáveis, sobre o conjunto das variáveis do modelo, é necessário diagonalizar a matriz de variâncias e covariâncias de ε_t .

Para diagonalizar a matriz de variâncias e covariâncias (σ) recorre-se ao método de decomposição de Cholesky (BRANDÃO, 1985). Admitindo-se que σ seja não singular existe uma matriz C , triangular inferior e não singular tal que $\sigma = C C'$, sendo C' a transposta de C . Sendo I a matriz identidade, tem-se a expressão (71)

$$C^{-1} \sigma (C')^{-1} = I \quad (71)$$

Definido que $\eta_t = C^{-1} \varepsilon_t$, obtém-se a expressão (72)

$$E [\eta_t \eta_t'] = I \quad (72)$$

Multiplicando a expressão (70) por C^{-1} e, chamando $H(B) = C^{-1} A(B)^{-1}$, tem-se a expressão (73).

$$H(B) x_t = \eta_t \quad (73)$$

Premultiplicando (73) pela representação de médias móveis (69) e chamando $G(B) = A(B)C$ obtém-se a expressão (74).

$$x_t = G(B) \eta_t \quad (74)$$

Com base na expressão (74) é possível medir o efeito, período a período, de um choque unitário de um desvio padrão, em só uma das variáveis do modelo, sobre todas as variáveis do mesmo. Assim, por exemplo, os coeficientes da i -ésima coluna de G_j mostram o

efeito de um choque de um desvio padrão na variável i , em $t-j$, sobre todo o vetor x , no período t .

III.2.3 Decomposição da variância dos erros de previsão

Outro procedimento para caracterizar o comportamento dinâmico do modelo é a decomposição da variância. Este procedimento distribui a variância do erro de previsão de cada variável em componentes que podem ser atribuídos a cada uma das variáveis endógenas do modelo

Na expressão (69), o erro de previsão de um período é dado por (75)

$$\varepsilon_t = x_t - E(x_t / x_{t-1}, x_{t-2}, \dots) \quad (75)$$

A matriz de variâncias e covariâncias de um período é dada pela expressão (76).

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sigma = C C' \quad (76)$$

O erro de previsão de k períodos (ε_{t+k}) para frente é dado pela expressão (77).

$$\varepsilon_{t+k} = x_{t+k} - E(x_{t+k} / x_{t-1}, x_{t-2}, \dots) \quad (77)$$

Adicionalmente tem-se que:

$$x_{t+k} = G_0 \eta_{t+k} + G_{k-1} \eta_{t+1} + G_{k-2} \eta_{t+2} + \dots \quad (78)$$

Em função de (77) e (78) obtém-se uma nova expressão (79) para ε_{t+k}

$$\varepsilon_{t+k} = \sum_{j=0}^{k-1} G_j \eta_{t+k-j} \quad (79)$$

Assim, a matriz de variâncias e covariâncias de k períodos para frente é dada por (80).

$$\sum_{j=0}^{k-1} A_j \sigma A_j' = \sum_{j=0}^{k-1} (A_j C) (A_j C)' \quad (80)$$

Na expressão (80) a diagonal principal de cada matriz é uma soma de quadrados, fato que permite atribuir a variância de cada um dos choques unitários (inovações) a parte que se deve ao próprio choque e as partes que se devem aos demais choques

É relevante salientar que a estrutura da matriz C depende da ordem em que as variáveis sejam consideradas pelo sistema na medida em que choques numa variável só afetam contemporaneamente aquelas variáveis que seguem-lhe na ordem não sendo afetada por elas (AGUIAR, 1994; PHILLIPS & BEWLEY, 1991).

III.2.4 Modelo VAR identificável

A aplicação de modelos VAR a questões envolvendo agricultura apresenta antecedentes em várias pesquisas (entre outros, CHAMBERS, 1984; BESSLER, 1984; BRANDÃO, 1985; ORDEN, 1986) desenvolvidas sob hipóteses muito restritivas, na medida em que consideram o sistema de variáveis como sendo recursivo do ponto de vista estrutural, sem que se conheça a ordem de recursividade (entre outros, BARROS, 1990; FACKLER, 1988; SIMS, 1989; PHILLIPS & BEWLEY, 1991)

Diversos procedimentos têm sido propostos para superar estas restrições através de uma especificação estrutural do modelo mais detalhada, que se apoia na teoria econômica. Tais os casos de BLANCHARD & WATSON (1984), BERNANKE (1986), SIMS (1986), FACKLER (1988), ORDEN & FACKLER (1989) Nesta pesquisa, tal como feito em outras (por exemplo BARROS, 1990; BARROS, 1991; BARROS, 1992; AGUIAR, 1994), segue-se a proposta de ORDEN & FACKLER (1989) no sentido de concentrar as restrições de identificação na matriz de interações contemporâneas com o apoio do marco teórico que se desenvolveu no Capítulo II e não se impondo restrições nas variáveis defasadas.

Segundo ORDEN & FACKLER (1989), a lógica econômica de impor somente restrições nas interações contemporâneas deriva tanto do fato de que a teoria econômica fornece em geral subsídios mais rigorosos para estabelecer este tipo de relações, quanto do fato de que as realizações passadas das variáveis são conhecidas dos agentes econômicos, razão pela qual são incorporadas na formação de expectativas que fornecem uma relação entre os valores atuais e passados das variáveis

Feitas estas considerações, é possível agora completar o desenvolvimento teórico dos modelos VAR iniciado na seção III.2.1 levando agora em consideração a existência de restrições na matriz de interações contemporâneas. Rescrevendo a expressão estrutural (67), tem-se (81), onde x_t é o vetor de variáveis consideradas no modelo, A_0 é a matriz $n \times n$ de coeficientes de relações contemporâneas (na qual se impõem as restrições) que é necessária para obter a forma reduzida, A_s , são matrizes $n \times n$ de coeficientes de relações defasadas s , para $s = 1, \dots, p$, ε_t é o vetor dos erros aleatórios (que se supõem ortogonais), sendo $B_0 = I$.

$$A_0 \cdot x_t = \sum_{s=1}^p A_s \cdot x_{t-s} + B_0 \cdot \varepsilon_t \quad (81)$$

Multiplicando ambos lados da expressão (81) pela inversa da matriz de coeficientes de interações contemporâneas obtém-se a forma reduzida (82)

$$x_t = \sum_{s=1}^p A_0^{-1} A_s \cdot x_{t-s} + A_0^{-1} \cdot \varepsilon_t \quad (82)$$

A forma reduzida (82) pode ser estimada, obtendo-se os correspondentes resíduos - μ_t - em (83), cuja matriz de covariância ($\text{Cov}[\mu_t] = \Omega$) será usada para estimar A_0^{-1} .

$$\mu_t = A_0^{-1} \cdot \varepsilon_t \quad (83)$$

Como Ω possui $[n(n+1) / 2]$ parâmetros livres, este é o número de parâmetros que podem ser estimados em A_0 . Portanto $[n(n+1) / 2]$ é o número mínimo de restrições que devem ser impostas para ter um modelo perfeitamente identificado. Um modelo com mais ou menos restrições será, respectivamente, super ou subidentificado

Para estimar o modelo na forma (81) nesta pesquisa, tal como em outras anteriores que desenvolveram modelos VAR (BARROS, 1990; AGUIAR, 1994), se emprega o procedimento de Bermanke que se acha incorporado no programa "Regression Analysis for Time Series" (RATS)

O segundo estágio da estimação é realizado através da maximização da função logaritmica de verossimilhança de μ (84), sendo μ_t distribuído multinormalmente e D e a matriz diagonal de variâncias e covariâncias dos erros do modelo. Para a maximização da função (84) aplica-se o método de Newton.

$$\ln L = -T(n/2)\ln(2\pi) + T[\frac{1}{2} \ln |A_0| - (1/2) \ln |D|] - (T/2) \text{tr}(D^{-1} A_0^{-1} \Omega A_0^{-1}) \quad (84)$$

Após estimar as matrizes A e D pode-se fazer tanto a análise das respostas de cada variável aos choques em qualquer variável do sistema quanto a decomposição da variância dos erros da previsão, a partir do modelo auto-regressivo na sua forma de médias móveis (85) (onde C_s representa as matrizes que medem os impactos do vetor de erros) e da transformação (86) feita por aplicação de (83).

$$x_t = \sum_{s=1}^p C_s \mu_{t-s} \quad (85)$$

$$x_t = \sum_{s=1}^p C_s A_0^{-1} D^{-1/2} \varepsilon_t \quad (86)$$

III.2.5 Não estacionariedade, co-integração e modelo de correção de erro

III.2.5.1 Introdução

Os aspectos discutidos nesta seção têm sido alguns dos principais tratados na literatura sobre econometria nos últimos anos, podendo-se encontrar um tratamento detalhado dos mesmos entre outros em PEREIRA (1991), PYNDICK & RUBINFELD (1991), ESPASA & CANELO (1993), HAMILTON (1994), LOPES & LIMA (1995), BACCHI

(1996). A seguir discutem-se, num primeiro momento, os conceitos básicos envolvidos na matéria em questão para, posteriormente, desenvolver as questões teóricas e metodológicas mais diretamente relacionadas com a presente pesquisa.

Uma série é dita estacionária se apresenta média e variância constantes ao longo do tempo e a covariância dependendo somente do intervalo de tempo considerado (JOHNSTON 1984; GRANGER & NEWBOLD 1986). Um exemplo simples de série estacionária é a série ruído branco, na qual a sequência de inovações (ϵ_t) é independente e identicamente distribuída, com média zero e variância constante [i.i.d. $N(0, \sigma^2)$]

A ordem de integração de uma variável diz respeito ao número de vezes que a série (x_t) deve ser diferenciada (diferenças do tipo $x_t - x_{t-1}$) para que ela se torne estacionária. Segundo definem ENGLE & GRANGER (1987), uma série (x_t) sem componente determinístico, com representação ARMA, estacionária, invertível, após d diferenças é dita ser integrada de ordem d , denotada por $x_t \sim I(d)$. Assim, a série ruído branco citada no parágrafo anterior, sendo [i.i.d. $N(0, \sigma^2)$], é integrada de ordem zero, ou $\epsilon_t \sim I(0)$

Se o processo gerador dos dados de uma série estatística é um passeio aleatório dado por (87), onde $\epsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2)$

$$x_t = x_{t-1} + \epsilon_t \quad (87)$$

Desde que $x_0 = 0$ obtém-se, por substituições sucessivas a expressão (88)

$$x_t = \sum_{j=1}^t \epsilon_j \quad (88)$$

De (87) deriva-se que $\Delta x_t = x_t - x_{t-1} = \epsilon_t$. Assim $\epsilon_t \in I(0)$ e $x_t \in I(1)$ pois foi necessário tirar uma diferença para tornar a série estacionária. Diz-se, então, que a série x_t tem uma raiz unitária.

De um modo mais geral pode-se afirmar que se a série x_t é gerada pelo processo autoregressivo (89), ela será estacionária, ou integrada de ordem 0, $I(0)$, desde que $|\rho| < 1$ e ϵ_t ruído branco.

$$x_t = \rho x_{t-1} + e_t \quad (89)$$

Segundo ESPASA & CANCELO (1993) nos anos setenta houve um debate entre os econométricos centrado na forma em que tinham que ser especificados os modelos referidos a variáveis não estacionárias. Em particular os analistas de séries temporais assinalavam que se duas séries, x_t e y_t , são integradas de ordem um, isto é são não estacionárias, mas suas primeiras diferenças, Δx_t e Δy_t , sim são estacionárias, então é possível que, numa relação do tipo $y_t = v(L) x_t + e_t$, e_t seja integrada de ordem zero. Isto manifestava-se no problema das chamadas regressões espúrias que tinha sido apresentado por GRANGER & NEWBOLD (1974) que mostraram como era possível obter regressões com um coeficiente de determinação R^2 muito alto, relacionando duas variáveis independentes (quando, na verdade, a relação entre elas não existe), simplesmente pelo fato de ambas serem não estacionárias. Neste caso a estatística Durbin-Watson é muito baixa, indicando-se o caráter não estacionário dos resíduos.

Assim, segundo ESPASA & CANCELO (1993), apareceu na segunda metade dos anos setenta uma corrente de econométricos que propunha relacionar exclusivamente variáveis estacionárias. Caso elas não fossem estacionárias, de maneira prévia a qualquer análise, deveriam ser tornadas estacionárias por diferenciação. Porém, para que uma proposta deste tipo resulte válida de forma geral, segundo SARGAN (1964 citado por ESPASA & CANCELO, 1993), tem que ocorrer que, quando a relação seja colocada em níveis, deveria se obter um resíduo integrado da mesma ordem que as variáveis consideradas. E isto muitas vezes não acontece assim, pois tem-se que, ao relacionar variáveis integradas de ordem um, originam-se resíduos estacionários. Este tipo de considerações foi acrescentado a outras, como, por exemplo, as colocadas por DAVIDSON et al (1978 citados por ESPASA & CANCELO, 1993) no sentido que a diferenciação prévia das séries elimina a informação sobre o comportamento de longo prazo das variáveis.

Finalmente foi GRANGER (1981) quem, incorporando as ideias citadas no parágrafo anterior, estabeleceu o conceito de cointegração. Este conceito foi posteriormente aprofundado e relacionado com o conceito de Modelos ou Mecanismos de Correção de Erro (ENGLE & GRANGER, 1987; JOHANSEN 1988, JOHANSEN 1991) se postulando que, apesar de algumas séries econômicas serem não estacionárias, poderiam existir entre elas relações, equilíbrios, de longo prazo, que se tornassem estacionárias (LOPES & LIMA, 1995; BACCHI, 1996).

III.2.5.2 Testes para verificar a ordem de integração de uma série

Diversos estudos estabelecem procedimentos para verificar a ordem de integração de séries temporais sendo que, entre os diversos procedimentos propostos na literatura especializada, os de FULLER (1976) complementados por DICKEY & FULLER (1979, 1981) têm sido bastante utilizados (LOPES & LIMA, 1995, BACCHI, 1996).

Estes testes se baseiam no fato de que uma forma simples de verificar a existência de raiz unitária em uma série temporal é testar em (89) a hipótese nula $H_0: \rho=1$ ou seu equivalente em (90) $H_0: (\rho - 1) = 0$.

$$\Delta x_t = (\rho - 1) x_{t-1} + e_t \quad (90)$$

Nos dois casos a aceitação da hipótese nula implica que o processo analisado tem raiz unitária e ele é, portanto, não-estacionário.

Em termos mais gerais, pode-se considerar um processo auto-regressivo de ordem p como o descrito em (91) e (92)

$$x_t = \rho_1 x_{t-1} + \dots + \rho_p x_{t-p} + e_t \quad (91)$$

$$\Delta x_t = \eta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \omega_i \Delta x_{t-i} + e_t \quad (92)$$

Sendo que em (92)

$$\eta = \sum_{i=1}^p \rho_i - 1$$

$$\omega_i = - \sum_{j=i+1}^p \rho_j$$

Para verificar na expressão (92), ajustada por mínimos quadrados ordinários, a hipótese nula $H_0: \eta = 0$, deve-se calcular o valor de t da maneira comum (sendo que os valores críticos correspondem aos de FULLER, 1976). Se, para um dado nível de significância, o t calculado é menor em módulo que o valor crítico, não se rejeita a hipótese nula. Se este for o caso, testa-se outra vez, considerando uma diferença a mais para verificar se a série é $I(1)$ (estacionária nas diferenças de primeira ordem) e assim sucessivamente, até que o teste apresente-se significativo. Este teste é chamado estatística τ .

Aplicando-se (90) para fins de teste, supõem-se resíduos não correlacionados (teste de Dickey-Fuller - DF-) enquanto que, com base em (92), empregando defasagens da variável dependente para eliminar autocorrelação serial aplica-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (DFA). O valor de p em (91) ou (92) deve ser tal que torne ϵ_t ruído branco.

Quando os resíduos de (89) apresentam dependência serial, pode-se utilizar, em vez do teste DFA, os testes estabelecidos por PHILLIPS (1987) e PHILLIPS & PERRON (1988). Estes testes consistem numa variante dos testes DF submetidos a ajustes não paramétricos que relaxam a hipótese de erros iid.

Resulta claro que, em qualquer caso, é imprescindível determinar p , o número de defasagens envolvido nos testes, para o que existem diversas alternativas metodológicas. Os critérios de AIC (Akaike) e SC (Schwarz) baseiam-se respectivamente nos valores obtidos segundo (93) e (94), onde σ^2 é a soma dos quadrados dos resíduos de (91) dividida por T que é o número de observações.

$$\ln \hat{\sigma}^2 + 2/T \text{ (N}^\circ \text{ de parâmetros)} \quad (93)$$

$$\ln \hat{\sigma}^2 + 2 \ln T / T \text{ (N}^\circ \text{ de parâmetros)} \quad (94)$$

O procedimento a aplicar consiste, em a partir de uma especificação geral de (91), considerando um número n de defasagens (12 se a série for mensal) fazer ajustamentos sucessivos, considerando-se como modelo mais adequado aquele que apresentar o menor valor para os critérios AIC e SC (LÜTKEPHOL, 1991).

Se o verdadeiro processo da série em questão incorpora uma constante, tem-se em vez da expressão (87) a expressão (95)

$$x_t = \alpha + x_{t-1} + e_t \quad (95)$$

Se, como alternativa a (91), os modelos correspondentes aos processos considerados na estimativa considerassem a possibilidade da existência de uma constante ou de uma constante e uma tendência, tal como apresentado em (96) e (97), os testes resultantes correspondem às estatísticas τ_μ e τ_τ .

$$x_t = \alpha + \rho_1 x_{t-1} + \dots + \rho_p x_{t-p} + e_t \quad (96)$$

$$x_t = \alpha + \beta t + \rho_1 x_{t-1} + \dots + \rho_p x_{t-p} + e_t \quad (97)$$

Se, para simplificar, considera-se que $\rho = 1$, ficam definidas então três possibilidades em termos da combinação da natureza dos processos considerados na estimativa e do verdadeiro processo da série que, tal como se discute a seguir, correspondem às diferentes estatísticas. A escolha da estatística a ser empregada depende então das pressuposições feitas sobre o processo gerador da série, sendo que as propriedades assintóticas do estimador de ρ , quando o verdadeiro valor de ρ é 1, dependem do fato de incluir ou não, na regressão ajustada, constante e tendência

Se o verdadeiro processo for (87) e o processo considerado na estimativa for (89) é o caso da estatística τ . Se o verdadeiro processo for (87) e o processo considerado na estimativa for (96) é o caso da estatística τ_μ . Neste caso, para testar conjuntamente a hipótese nula $\alpha = 0$ e $\rho = 1$ é utilizada a estatística Φ_1 . Se o verdadeiro processo for (95) e o processo considerado na estimativa for (97) é o caso da estatística τ_τ . Neste caso, para testar conjuntamente a hipótese nula $\beta = 0$ e $\rho = 1$ é utilizada a estatística Φ_3 . As distribuições destas estatísticas encontram-se em DICKEY & FULLER (1979, 1981).

No último dos três casos apresentados no parágrafo anterior, a estatística DICKEY FULLER pode ser empregada para testar se a série que apresenta uma variação sistemática no tempo é descrita por um processo "difference stationary" (DS) com "drift" ou "trend stationary" (TS).

Pelos menos dois problemas têm sido assinalados na literatura em relação aos testes para verificar a existência de raiz unitária (LOPES & LIMA, 1995). Por um lado o fato que a baixa potência dos testes para raízes próximas de um levam frequentemente a apontar raiz unitária, não tendo, em geral, os testes, poder para distinguir entre um modelo TS e um modelo DS. Por outro lado, assinala-se o fato que os testes para a determinação do número de defasagens (p) dos modelos utilizados para fins de teste de raiz unitária podem apontar para valores diferentes segundo os diferentes critérios.

III.2.5.3 Co-integração e modelo de correção de erro

O conceito de co-integração, aplicado ao caso de duas variáveis, supõe que, ainda que as duas fossem não estacionárias, podem apresentar relação de equilíbrio no longo prazo ou, dito em outros termos, seu comportamento pode estar relacionado no longo prazo.

Assim, sejam x_t e y_t duas variáveis integradas de ordem um, se diz que elas estão cointegradas quando existe uma combinação linear das duas, da forma $a_1 x_t + a_2 y_t$ que é estacionária. Em geral, se x_t e y_t são integradas de ordem d , $I(d)$, então apresentam co-integração de ordens d e b , $CI(d, b)$, se existe uma combinação linear de ambas que seja integrada de ordem $d - b$, com $0 < b \leq d$.

Por exemplo, (ESPASA & CANCELO, 1991) se x_t e y_t são duas taxas de juros de diferentes prazos que se geram em mercados eficientes, então o mais provável é que, consideradas individualmente, sejam variáveis $I(1)$ com o que isto implica um nível médio que muda, incerteza sobre o futuro não limitado, etc.

Neste caso a Teoria Econômica sugere, e vários estudos parecem confirmar o fato, que o diferencial $x_t - y_t$, uma relação linear na qual $a_1 = -a_2 = 1$, segue uma evolução estacionária. Portanto, as duas variáveis mantêm uma relação similar no longo prazo ou, dito em outros termos, existe uma relação de equilíbrio entre as duas taxas de juros que se mantêm no longo prazo, de maneira que sobre o diferencial entre as duas existe uma incerteza futura limitada, sem importar a distância em que se defina o futuro.

Uma outra forma de apresentar a questão é supor que as variáveis x e y tenham uma relação de equilíbrio no longo prazo dada por, generalizando mais o exemplo anterior, por $x_t - a_1 y_t = 0$, com a_1 diferente de zero. Em algum período em especial, esta situação pode-se não verificar, ocorrendo então, por exemplo que $x_t - a_1 y_t = z_t$, onde z_t é

uma variável estocástica que representa o desvio do equilíbrio de longo prazo. As variáveis x e y serão efetivamente co-integradas se z_t é estacionária, pois isto implica que os desvios que se verificam, num período dado de tempo, do comportamento de longo prazo, têm as características de ruído branco.

Generalizando o conceito tem-se que os componentes de um vetor x_t são ditos serem co-integrados de ordem d , b , denotado por $x_t \sim CI(d,b)$, se verifica-se que todos os integrantes do vetor x_t são $I(d)$ e, adicionalmente, existe um vetor c diferente de zero tal que $z_t = c' x_t \sim I(d-b)$ com $b > 0$. O vetor c é chamado de vetor de co-integração. No caso particular em que $d = b = 1$, todos os componentes do vetor x_t são $I(1)$ e existe uma combinação linear desses componentes que é $I(0)$ (ENGLE & GRANGER, 1987).

Assim, testar a existência de co-integração entre um vetor de variáveis significa testar se z_t em (98) é estacionária. De maneira análoga ao apresentado na seção anterior, entre os testes disponíveis, encontra-se o teste DFA segundo especificado em (99)

$$x_{1t} = a + c x_{2t} + z_t \quad (98)$$

$$\Delta z_t = \pi z_{t-1} + \sum_{j=1}^m \omega_j \Delta x_{1,t-j} + u_t \quad (99)$$

Em (99) o valor de m é considerado de maneira tal que u_t seja ruído branco e, quando $\omega_j = 0$, para todos os j , o teste corresponde ao DF. Tanto as estatísticas DF como as DFA verificam-se, na equação (99), $\pi = 0$ com e sem a restrição $\omega_j = 0$, para $j = 1, \dots, m$, respectivamente. Testa-se, portanto, a hipótese nula das séries não serem co-integradas.

Como já foi adiantado na seção III.2.5.1. a relação entre cointegração e o mecanismo de correção de erro foi estabelecida por ENGLE & GRANGER (1987) no sentido que se as variáveis são co-integradas, a equação nas diferenças deve considerar a variável que mede o desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo, defasada de um período. Sem isto a equação não estaria corretamente especificada (LÜTKEPOL, 1991).

Assim, o modelo de correção de erro faz possível que componentes de longo prazo obedeam restrições de equilíbrio, enquanto que, componentes de curto prazo, tenham uma especificação dinâmica flexível.

Caso considere-se a possibilidade da existência de um único vetor de cointegração, para a estimação de um modelo de correção de erro pode-se seguir a proposta de ENGLE & GRANGER (1987) no sentido que, uma vez rejeitada a hipótese de que por exemplo duas variáveis $I(1)$ não são cointegradas, a equação (98) descreve a relação de longo prazo entre elas enquanto a equação (100) é o modelo de correção de erro que descreve a dinâmica de curto prazo.

$$\Delta x_{1t} = b \Delta x_{2t} + d (x_{1,t-1} - a - c x_{2,t-1}) + v_t \quad (100)$$

Segundo CAMPBELL & PERRON (1991) a metodologia Johansen é a indicada quando se considera que pode existir mais de um vetor de co-integração ou relação causal no sentido da variável dependente para a (s) explicativa (s).

III.3 Aspectos empíricos da modelagem

III.3.1 Aspectos gerais

III.3.1.1 Período compreendido pela pesquisa

No que se refere ao período de tempo considerado na pesquisa, originalmente tinha-se pensado em abarcar o período compreendido entre 1970 e 1990. Esta seleção se fez entendendo-se que deste modo se estudaria um período de tempo suficientemente amplo tanto para se ter uma adequada disponibilidade quantitativa de dados quanto uma boa cobertura qualitativa, de diferentes variantes nos determinantes fundamentais dos processos de interesse.

Porém, uma vez começada a pesquisa se constataram limitações, nos anos imediatamente anteriores a 1975, na disponibilidade de informações básicas de boa qualidade e com a periodicidade mínima requerida pelas técnicas econométricas a serem empregadas. Por outra parte, entendeu-se importante aproximar-se o mais possível dos últimos dados disponíveis à data do início da pesquisa. Por esta razão, a análise finalmente compreendeu até o ano de 1992 inclusive, data que, no momento do início da pesquisa era a que correspondia a

última com dados completos. Vale salientar que, devido às mudanças introduzidas na nomenclatura de registro do comércio exterior no ano de 1993, não se encontraram disponíveis os dados mensais ou trimestrais correspondentes a esse ano no momento de encerrar a recompilação de dados da presente pesquisa.

A perda de atualidade dos dados, dado o tempo transcorrido entre o início e o fim da pesquisa, pode ser considerada uma limitação

III.3.1.2 Origem dos dados básicos

Os dados correspondentes às variáveis internacionais (preço do petróleo, índices de preços internacionais dos alimentos e das matérias-primas agrícolas, índices de preços nos EUA ao atacado e ao consumidor) foram obtidos da publicação "International Financial Statistics" do International Monetary Fund (IMF).

A informação do comércio exterior uruguaio-brasileiro foi obtida da publicação "Cifras de comércio exterior" do Banco de la República Oriental del Uruguay (BROU).

Os dados sobre evolução do PIB, índices de preços e moeda no Brasil foram tirados dos "Anuários Estatísticos do Brasil" do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e das publicações "Suma Econômica" e "Conjuntura Econômica".

A informação referente à evolução do PIB, dos diferentes índices de preços e moeda no Uruguai foi tirada do "Boletín estadístico" do Banco Central del Uruguay (BCU)

III.3.1.3 Periodicidade dos dados para as análises

O próprio desenvolvimento da pesquisa mostrou, por duas razões que se apresentam a seguir, que não era possível trabalhar com dados mensais, devendo-se alterar então a periodicidade dos dados a um nível trimestral.

Na medida em que a variável PIB, como indicador do nível de atividade e/ou como indicador da renda, seja incluída na análise, isto obriga a trabalhar com períodos trimestrais, pois nos dois países, a periodicidade de indicadores desta variável é o trimestre.

Variáveis "proxy" do PIB com periodicidade mensal não estavam disponíveis e/ou não eram muito confiáveis num período tão extenso como o considerado nos dois países.

Mas, adicionalmente, deve-se assinalar que as estatísticas de comércio exterior do BROU têm alguns problemas de qualidade ao trabalhar-se, como neste caso, com subconjuntos de produtos ou produtos individuais com destino num único país específico. Estes problemas de qualidade ficam razoavelmente superados ao se trabalhar com dados trimestrais.

De fato, em pesquisas já citadas que envolviam o comércio regional, as análises foram desenvolvidas sob uma periodização tri ou quadrimestral por semelhantes razões. (BERRETA 1987, DELLA MEA & VERA, 1986, KAPLAN 1987).

III.3.1.4 Nível de referência dos preços

Freqüentemente os preços agrícolas são mais instáveis ao nível do produtor, fato pelo qual poderia ser desejável trabalhar com preços neste nível. Porém, nesta pesquisa o nível de referência dos preços é o de atacado, seguindo a prática convencional na matéria (BARROS 1990). Adicionalmente, a ausência de séries de preços ao nível de produtor para o caso uruguaio obrigaria, caso fosse este último o nível escolhido para trabalhar, a fazer estimações que estão além dos limites do presente trabalho.

III.3.1.5 Número de defasagens consideradas nos modelos VAR

BRANDÃO (1985) empregando o teste da razão de verossimilhança não encontrou diferença entre utilizar 6 ou 13 defasagens. BARROS (1990) empregou 12 defasagens em decorrência dos resultados obtidos em muitos trabalhos anteriores além do qual, aplicando o teste da razão da verossimilhança, ao nível de 1%, rejeitou a possibilidade de reduzir o número de defasagens para 6 meses. Adicionalmente, segundo PYNDICK & RUBINFELD (1991), trabalhando com dados mensais considerar defasagens de 6 ou 12 meses parece ser suficiente.

Nesta pesquisa se optou por apoiar-se nos resultados encontrados ou definidos em outros trabalhos (BRANDÃO, 1985; BLISKA, 1989; BARROS, 1990, BARROS, 1991; BARROS, 1992; AGUIAR, 1994) e trabalhar com 12 defasagens mensais que, trabalhando com dados trimestrais equivalem a quatro defasagens.

III.3.1.6 Transformação das variáveis

Todas as variáveis são transformadas em logaritmos neperianos. Assim, ao se fazer a análise das elasticidades de impulso, dividindo-se o efeito sobre cada variável, em cada trimestre, pelo desvio padrão da variável que sofre o choque, ter-se-á uma medida de elasticidade: cada valor, de cada trimestre, representa a variação percentual da variável considerada em resposta à ocorrência de uma variação de um por cento na variável que sofre o choque, segundo foi apresentado em III.2.2.

Por outra parte, as variáveis domésticas foram deflacionadas pelos correspondentes índices de preços (IGPdi no Brasil e IPMT no Uruguai).

III.3.2 Escolha das variáveis, determinação da sua ordem de recursividade e das restrições na matriz A_0

Os modelos teóricos desenvolvidos no capítulo II fornecem um marco teórico básico para, na hora de especificar os modelos VAR, ter fundamentos para: a) a escolha das variáveis relevantes, b) o estabelecimento da ordem de recursividade das variáveis, c) orientar o estabelecimento das restrições a serem impostas na matriz A_0 . Porém, e tal como se descreve a seguir, alguns procedimentos adicionais devem ser adotados para resolver certos aspectos destas três questões metodológicas e, conforme se apresentará, as vezes as propostas metodológicas desenvolvidas não necessariamente (em particular no tocante as restrições impostas na matriz A_0) coincidem com aquilo proposto nos modelos teóricos.

Em primeiro lugar, corresponde estabelecer que foi fixado em oito o número máximo de variáveis a serem consideradas. O limite de oito variáveis como número máximo a ser considerado, embora possa ser restritivo, foi estabelecido em função das possibilidades de obter convergência nos processos de estimação e maior clareza na hora de interpretar os resultados à luz do sugerido pela literatura (AGUIAR, 1994; BARROS, 1991; BARROS, 1992; PHILLIPS & WATSON, 1984; MYERS, PIGOTT & TOMEK, 1990; BABULA, BESSLER & SCHLUTER, 1990) e pela experiência negativa obtida nesta pesquisa no desenvolvimento de tentativas com maior número de variáveis.

Em segundo lugar, deve-se salientar que, para fins de facilitar a interpretação dos resultados e para que a própria estimação dos VAR ficasse mais simples, optou-se por trabalhar com modelos VAR perfeitamente identificados.

Em terceiro lugar, deve-se considerar que, dados os procedimentos de estimação adotados, não é possível que duas ou mais equações das representadas na matriz A_0 sejam idênticas

Portanto é muito importante levar em consideração que **os conjuntos de restrições impostas nas diferentes matrizes A_0 surgem de um compromisso entre as implicações do modelo teórico adotado, a opção por trabalhar com modelos perfeitamente identificados e as variáveis escolhidas em cada caso.**

Assim, por exemplo, por força de se ter perfeita identificação, as vezes tem que se botar restrições que implicam efeitos ou relações teóricas entre as variáveis que não foram contempladas nos modelos teóricos e, eventualmente, testar eles; outras vezes acontece o contrário pois é necessário eliminar ou ignorar restrições que correspondem a efeitos ou relações teóricas entre as variáveis que sim foram contempladas nos modelos teóricos.

Este aspecto pode ser considerado como uma limitação da presente pesquisa

Porém, duas ressalvas podem ser colocadas perante este juízo. Em primeiro lugar o fato que este tipo de limitação é inevitável segundo as opções metodológicas seguidas. Em segundo lugar, uma vez escolhidas as oito variáveis a serem consideradas e determinada a sua ordem de recursividade, em geral, tentativas feitas com especificações alternativas da matriz A_0 não geram resultados muito diferentes.

III.3.2.1 Modelos nacionais

O objetivo básico dos modelos nacionais é o de avaliar a importância relativa de efeitos econômicos externos contra a política monetária e cambial doméstica na determinação dos preços relativos (indústria/agricultura) em cada um dos dois países individualmente considerados. O que se segue explica as características gerais dos modelos estimados neste item. No que se refere à matriz A_0 , especificamente, reflete as características de aquele modelo finalmente selecionado para ser apresentado na seção de resultados.

Segundo o proposto pela modelagem teórica desenvolvida na seção II 2 1 e a informação estatística disponível, para a estimação de modelos VAR para as economias nacionais foram consideradas oito variáveis, quatro internacionais e quatro domésticas

As quatro variáveis internacionais consideradas são: índice do preço internacional do petróleo (OP), índice dos preços internacionais das matérias-primas agrícolas (AMR), índice dos preços internacionais dos alimentos (FOOD) e índice dos preços ao atacado nos EUA (IPMUSA). As quatro variáveis domésticas consideradas são: taxa de câmbio expressa em unidades de moeda doméstica por dólar norte-americano (TDC), moeda representada pelos agregados monetários M1 (M1); índice dos preços dos produtos industriais ao atacado (IPI) e índice dos preços agrícolas ao atacado (IPA).

A grande quantidade de variáveis que já tem-se em consideração impede incluir duas ou mais variáveis monetárias. Portanto, deveu-se escolher só uma variável monetária e a escolha foi feita por M1, para todos os tipos de modelos desenvolvidos. A escolha baseia-se em que M1 é o conceito de uso mais generalizado. Adicionalmente deve-se assinalar que no período em estudo houve algumas variantes na maneira de registrar os agregados monetários M2 no Uruguai. Por esta razão, a série desta variável é pouco confiável em parte do período no Uruguai. Na seção IV.3.2. descreve-se a progressiva perda de importância do agregado monetário M1, particularmente no Brasil. Isto poderia ser um argumento para considerar, na hora da análise empírica, outro agregado monetário em vez de M1. Porém, M1 continua sendo, durante a maior parte do período, um dado não desprezível do funcionamento do sistema monetário nos dois países. Adicionalmente, a consideração de M1 ou M2, e ainda M3 não resolve no caso uruguaio o problema apresentado pela “dolarização” da economia, problema que, talvez, seja de igual ou maior relevância e frente ao qual praticamente não se tem alternativas ante a impossibilidade de medir o meio circulante de moeda estrangeira em poder do público. Por outra parte, parecia razoável empregar o mesmo agregado monetário nos dois países, o que inviabiliza o caminho de considerar M2 ou M3 no Brasil e M1 no Uruguai. De fato, a opção por trabalhar com M1 pode-se constituir, indiretamente, num teste sobre sua importância no funcionamento nas duas economias.

Num primeiro momento, as oito variáveis descritas foram consideradas simultaneamente na sua expressão original, mas por razões de simplicidade foi introduzida uma modificação na forma de considerar as variáveis IPI e IPA. Assim, trabalhou-se com uma nova variável, qual seja preços relativos (IP) definida como o quociente IPI/IPA.

Desta forma, os modelos nacionais ficaram com sete variáveis OP, AMR, FOOD, IPMUSA, TDC, MI e IP.

A seguir se analisa a formulação concreta das equações do sistema. As variáveis internacionais foram arranjadas segundo o proposto por BARROS (1990).

O preço do petróleo foi usado para representar o custo na origem das matérias-primas importadas que, no modelo teórico, por simplicidade, foi suposto como sendo representado pelo índice de preço ao atacado nos EUA.

A variável IPMUSA é introduzida para poder estabelecer o grau de **atrelamento** da taxa de câmbio do país em questão à taxa de inflação nos EUA segundo a política cambial estabelecida no modelo teórico. As variáveis AMR e FOOD representam o preço internacional (p_c^*) do produto agrícola comercializável. As quatro variáveis internacionais são consideradas no modelo VAR em forma recursiva natural na seguinte ordem: OP, AMR, FOOD, e IPMUSA, constituindo as quatro primeiras equações do sistema (Tabela 12).

Tabela 12 - Modelos nacionais: restrições contemporâneas na matriz A_0 .

| | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | MI | IPI/IPA |
|---------|----|-----|------|--------|-----|----|---------|
| OP | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| AMR | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| FOOD | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| IPMUSA | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| TDC | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 1 |
| MI | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 |
| IPI/IPA | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |

| | | |
|------------------|-----------|--|
| Legendas: | OP | Preço internacional do petróleo |
| | AMR | Preço internacional das matérias-primas agrícolas. |
| | FOOD | Preço internacional dos alimentos |
| | IPMUSA | Preços ao atacado nos EUA |
| | TDC | Taxa de câmbio |
| | MI | Quantidade de moeda |
| | IPI / IPA | Preços agrícolas relativos indústria / agricultura |

As variáveis domésticas se relacionam direta e simplesmente com aquelas consideradas na modelagem teórica: câmbio, moeda, preços industriais e preços agrícolas. Elas são arranjadas da forma que se explica a seguir.

A quinta equação cabe à taxa de câmbio e supõe-se a existência duma relação contemporânea entre essa taxa e os preços ao atacado nos EUA (IPMUSA) por uma parte e, por outra, com os preços domésticos, tanto os agrícolas quanto os industriais. Foram incorporadas, em relação ao especificado no modelo teórico, as relações da taxa de câmbio com o preço internacional do petróleo e com o índice do preço internacional dos alimentos e/ou das matérias-primas agrícolas. Para justificar esta escolha pode-se argumentar que, nas condições assim definidas, o princípio de paridade de poder compra, aceito no modelo teórico, vigoraria já não em relação a um único preço externo (IPMUSA) e sim em relação a um conjunto de preços externos (IPMUSA, AMR, FOOD).

A oferta de moeda, entendida como $M1$, é a variável dependente na sexta equação, sendo afetada por todas as variáveis consideradas com exceção de IP por duas razões. Por um lado, de um ponto de vista teórico, para simbolizar a não influência dos preços agrícolas na oferta de moeda. Por outro lado, de um ponto de vista empírico, para evitar que a sexta equação ficasse idêntica à sétima equação no tocante às restrições impostas. Porém, neste caso se faz evidente o problema, gerado pelas razões assinaladas em III.3.2, de inconsistência entre o proposto no modelo teórico na seção II.2.1 e a definição da matriz A_0 , na medida em que aceitar a incidência de TDC sobre $M1$ contradiz o modelo teórico e endogeuiniza $M1$.

Por último, vem a sétima equação, que cabe à relação dos preços industriais e agrícolas. Supõe-se que esta relação está vinculada com todas as demais variáveis. Segundo o modelo teórico adotado, a vinculação da relação IP com os preços internacionais dos produtos agrícolas e dos alimentos se origina no suposto de país pequeno e na existência de um bem agrícola comercializável que também é insumo industrial. A relação com o preço do petróleo deriva-se do fato de ser considerado este produto como sendo representativo da matéria-prima importada empregada nos setores produtivos domésticos. Com a taxa de câmbio existe relação na medida em que existe comércio exterior do produto agrícola e da matéria-prima importada; com IPMUSA pelo suposto de vigência do princípio da paridade de poder compra.

Se bem que poderia-se argumentar que não caberia incluir a oferta de moeda como variável que afeta a relação IP , em função da pressuposição do modelo teórico que existe "mark-up" sobre os custos salariais no setor industrial, tal pressuposição não existe no

setor agrícola. Perante a divergência, optou-se por aceitar que a relação IPI/IPA sim é afetada pela oferta monetária via IPI.

O modelo até aqui desenvolvido foi aplicado tanto para o caso uruguaio quanto para o caso brasileiro.

III. 3.2.2 Modelos conjuntos

Os modelos conjuntos tentam avaliar a importância de variáveis econômicas internacionais e domésticas sobre os preços agrícolas relativos entre os dois países bem como sobre o comércio entre os dois países. Alguns procedimentos adicionais devem ser adotados para resolver certos aspectos da escolha das variáveis relevantes, para o estabelecimento da ordem de recursividade das variáveis e para estabelecer as restrições a serem impostas na matriz A_0 . Estes aspectos se discutem a seguir, orientando a discussão já na direção do modelo finalmente escolhido para apresentar seus resultados na seção correspondente

Neste caso, de início, tem-se um número muito maior de variáveis em comparação com os modelos nacionais até agora discutidos, pois, no mínimo, deveriam ser consideradas as quatro variáveis internacionais, as cinco variáveis domésticas de cada país (produto, moeda, taxa de câmbio, preços agrícolas e preços industriais) e as duas que cabem aos fluxos de comércio. Isto é, no mínimo 16 variáveis, o dobro do máximo estabelecido como desejável.

As quatro variáveis internacionais consideradas são: índice do preço internacional do petróleo (OP), índice dos preços internacionais das matérias-primas agrícolas (AMR), índice dos preços internacionais dos alimentos (FOOD) e índice dos preços ao atacado nos EUA (IPMUSA). As variáveis domésticas consideradas para cada país cabem a taxa de câmbio expressa em unidades de moeda doméstica por dólar norte-americano (TDC), moeda representada pelos agregados monetários M1 (M1), índice dos preços dos produtos industriais ao atacado (IPI) e índice dos preços agrícolas ao atacado (IPA), Índice Trimestral do Produto Interno Bruto (brasileiro - PB -, uruguaio - PU -). Finalmente consideram-se as duas variáveis de comércio agrícola bilateral: exportações brasileiras de produtos agrícolas ao Uruguai (MUAB) e exportações uruguaias de produtos agrícolas ao Brasil (XUAB)

Perante esta grande quantidade inicial de variáveis, o processo de escolha ou seleção das variáveis a serem consideradas no VAR deve ser maior neste caso

O primeiro critério adotado para reduzir o número de variáveis sem perder muita informação foi o de expressar algumas das variáveis macroeconômicas domésticas brasileiras e uruguaias como valores relativos (quociente) das respectivas variáveis nacionais originais. Assim, a partir das variáveis macroeconômicas originais construíram-se novas variáveis que representam os quocientes do valor da variável uruguaia pelo valor da correspondente variável brasileira. Portanto, no que segue, a denominação das variáveis domésticas cabe a:

| | | |
|-----|---|--------------------------------|
| MI | = | MI do Uruguai / MI do Brasil |
| TDC | = | TDC do Uruguai / TDC do Brasil |
| IPA | = | IPA do Uruguai / IPA do Brasil |
| IPI | = | IPI do Uruguai / IPI do Brasil |

O segundo critério aplicado para reduzir o número de variáveis consideradas foi tentar, num primeiro estágio, analisar fundamentalmente os efeitos das variáveis internacionais sobre preços agrícolas relativos e sobre o comércio bilateral de produtos agrícolas para, num segundo estágio concentrar a análise na influência sobre estes dos últimos elementos das variáveis macroeconômicas domésticas dos dois países. De fato, esta opção se viu reforçada na prática pelos resultados obtidos em cada um dos dois estágios.

Assim, optou-se por avaliar sucessivamente VAR com dois conjuntos diferentes de variáveis. Num primeiro tipo de VAR, foram consideradas variáveis internacionais e domésticas nos denominados "**modelos conjuntos com variáveis internacionais**". Num segundo tipo de VAR não se consideraram variáveis internacionais, limitando a análise a variáveis domésticas dos dois países, nos chamados "**modelos conjuntos sem variáveis internacionais**". Esta opção não resolve definitivamente o problema da escolha das variáveis, pois em cada um dos tipos de modelos o problema apresenta-se novamente, porém, com menor intensidade.

III.3.2.2.1 Modelos conjuntos com variáveis internacionais

Como foi dito, estes modelos tentam avaliar a importância das variáveis econômicas internacionais para explicar os preços relativos agrícolas e o comércio agrícola entre os dois países.

As análises dos modelos teóricos foram feitas considerando os preços domésticos dos produtos agrícolas de exportação, que deveriam ser certamente os principais determinantes diretos do comércio entre os dois países. Entretanto, do ponto de vista empírico mostrou-se mais adequada a consideração dos preços agrícolas em geral (incluindo também os de produtos agrícolas não comercializáveis). Por um lado, tornou-se problemática a definição empírica do que sejam preços agrícolas de exportação e preços agrícolas não relacionados à exportação. Por outro lado, deve-se esperar que os preços agrícolas domésticos em geral (isto é, incluindo os de exportação e os demais) das duas economias sejam altamente influenciados pelos comportamentos dos preços de exportação. Por exemplo, se determinado produto exportado tem seu preço elevado, o ajuste do setor agrícola vai ser no sentido de reduzir a área plantada dos demais (cujos preços, portanto, também se elevam) para viabilizar maior produção de aquele produto. Assim, ambos os preços, movem-se na mesma direção. Além do mais, os preços dos produtos exportados têm importante participação na composição da média de preços domésticos em geral, reforçando, portanto, a tendência de movimentos correlacionados. O devido cuidado deve ser tomado, evidentemente, ao interpretar os choques em certos determinantes da demanda doméstica (como PIB e MI, por exemplo) sobre os preços relativos: aumento no PIB pode levar a um aumento nos preços relativos da agricultura da mesma forma que uma desvalorização cambial, porém, no primeiro caso, o saldo comercial deve cair e, no segundo, aumentar.

São selecionadas oito variáveis, das quais três são internacionais (OP, AMR e FOOD), três cabem a fatores macroeconômicos domésticos (TDC, MI e IPA) e as últimas duas são as variáveis representativas do comércio agrícola bilateral (MUAB e XUAB). As oito variáveis são arranjadas na seguinte ordem de recursividade: OP, AMR, FOOD, TDC, MI, IPA, MUAB e XUAB. (Tabela 13).

A justificativa da escolha das variáveis pode ser apresentada tanto pelo lado das variáveis incluídas na modelagem, quanto daquelas excluídas da mesma.

Do conjunto de variáveis internacionais foi somente excluída IPMUSA, entendendo-se que se poderia aceitar que o cumprimento do princípio da paridade de poder de compra poderia ser igualmente estabelecido em relação aos outros preços internacionais. Adicionalmente, na medida em que OP, AMR e FOOD representam respectivamente os custos do insumo importado e os preços dos produtos comercializados, parecia razoável sua manutenção na análise. Em particular, na medida em que as pautas das exportações agrícolas

para os dois países não são estritamente semelhantes, parecia oportuno manter tanto AMR quanto FOOD.

Tabela 13 - Modelo conjunto com variáveis internacionais: restrições contemporâneas na matriz A_0

| | OP | AMR | FOOD | TDC | MI | IPA | MUAB | XUAB |
|------|----|-----|------|-----|----|-----|------|------|
| OP | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| AMR | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| FOOD | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| TDC | 1 | 1 | 0 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 |
| MI | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| IPA | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 |
| MUAB | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 |
| XUAB | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |

| | | |
|------------------|------|---|
| Legendas: | OP | Preço internacional do petróleo |
| | AMR | Preço internacional das matérias-primas agrícolas |
| | FOOD | Preço internacional dos alimentos |
| | TDC | Taxa de câmbio relativa Uruguai/Brasil |
| | MI | Quantidade de moeda relativa Uruguai/Brasil |
| | IPA | Preços agrícolas relativos Uruguai/Brasil |
| | MUAB | Vendas de produtos agrícolas brasileiros ao Uruguai |
| | XUAB | Vendas de produtos agrícolas uruguaios ao Brasil |

Das variáveis domésticas, MUAB e XUAB não poderiam ser excluídas da análise, na medida em que são as variáveis fundamentais cujo comportamento pretende-se analisar. Por outra parte, não parecia razoável fazer nenhuma transformação com as mesmas na medida em que qualquer uma supunha, a priori, uma excessiva perda de informação. Assim, para manter o número máximo de oito variáveis é necessário excluir uma das quatro variáveis restantes (na sua versão relativa já discutida): MI, TDC, IPI ou IPA. MI e TDC são tipicamente as variáveis macroeconômicas do modelo e IPA uma variável chave na medida em que pode-se supor que esteja na base do comércio. Portanto, estas três variáveis foram incluídas e não se considerou a variável IPI.

No que faz referência ao conjunto de restrições impostas na matriz A_0 , corresponde assinalar que, no primeiro bloco do sistema, figuram as três equações que cabem às variáveis internacionais, ligadas entre si por uma ordem de recursividade natural (OP independente das demais, AMR é afetada só por OP e FOOD é afetada por OP e AMR) mantendo o tipo de relações proposto nos modelos nacionais para este conjunto de variáveis seguindo o proposto por BARROS (1990) (Tabela 13).

As variáveis domésticas são arranjadas da seguinte forma. Enquanto a equação da taxa de câmbio pressupõe uma relação contemporânea entre esta taxa e OP, AMR e IPA, no que poderia interpretar-se como uma versão “ad hoc” da paridade de poder de compra, as variáveis MI, IPA, MUAB e XUAB mantêm uma ordem de recursividade natural. Outra vez aparecem aqui contradições entre os modelos teóricos desenvolvidos no Capítulo II e as especificações da matriz A_0 que se explicam pelas razões apresentadas em III.3.2. Adicionalmente pode assinalar-se que mudanças na ordem de recursividade das variáveis MUAB e XUAB não tiveram efeitos substanciais nos resultados obtidos.

III.3.2.2 Modelos conjuntos sem variáveis internacionais

Os modelos conjuntos sem variáveis internacionais tentam avaliar, deixando fora o efeito das variáveis internacionais, mais especificamente os efeitos de questões domésticas das duas economias. Como nos dois casos anteriores, a informação que se apresenta a seguir cabe ao processo de construção do modelo finalmente apresentado na seção de resultados.

Os critérios de escolha das variáveis a serem consideradas neste caso são mais simples do que os apresentados na seção anterior. Descartada a inclusão das variáveis internacionais e considerando-se as variáveis MI, TDC, IPI e IPA na forma relativa já analisada, só falta acrescentar mais quatro variáveis para atingir o máximo de oito que são aquelas que ainda ficam disponíveis: PB, PU, XUAB e MUAB.

As oito variáveis selecionadas são arranjadas na seguinte ordem de recursividade: PB, PU, TDC, IPI, MI, IPA, MUAB, XUAB (Tabela 14). Os índices de produto interno bruto são adotados indistintamente como indicadores da renda ou do nível de atividade ou produção.

Neste modelo, de maneira mais evidente que nos dois anteriores, a escolha de variáveis que foi feita e a ordem de recursividade em que as mesmas são colocadas condiciona muito o tipo de restrições que é possível considerar, em particular dado o critério de perfeita identificação adotado para especificar a matriz A_0 . Portanto, em vários casos as restrições impostas justificam-se mais na própria lógica da especificação da matriz A_0 que em outras possíveis considerações surgidas dos modelos teóricos.

Tabela 14 - Modelos conjunto sem variáveis internacionais. Restrições contemporâneas na matriz A_0 .

| | PB | PU | TDC | IPI | MI | IPA | MUAB | XUAB |
|------|----|----|-----|-----|----|-----|------|------|
| PB | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| PU | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| TDC | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| IPI | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 1 | 0 | 0 |
| MI | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| IPA | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 | 0 |
| MUAB | 0 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 0 |
| XUAB | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 | 1 |

| | | |
|------------------|------|---|
| Legendas: | PB | PIB brasileiro |
| | PU | PIB uruguaio |
| | TDC | Taxa de câmbio relativa Uruguai/Brasil |
| | IPI | Preços industriais relativos Uruguai/Brasil |
| | MI | Quantidade de moeda relativa Uruguai/Brasil |
| | IPA | Preços agrícolas relativos Uruguai/Brasil |
| | MUAB | Vendas de produtos agrícolas brasileiros ao Uruguai |
| | XUAB | Vendas de produtos agrícolas uruguaios ao Brasil |

Na primeira equação, admite-se que o nível de atividade do Brasil (PB) independe das demais variáveis consideradas, enquanto na segunda equação admite-se que o nível de atividade no Uruguai (PU) é afetado por PB, o que é sugerido pelas análises prévias (BERRETA, 1987; MACADAR, 1987; DELLA MEA & VERA, 1986) e pela diferença de tamanho entre as duas economias.

Em terceiro lugar, propõe-se que a taxa de câmbio real relativa (TDC) é afetada pelos níveis de atividade nos dois países. É importante lembrar que o conjunto de variáveis com que se trabalha neste tipo de modelos não permite estabelecer uma referência ao princípio da paridade de poder de compra.

Os preços industriais relativos (IPI), na quarta equação, supõem-se contemporaneamente vinculados com PB, PU, TDC e IPA.

A oferta de moeda relativa (MI) é a variável dependente na quinta equação, sendo afetada somente pelos níveis de atividade nos dois países, a taxa de câmbio relativa e os preços industriais relativos.

As vendas de produtos agrícolas brasileiros ao Uruguai (MUAB) se supõem ligadas, na sétima equação, às demais variáveis do modelo, com exceção do nível de atividade no Brasil e às exportações de produtos agrícolas do Uruguai ao Brasil (XUAB). Nesta equação, as variáveis PU e IPI refletem a influência da demanda uruguaia, seja global como especificamente industrial, pelos produtos brasileiros, enquanto que as variáveis IPA e TDC refletem a possibilidade de que através do diferencial de preços relativos e/ou câmbio se gerem condições para estabelecer comércio.

Na última equação, a variável XUAB -vendas de produtos agrícolas uruguaios ao Brasil- supõe-se ligada a todas as demais variáveis do modelo: PB e IPI como variáveis que expressam a demanda brasileira por estes produtos, seja global ou especificamente industrial; PU como fator determinante pelo lado da oferta das próprias exportações (MACADAR, 1987; KAPLAN, 1987; DELLA MEA & VERA, 1988); TDC e IPA como elementos geradores de condições de comércio.

CAPITULO IV EVOLUÇÃO DAS PRINCIPAIS VARIÁVEIS ECONÔMICAS NO PERÍODO EM ESTUDO

IV.1 Variáveis internacionais

Ao longo do período de tempo coberto pela pesquisa (1975-1992) os principais índices de preços relevantes para os fins da mesma (matérias-primas agrícolas, alimentos, petróleo e ao atacado nos EUA) tiveram fortes variações, porém de diferentes magnitudes e tendências (Tabela 15).

A evolução do preço internacional do petróleo (OP) no período em estudo foi caracterizada por dois choques à alta. O primeiro deles (1979-81) foi o mais intenso e sustentado, enquanto que o último (1989/90) foi intermediário tanto em intensidade quanto na sua duração. O primeiro deles (de fato o segundo após o de 1973) foi sucedido, após a relativa estabilidade de 1983-85 num patamar inferior ao máximo de 1981, por uma forte redução em 1986. Como consequência, podem-se isolar três períodos: moderada tendência crescente entre 1975 e 1979; o ciclo de alta e redução entre 1979 e 1986; instabilidade relativamente marcante entre 1986 e 1992 incluindo o forte e breve choque altista de 1990/91. Assim, no final do período coberto pela pesquisa (1987-92), os preços, em média, se situaram 50 %, em dólares correntes, acima do nível médio de 1975-79 (Tabela 15, Gráfico 1).

A taxa de variação no ano do Índice de preços no atacado nos EUA (IPMUSA) foi significativamente elevada nos dois primeiros trimestres do ano 1975 para cair logo e até meados de 1978 a níveis de 5-7%. Posteriormente, esta taxa teve um significativo incremento, oscilando entre 10 e 15 % até fins de 1981, caracterizando um período fortemente inflacionário da economia norte-americana que, se bem coincidiu com o importan-

Tabela 15 - Evolução das principais variáveis internacionais

(Continua)

| ANO | TRI MES TRE | FOOD | AMR | IPMUSA | OP | Variação de IPMUSA nos últimos 12 meses | Variação de OP nos últimos 12 meses |
|------|-------------------|--------|--------|--------|-------|--|--|
| 1975 | I | 77,90 | 47,00 | 63,4 | 10,46 | 13% | 13% |
| | II | 70,30 | 47,50 | 64,6 | 10,46 | 12% | 9% |
| | III | 78,50 | 47,30 | 66,1 | 10,46 | 6% | 7% |
| | IV | 69,50 | 49,60 | 66,5 | 11,51 | 4% | 11% |
| 1976 | I | 72,40 | 54,60 | 66,8 | 11,51 | 5% | 10% |
| | II | 76,00 | 60,20 | 68,1 | 11,51 | 5% | 10% |
| | III | 72,40 | 66,60 | 68,7 | 11,51 | 4% | 10% |
| | IV | 69,30 | 66,70 | 69,6 | 11,51 | 5% | 0% |
| 1977 | I | 76,40 | 65,50 | 71,4 | 12,09 | 7% | 5% |
| | II | 71,10 | 61,50 | 72,3 | 12,09 | 6% | 5% |
| | III | 62,70 | 60,10 | 72,6 | 12,70 | 6% | 10% |
| | IV | 70,20 | 60,10 | 73,7 | 12,70 | 6% | 10% |
| 1978 | I | 79,50 | 62,80 | 75,8 | 12,70 | 6% | 5% |
| | II | 79,70 | 64,80 | 78,0 | 12,70 | 8% | 5% |
| | III | 78,70 | 70,30 | 79,0 | 12,70 | 9% | 0% |
| | IV | 82,30 | 71,60 | 80,9 | 12,70 | 10% | 0% |
| 1979 | I | 88,90 | 83,60 | 84,3 | 13,34 | 11% | 5% |
| | II | 94,70 | 96,50 | 86,9 | 15,69 | 11% | 24% |
| | III | 94,30 | 103,40 | 90,0 | 18,00 | 14% | 42% |
| | IV | 96,90 | 95,30 | 92,9 | 22,00 | 15% | 73% |
| 1980 | I | 91,70 | 102,60 | 97,4 | 26,00 | 16% | 95% |
| | II | 92,80 | 102,50 | 98,8 | 28,00 | 14% | 78% |
| | III | 106,70 | 105,10 | 102,1 | 29,33 | 13% | 63% |
| | IV | 106,80 | 94,70 | 104,4 | 31,33 | 12% | 42% |
| 1981 | I | 101,80 | 90,40 | 108,0 | 32,00 | 11% | 23% |
| | II | 97,90 | 87,80 | 109,7 | 32,00 | 11% | 14% |
| | III | 91,20 | 83,40 | 110,0 | 32,00 | 8% | 9% |
| | IV | 87,60 | 86,90 | 110,0 | 34,00 | 5% | 9% |
| 1982 | I | 86,10 | 85,10 | 110,8 | 34,00 | 3% | 6% |
| | II | 83,30 | 83,00 | 111,3 | 33,29 | 1% | 4% |
| | III | 76,40 | 82,60 | 111,3 | 33,32 | 1% | 4% |
| | IV | 79,70 | 82,30 | 111,9 | 33,29 | 2% | -2% |
| 1983 | I | 94,40 | 79,90 | 111,8 | 31,57 | 1% | -7% |
| | II | 85,70 | 83,40 | 112,5 | 28,54 | 1% | -14% |
| | III | 97,70 | 87,70 | 113,6 | 28,56 | 2% | -14% |
| | IV | 92,20 | 92,50 | 113,9 | 28,58 | 2% | -14% |
| 1984 | I | 94,00 | 96,40 | 115,7 | 28,50 | 3% | -10% |
| | II | 93,60 | 95,40 | 115,8 | 28,60 | 3% | 0% |
| | III | 84,60 | 88,50 | 115,0 | 28,53 | 1% | -0% |
| | IV | 79,30 | 82,40 | 115,2 | 28,23 | 1% | -1% |

Tabela 15 - Evolução das principais variáveis internacionais (Continuação)

| ANO | TRI MES TRE | FOOD | AMR | IPMUSA | OP | Variação de IPMUSA nos últimos 12 meses | Variação de OP nos últimos 12 meses |
|------|-------------------|-------|--------|--------|-------|--|--|
| 1985 | I | 80,40 | 77,30 | 114,8 | 28,00 | -1% | -2% |
| | II | 75,10 | 78,60 | 115,0 | 28,00 | -1% | -2% |
| | III | 69,30 | 75,00 | 113,8 | 28,00 | -1% | -2% |
| | IV | 73,30 | 78,80 | 115,4 | 27,00 | 0% | -4% |
| 1986 | I | 72,10 | 77,90 | 111,7 | 25,20 | -3% | -10% |
| | II | 66,40 | 78,20 | 111,2 | 14,15 | -3% | -49% |
| | III | 60,10 | 75,70 | 110,7 | 12,88 | -3% | -54% |
| | IV | 61,80 | 76,60 | 110,9 | 14,09 | -4% | -48% |
| 1987 | I | 65,00 | 89,50 | 112,6 | 17,52 | 1% | -30% |
| | II | 67,90 | 97,40 | 114,6 | 17,52 | 3% | 24% |
| | III | 67,80 | 124,70 | 115,5 | 17,52 | 4% | 36% |
| | IV | 74,80 | 126,00 | 115,9 | 17,52 | 5% | 24% |
| 1988 | I | 77,80 | 116,60 | 116,8 | 15,08 | 4% | -14% |
| | II | 93,10 | 117,60 | 119,6 | 16,06 | 4% | -8% |
| | III | 91,90 | 108,70 | 120,4 | 13,59 | 4% | -22% |
| | IV | 91,20 | 114,30 | 121,4 | 12,43 | 5% | -29% |
| 1989 | I | 91,95 | 113,52 | 124,2 | 16,40 | 6% | 9% |
| | II | 89,18 | 113,21 | 125,6 | 17,65 | 5% | 10% |
| | III | 84,47 | 112,36 | 125,2 | 16,63 | 4% | 22% |
| | IV | 86,49 | 109,02 | 125,8 | 18,09 | 4% | 46% |
| 1990 | I | 83,57 | 105,99 | 127,2 | 18,64 | 2% | 14% |
| | II | 81,62 | 108,55 | 127,3 | 15,07 | 1% | -15% |
| | III | 77,51 | 111,66 | 131,8 | 24,99 | 5% | 50% |
| | IV | 76,69 | 105,22 | 132,1 | 29,61 | 5% | 64% |
| 1991 | I | 80,88 | 100,17 | 129,3 | 18,39 | 2% | -1% |
| | II | 79,30 | 107,00 | 129,5 | 17,40 | 2% | 15% |
| | III | 81,10 | 107,00 | 129,2 | 18,46 | -2% | -26% |
| | IV | 83,34 | 105,99 | 129,1 | 18,94 | -2% | -36% |
| 1992 | I | 86,41 | 104,13 | 129,3 | 16,53 | 0% | -10% |
| | II | 82,75 | 108,40 | 131,4 | 18,92 | 2% | 9% |
| | III | 78,71 | 110,11 | 131,2 | 19,15 | 2% | 4% |
| | IV | 78,56 | 109,02 | 131,0 | 18,27 | 1% | -4% |

Fonte : International Financial Statics. International Monetary Fund

Legendas::

FOOD Índice Internacional do preço dos Alimentos. Base 1980 = 100

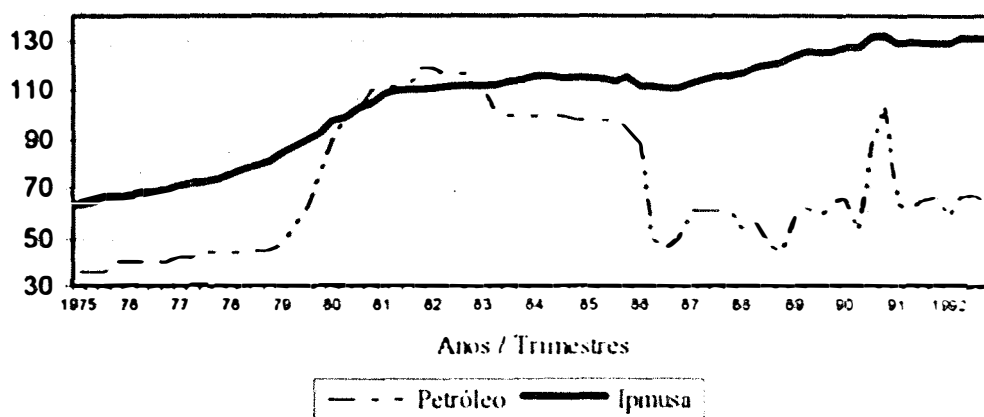
AMR Índice Internacional do preço das matérias primas agrícolas. Base 1980 = 100

IPMUSA Índice dos preços no atacado nos EUA. Base 1980 = 100

OP Preço do petróleo tipo Saudi Arabia Light 34-39 API Gravity US\$ correntes/barril
FOB RAS Tanura

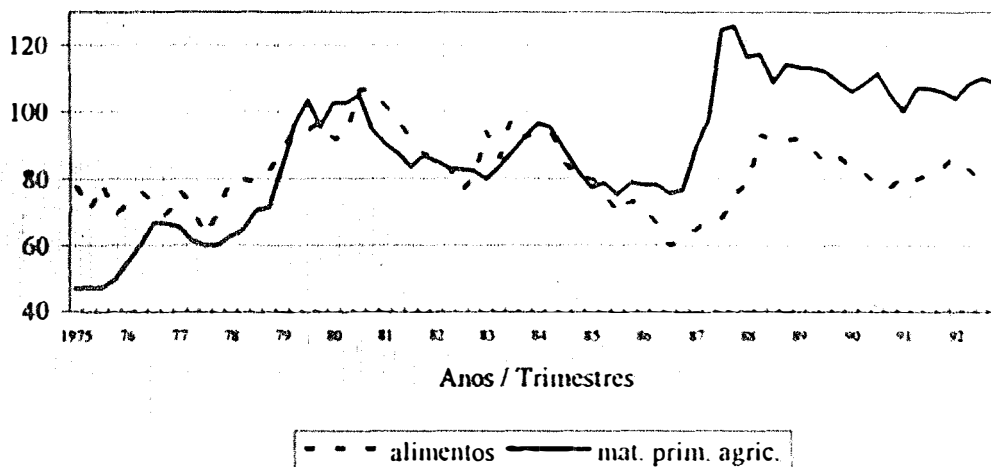
te aumento do preço do petróleo no mesmo período, teve início quase um ano antes deste último fenômeno (Gráfico 1). A partir do ano 1981, a inflação norte-americana teve uma nova e significativa redução, permanecendo em torno de 1,5 % no ano até fins de 1984. Posteriormente, durante 1985 e 86 evidenciou-se uma constante deflação da ordem de até 4% em períodos de 12 meses. A partir de 1986 e até o final do período em estudo os registros inflacionários norte-americanos a nível de atacado tiveram uma maior estabilidade, sendo sempre menores do que 5% ao ano com uma ligeira tendência decrescente (Tabela 15, Gráfico 1).

Gráfico 1 -Evolução do índice do preço internacional do petróleo (OP) e dos preços ao atacado nos EUA (Ipmusa) 1975-1992. (1980 =100)



O índice de preços internacionais dos alimentos (FOOD) e o índice do preço das matérias-primas agrícolas (AMR) tiveram no período 1975-1992 uma evolução relativamente semelhante: tendência crescente desde 1975 até meados de 1981 (tendência mais marcante e estável no caso das matérias-primas agrícolas); tendência de queda desde 1981 até meados de 1986 (com um choque altista em 1983/84); forte recuperação em 1987/88, que foi bastante mais intensa no caso das matérias-primas agrícolas, e, finalmente, tendência de redução entre 1988 e 1992. (Tabela 15, Gráfico 2). É importante salientar que, como consequência destas variações, no final do período, enquanto o índice dos preços dos alimentos ficou ligeiramente acima dos níveis de 1975/78, o índice dos preços das matérias-primas agrícolas quase duplicou no mesmo período seu nível de 1975/78. Esta diferença se explica fundamentalmente porque a recuperação dos preços em 1987/88, como já foi assinalado, foi mais intensa no caso das matérias-primas agrícolas (Tabela 15, Gráfico 2)

Gráfico 2 - Evolução dos índices dos preços internacionais dos alimentos (FOOD) e das matérias primas agrícolas (AMR). (1980 = 100)



IV.2 O comércio uruguaio-brasileiro de produtos agrícolas

Na Tabela 16 se apresentam, segundo a nomenclatura NADE (Nomenclatura Alfandegária de Exportação), os grupos de produtos que no comércio exterior dos dois países foram considerados como sendo agrícolas. Eles se agrupam ao nível de Capítulo e/ou Subcapítulo e assinalam os principais produtos que se incluem em cada grupo. Segundo os casos, são incluídos tanto produtos que são estritamente agrícolas (isto é, quase sem nenhum grau de transformação do produto primário: cereais, animais vivos, lã suja, frutas frescas, etc.) quanto outros que, devido aos diferentes graus de transformação industriais aplicados ao produto primário, poderiam ser considerados como tendo um carácter mais agro-industrial (carnes, laticínios, lã lavada e lã industrializada, algodão, malte, café, etc.). Deve-se salientar que, em qualquer caso, os processos industriais envolvidos nestes casos são tais que não se perde o carácter predominante da matéria-prima agrícola no produto final.

Tanto em termos do seu valor absoluto quanto do seu valor relativo, têm sido claramente mais significativas as exportações agrícolas uruguaias ao Brasil (XUAB) que as exportações agrícolas brasileiras ao Uruguai (MUAB) (Gráfico 3, Tabela 17)

É assim que as MUAB têm oscilado entre um mínimo de US\$ 21,6 milhões (1975) e um máximo de US\$ 69,1 milhões (1992) enquanto que as XUAB tiveram um

mínimo de US\$ 40,4 milhões em 1977 e um máximo de US\$ 290 milhões em 1990 (Tabela 17).

Tabela 16 - Produtos considerados no comércio agrícola uruguaio-brasileiro

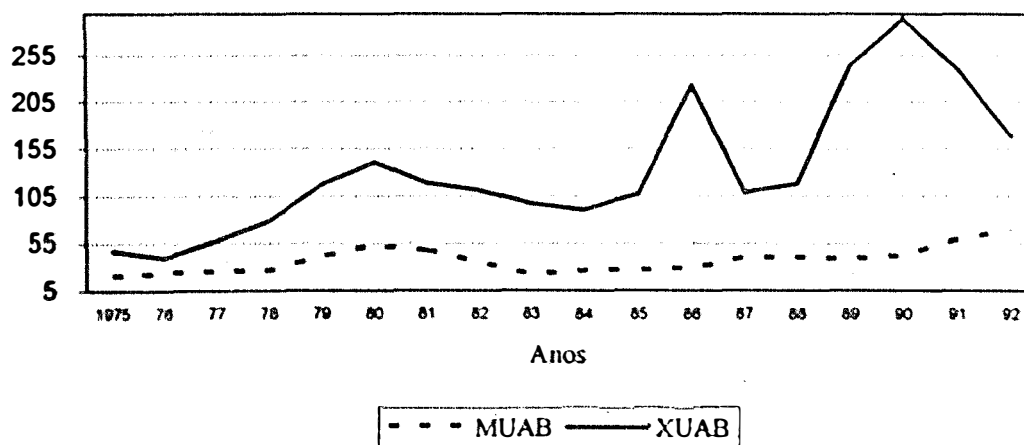
| Capítulo | NADE | Posição do capítulo | Tipo de produtos compreendido no capítulo |
|----------|------|---------------------|--|
| 1 | | todas | Animais vivos |
| 2 | | todas | Carnes e derivados comestíveis |
| 4 | | todas | Leite, laticínios, ovos |
| 5 | | todas | Outros produtos de origem animal |
| 6 | | todas | Plantas vivas, flores |
| 7 | | todas | Legumes, raízes, tubérculos |
| 8 | | todas | Frutas |
| 9 | | todas | Cafê, chá, erva mate |
| 10 | | todas | Cereais |
| 11 | | todas | Produtos dos moinhos, maltas |
| 12 | | todas | Oleaginosos, sementes, forragens |
| 13 | | todas | Borrachas, tintas |
| 15 | | todas | Gorduras e óleos animais e vegetais |
| 17 | | todas | Açúcar |
| 18 | | todas | Cacau |
| 19 | | todas | Preparados alimentícios baseados em cereais |
| 20 | | todas | Preparados alimentícios baseados em legumes |
| 21 | | todas | Preparados alimentícios diversos |
| 22 | | todas | Bebidas, álcool, vinague |
| 23 | | todas | Resíduos e desperdícios da indústria alimentícia |
| 24 | | todas | Fumo |
| 31 | | 01 | Adubo Orgânico |
| 35 | | 01 | Derivados da indústria dos laticínios |
| 41 | | todas | Couros e peles |
| 44 | | todas | Madeiras, carvão vegetal. |
| 45 | | todas | Casca vegetal |
| 53 | | todas | Lã, outras fibras animais |
| 54 | | todas | Rami e linho |
| 55 | | todas | Algodão |
| 57 | | todas | Outras fibras vegetais |

Fonte: Elaborado em base à Nomenclatura Alfandegária de Exportação (NADE)

Como consequência, o saldo deste comércio bilateral foi favorável ao Uruguai em todos os anos do período 1975-92, com média anual de quase US\$ 100 milhões e registrando um mínimo de US\$ 16 milhões em 1976 e um máximo de US\$ 252 milhões em 1990. A característica recém descrita é diferente da que se verifica no intercâmbio comercial

bilateral total, pois neste caso existe uma marcante alternância de saldos favoráveis para cada um dos dois países segundo os anos (Tabela 18).

Gráfico 3 - Comércio uruguaio-brasileiro de produtos agrícolas 1975-1992.
(milhões US\$/ano)



A importância diferente em valores absolutos que tem o comércio agrícola bilateral para os dois países, amplia-se ao considerá-lo em termos relativos. Os diversos indicadores relativos construídos (importância em relação às exportações ou importações de cada um dos dois países ao mundo e somente ao parceiro comercial) evidenciam com clareza esta situação. É assim que enquanto que as XUAB representaram, em média, 12% das exportações uruguaias totais (XUT), as MUAB significaram em média do período somente 0,2% das exportações brasileiras totais (XBT). Por outra parte, enquanto as XUAB representaram em média só 0,8% das importações brasileiras totais (MBT), as MUAB foram em média de 4% das importações uruguaias totais (MUT) (Tabela 18).

Por outra parte, e tal como foi reportado por outras pesquisas (MACADAR, 1987; KAPLAN, 1987), a análise evidencia que os produtos agrícolas são muito mais relevantes na pauta das exportações uruguaias totais ao Brasil -XUTB- (66% em média no período) do que na pauta das importações uruguaias totais do Brasil -MUTB- (20% em média) (Tabela 19).

Tabela 17 - Brasil e Uruguai: comércio exterior anual (milhões de US\$ / ano)

| Ano | XUAB | XUAT | XUTB | XUT | MUAB | MUAT | MUTB | MUT | XBT | MBT |
|------|------|------|------|------|------|------|------|------|-------|-------|
| 1975 | 48 | 279 | 65 | 381 | 22 | 127 | 67 | 516 | 8670 | 12210 |
| 1976 | 40 | 384 | 68 | 536 | 24 | 68 | 90 | 599 | 10128 | 12383 |
| 1977 | 58 | 388 | 95 | 599 | 27 | 88 | 94 | 669 | 12120 | 12023 |
| 1978 | 78 | 357 | 127 | 682 | 27 | 82 | 85 | 716 | 12120 | 13683 |
| 1979 | 117 | 421 | 182 | 787 | 42 | 200 | 184 | 1166 | 15244 | 17961 |
| 1980 | 140 | 658 | 191 | 1059 | 54 | 177 | 275 | 1604 | 15868 | 22960 |
| 1981 | 119 | 846 | 169 | 1216 | 48 | 151 | 339 | 1625 | 23680 | 22086 |
| 1982 | 111 | 730 | 146 | 1024 | 36 | 96 | 125 | 1107 | 20213 | 19396 |
| 1983 | 97 | 780 | 121 | 1044 | 23 | 86 | 94 | 706 | 21900 | 15428 |
| 1984 | 90 | 673 | 115 | 929 | 27 | 109 | 135 | 786 | 27005 | 13937 |
| 1985 | 108 | 572 | 143 | 852 | 28 | 84 | 124 | 707 | 25639 | 13189 |
| 1986 | 224 | 709 | 296 | 1087 | 30 | 112 | 194 | 833 | 22349 | 14044 |
| 1987 | 109 | 679 | 206 | 1191 | 41 | 150 | 291 | 1152 | 26225 | 15052 |
| 1988 | 117 | 918 | 228 | 1395 | 41 | 135 | 302 | 1123 | 33789 | 14605 |
| 1989 | 245 | 1021 | 441 | 1596 | 39 | 139 | 328 | 1238 | 34392 | 18281 |
| 1990 | 295 | 1124 | 502 | 1702 | 43 | 156 | 387 | 1343 | 31414 | 20661 |
| 1991 | 241 | 958 | 384 | 1574 | 60 | 197 | 373 | 1549 | 31620 | 21041 |
| 1992 | 169 | 970 | 294 | 1617 | 69 | 261 | 475 | 1916 | 36207 | 20542 |

Fonte : Elaborado com dados do BROU e do IBGE

Legendas:

| | |
|------|---|
| XUAB | Exportações agrícolas uruguaias ao Brasil |
| XUAT | Exportações agrícolas uruguaias ao Mundo |
| MUAB | Exportações agrícolas brasileiras ao Uruguai |
| XUTB | Exportações uruguaias totais ao Brasil |
| XUT | Exportações uruguaias totais ao mundo |
| MUAT | Importações uruguaias totais de produtos agrícolas do mundo |
| MUTB | Importações uruguaias totais do Brasil |
| MUT | Importações uruguaias totais do mundo |
| MBT | Importações brasileiras totais do mundo |
| XBT | Exportações brasileiras totais ao mundo |

Estas diferenças mantêm-se ao considerar a importância das XUAB e MUAB em relação somente ao comércio exterior agrícola dos dois países. As compras e vendas brasileiras de produtos agrícolas do e ao Uruguai respectivamente são desprezíveis no total do comércio exterior agrícola brasileiro. Porém, no caso do Uruguai as XUAB e MUAB representaram respectivamente, em média, 19% e 29% do valor total de suas exportações (XUAT) e importações (MUAT) agrícolas do mundo (Tabela 19).

Tabela 18 - Brasil e Uruguai: indicadores do comércio exterior (*)

| Ano | XUT | XBT | (XUT-MUT) | (XBT-MBT) | XUAB | (XUAB-MUAB) | XUTB | (XUTB-MUTB) |
|-------|------|-------|-----------|-----------|------|-------------|------|-------------|
| | MUT | MBT | XUT | XBT | MUAB | XUAB | MUTB | XUTB |
| 1975 | -135 | -3540 | -35% | -41% | 26 | 54% | -2 | -3% |
| 1976 | -63 | -2255 | -12% | -22% | 16 | 40% | -23 | -34% |
| 1977 | -70 | 97 | -12% | 1% | 31 | 54% | 1 | 1% |
| 1978 | -34 | -1563 | -5% | -13% | 51 | 65% | 42 | 33% |
| 1979 | -379 | -2717 | -48% | -18% | 76 | 64% | -2 | -1% |
| 1980 | -545 | -7092 | -52% | -45% | 86 | 61% | -84 | -44% |
| 1981 | -408 | 1594 | -34% | 7% | 70 | 59% | -169 | -100% |
| 1982 | -83 | 817 | -8% | 4% | 75 | 68% | 21 | 14% |
| 1983 | 339 | 6472 | 32% | 30% | 75 | 77% | 27 | 22% |
| 1984 | 143 | 13068 | 15% | 48% | 63 | 70% | -20 | -18% |
| 1985 | 145 | 12450 | 17% | 49% | 80 | 74% | 20 | 14% |
| 1986 | 255 | 8305 | 23% | 37% | 194 | 87% | 101 | 34% |
| 1987 | 39 | 11173 | 3% | 43% | 68 | 62% | -85 | -41% |
| 1988 | 271 | 19184 | 19% | 57% | 77 | 65% | -74 | -32% |
| 1989 | 358 | 16111 | 22% | 47% | 206 | 84% | 113 | 26% |
| 1990 | 359 | 10753 | 21% | 34% | 252 | 85% | 115 | 23% |
| 1991 | 25 | 10579 | 2% | 33% | 181 | 75% | 11 | 3% |
| 1992 | -299 | 15665 | -18% | 43% | 100 | 59% | -181 | -62% |
| Média | -5 | 6061 | -4% | 16% | 96 | 67% | -10 | -9% |

(*) As variáveis e suas diferenças expressas em milhões de US\$ correntes, seus quocientes em %

Fonte: Elaborado com dados do BROU e do IBGE

Legendas: Veja Tabela 17.

A maioria dos indicadores relativos analisados nos parágrafos anteriores não evidenciam mudanças de muita significação no período de referência. Porém, registram, em alguns casos, certa irregularidade. Neste contexto poderia assinalar-se que desde 1986 se evidencia uma moderada tendência ao aumento da importância do Brasil como parceiro comercial do Uruguai (veja comportamento dos indicadores XUTB / XUT e MUTB / MUT na Tabela 19) e vice-versa (idem para MUTB/XBT e XUTB /MBT). Isto é, se comprova uma crescente relevância do comércio bilateral total no total do comércio exterior dos dois países

Na análise da evolução do valor absoluto do comércio agrícola no ano entre os dois países ao longo do período 1975-92 é possível distinguir duas fases bem diferenciadas (Gráfico 3, Tabela 18). Na primeira fase, entre 1975 e 1984, XUAB e MUAB evoluem de maneira muito semelhante. Ambas variáveis se expandem até 1980 (a taxas maiores no caso das XUAB) para cair logo após 1984. Não obstante, o patamar atingido neste último ano é bem diferente do nível inicial, pois enquanto as MUAB quase voltam ao nível de 1975, as XUAB

duplicam o nível deste ano. A segunda fase, entre 1985 e 1992, é caracterizada por comportamentos diferenciados das duas variáveis. As MUAB apresentam uma tendência regular de crescimento que as leva a aumentar 150% no subperíodo. As XUAB tiveram um comportamento muito mais irregular: até 1988 elas cresceram a taxas moderadas (com a exceção do agudo e circunstancial aumento em 1986 associado com a implementação do Plano Cruzado); o biênio 1989/90 é caracterizado por acréscimos muito expressivos e ele é seguido por um biênio de forte redução (1991/92).

Tabela 19 - Brasil e Uruguai: indicadores do comércio exterior agrícola (em %).

| Ano | XUAB | XUAB | XUAB | XUTB | MUAB | MUAB | MUAB | MUTB | MUTB | XUTB | MUAB | XUAB |
|-------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | / | / | / | / | / | / | / | / | / | / | / | / |
| | XUAT | XUTB | XUT | XUT | MUAT | MUTB | MUT | MUT | XBT | MBT | XBT | MBT |
| 1975 | 17% | 73% | 12% | 17% | 17% | 32% | 4% | 13% | 0,8% | 0,5% | 0,2% | 0,4% |
| 1976 | 11% | 60% | 8% | 13% | 36% | 27% | 4% | 15% | 0,9% | 0,5% | 0,2% | 0,3% |
| 1977 | 15% | 61% | 10% | 16% | 30% | 28% | 4% | 14% | 0,8% | 0,8% | 0,2% | 0,5% |
| 1978 | 22% | 61% | 11% | 19% | 33% | 32% | 4% | 12% | 0,7% | 0,9% | 0,2% | 0,6% |
| 1979 | 28% | 64% | 15% | 23% | 21% | 23% | 4% | 16% | 1,2% | 1,0% | 0,3% | 0,7% |
| 1980 | 21% | 74% | 13% | 18% | 31% | 20% | 3% | 17% | 1,7% | 0,8% | 0,3% | 0,6% |
| 1981 | 14% | 70% | 10% | 14% | 32% | 14% | 3% | 21% | 1,4% | 0,8% | 0,2% | 0,5% |
| 1982 | 15% | 76% | 11% | 14% | 37% | 29% | 3% | 11% | 0,6% | 0,8% | 0,2% | 0,6% |
| 1983 | 12% | 80% | 9% | 12% | 26% | 24% | 3% | 13% | 0,4% | 0,8% | 0,1% | 0,6% |
| 1984 | 13% | 79% | 10% | 12% | 25% | 20% | 3% | 17% | 0,5% | 0,8% | 0,1% | 0,6% |
| 1985 | 19% | 75% | 13% | 17% | 33% | 22% | 4% | 18% | 0,5% | 1,1% | 0,1% | 0,8% |
| 1986 | 32% | 76% | 21% | 27% | 27% | 15% | 4% | 23% | 0,9% | 2,1% | 0,1% | 1,6% |
| 1987 | 16% | 53% | 9% | 17% | 27% | 14% | 4% | 25% | 1,1% | 1,4% | 0,2% | 0,7% |
| 1988 | 13% | 51% | 8% | 16% | 30% | 13% | 4% | 27% | 0,9% | 1,6% | 0,1% | 0,8% |
| 1989 | 24% | 55% | 15% | 28% | 28% | 12% | 3% | 27% | 1,0% | 2,4% | 0,1% | 1,3% |
| 1990 | 26% | 59% | 17% | 29% | 27% | 11% | 3% | 29% | 1,2% | 2,4% | 0,1% | 1,4% |
| 1991 | 25% | 63% | 15% | 24% | 30% | 16% | 4% | 24% | 1,2% | 1,8% | 0,2% | 1,1% |
| 1992 | 17% | 58% | 10% | 18% | 26% | 15% | 4% | 25% | 1,3% | 1,4% | 0,2% | 0,8% |
| Média | 19% | 66% | 12% | 19% | 29% | 20% | 4% | 19% | 0,9% | 1,2% | 0,2% | 0,8% |

Fonte : Elaborado com dados do BROU e IBGE

Legendas: Veja Tabela 17.

Nem todos os grupos de produtos identificados como agrícolas na pauta de comércio uruguaio-brasileiro têm igual importância na mesma.

No caso brasileiro, se observa que na totalidade do período existe um notório predomínio de quatro capítulos: oito (frutas); nove (café, chá, erva mate); quarenta e quatro (madeiras, carvão vegetal) e cinquenta e cinco (algodão). Estes quatro capítulos conjuntamente considerados representaram até 1988/89 entre 75% e 85% do total do valor importado

pelo Uruguai de produtos agrícolas brasileiros. Entre estes quatro capítulos se destaca nitidamente como preponderante o nove que têm representado até o mesmo biênio entre 40% e 57% do total. Nos últimos anos do período analisado na pesquisa (90/92), embora mantenham-se as duas características, as mesmas se atenuam um pouco, pois existe uma modesta tendência a uma maior diversificação na estrutura de vendas agrícolas brasileiras ao Uruguai, dado o ligeiro crescimento da importância dos capítulos dezessete, vinte e dois e quarenta e um (Tabela 20).

Tabela 20 - Estrutura segundo produto das exportações agrícolas brasileiras ao Uruguai (%)

| Código produto (*) | ANOS | | | | | | | | | | | | | | | | | | MÉDIA |
|--------------------------|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-------|
| | 75 | 76 | 77 | 78 | 79 | 80 | 81 | 82 | 83 | 84 | 85 | 86 | 87 | 88 | 89 | 90 | 91 | 92 | |
| 1 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 2 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 4% | 0% | 0% | 1% | 1% | 0% | 1% | 3% | 1% |
| 4 | 0% | 1% | 1% | 1% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 0% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% |
| 5 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 0% | 1% | 0% | 0% | 0% |
| 6 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 7 | 0% | 0% | 0% | 0% | 2% | 0% | 2% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 1% | 1% | 0% |
| 8 | 5% | 6% | 3% | 8% | 8% | 6% | 9% | 12% | 15% | 14% | 15% | 13% | 12% | 12% | 12% | 12% | 12% | 11% | 10% |
| 9 | 50% | 54% | 48% | 43% | 41% | 57% | 48% | 37% | 55% | 49% | 43% | 48% | 38% | 47% | 40% | 43% | 33% | 36% | 45% |
| 10 | 0% | 0% | 0% | 6% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 11 | 0% | 1% | 1% | 0% | 0% | 0% | 1% | 0% | 1% | 0% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% |
| 12 | 0% | 0% | 0% | 2% | 0% | 1% | 0% | 0% | 1% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 13 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 15 | 1% | 0% | 6% | 1% | 1% | 1% | 1% | 4% | 1% | 1% | 2% | 1% | 1% | 1% | 1% | 2% | 1% | 2% | 2% |
| 17 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 3% | 0% | 0% | 0% | 1% |
| 18 | 6% | 6% | 8% | 7% | 7% | 6% | 3% | 3% | 5% | 7% | 5% | 6% | 5% | 4% | 5% | 4% | 4% | 5% | 5% |
| 19 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 0% |
| 20 | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 2% | 1% | 3% | 0% | 1% | 0% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 2% | 1% |
| 21 | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 2% | 1% |
| 22 | 0% | 0% | 0% | 0% | 3% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 2% | 0% | 3% | 0% | 1% | 2% | 1% | 2% | 1% |
| 23 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 24 | 6% | 9% | 9% | 8% | 8% | 5% | 5% | 9% | 5% | 8% | 3% | 2% | 3% | 5% | 6% | 4% | 2% | 4% | 6% |
| 31.01 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 35.01 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 41 | 0% | 1% | 5% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 1% | 1% | 0% | 3% | 1% | 3% | 8% | 12% | 2% | 2% |
| 44 | 14% | 12% | 16% | 16% | 20% | 16% | 23% | 20% | 9% | 7% | 7% | 10% | 7% | 8% | 7% | 6% | 7% | 11% | 12% |
| 45 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 53 | 0% | 3% | 2% | 2% | 1% | 0% | 0% | 5% | 4% | 1% | 2% | 1% | 1% | 1% | 1% | 2% | 4% | 5% | 2% |
| 54 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 2% | 3% | 5% | 4% | 3% | 0% | 1% |
| 55 | 17% | 2% | 0% | 5% | 4% | 3% | 3% | 3% | 4% | 8% | 11% | 14% | 20% | 12% | 12% | 6% | 6% | 6% | 8% |
| 57 | 1% | 5% | 0% | 0% | 1% | 1% | 0% | 0% | 0% | 1% | 4% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% |

Fonte: Elaborado com informação do BROU

(*) Para referência dos códigos dos produtos veja Tabela 16.

Por sua vez, embora na pauta das exportações agrícolas uruguaias ao Brasil apresentem-se algumas modificações entre anos, elas não têm uma tendência definida que altere sua estrutura básica (Tabela 21). É assim que três capítulos predominam claramente sobre os demais, pois, em conjunto, reúnem, normalmente, 70% das vendas agrícolas uruguaias ao Brasil: dois (carnes), dez (cereais) e onze (produtos dos moinhos e malte) Em ordem de importância o segundo grupo é formado pelos capítulos um, quatro, quarenta e um

e cinquenta e três que conjuntamente reúnem normalmente 23% do total. Em termos de produtos individuais se destaca a importância dos cereais (arroz e cevada cervejeira) e das carnes, apesar do seu declínio em 1990/92.

Tabela 21 - Estrutura segundo produto das exportações agrícolas uruguiaias ao Brasil (em %).

| Código Produto (*) | ANOS | | | | | | | | | | | | | | | | | | Média |
|--------------------------|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-------|
| | 75 | 76 | 77 | 78 | 79 | 80 | 81 | 82 | 83 | 84 | 85 | 86 | 87 | 88 | 89 | 90 | 91 | 92 | |
| 1 | 9% | 16% | 10% | 11% | 8% | 5% | 3% | 2% | 3% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 11% | 2% | 1% | 2% | 5% |
| 2 | 29% | 32% | 36% | 53% | 39% | 55% | 61% | 14% | 18% | 24% | 33% | 35% | 22% | 8% | 17% | 32% | 9% | 4% | 29% |
| 4 | 2% | 5% | 7% | 3% | 3% | 4% | 0% | 7% | 8% | 4% | 10% | 11% | 14% | 11% | 10% | 9% | 11% | 6% | 7% |
| 5 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 1% | 1% | 1% | 0% | 0% | 1% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 6 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 7 | 1% | 1% | 2% | 1% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 8 | 2% | 7% | 3% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 0% | 1% | 0% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% |
| 9 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 10 | 38% | 5% | 13% | 7% | 31% | 12% | 7% | 40% | 35% | 18% | 31% | 34% | 25% | 37% | 26% | 33% | 50% | 51% | 27% |
| 11 | 11% | 10% | 11% | 11% | 10% | 11% | 14% | 15% | 18% | 19% | 13% | 6% | 10% | 14% | 8% | 8% | 14% | 15% | 12% |
| 12 | 0% | 1% | 0% | 1% | 1% | 3% | 5% | 5% | 2% | 1% | 0% | 1% | 2% | 0% | 0% | 1% | 0% | 0% | 1% |
| 13 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 15 | 1% | 5% | 8% | 5% | 3% | 2% | 1% | 1% | 2% | 4% | 2% | 2% | 2% | 4% | 2% | 1% | 2% | 4% | 3% |
| 17 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 18 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 0% | 0% | 0% |
| 19 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 1% | 2% | 0% |
| 20 | 0% | 1% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 21 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 22 | 1% | 1% | 4% | 2% | 1% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 0% | 0% | 0% | 1% | 1% | 0% | 1% |
| 23 | 1% | 0% | 0% | 0% | 1% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 0% | 0% | 0% |
| 24 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 31.01 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 35.01 | 0% | 0% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% |
| 41 | 4% | 11% | 5% | 2% | 1% | 0% | 2% | 6% | 7% | 20% | 4% | 7% | 14% | 10% | 14% | 6% | 3% | 5% | 7% |
| 44 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 45 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 53 | 1% | 4% | 0% | 1% | 0% | 4% | 3% | 7% | 4% | 7% | 5% | 1% | 6% | 10% | 8% | 3% | 5% | 9% | 4% |
| 54 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |
| 55 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% | 1% |
| 57 | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% | 0% |

Fonte: Elaborado com informação do BROU

(*) Para referência dos códigos dos produtos veja Tabela 16.

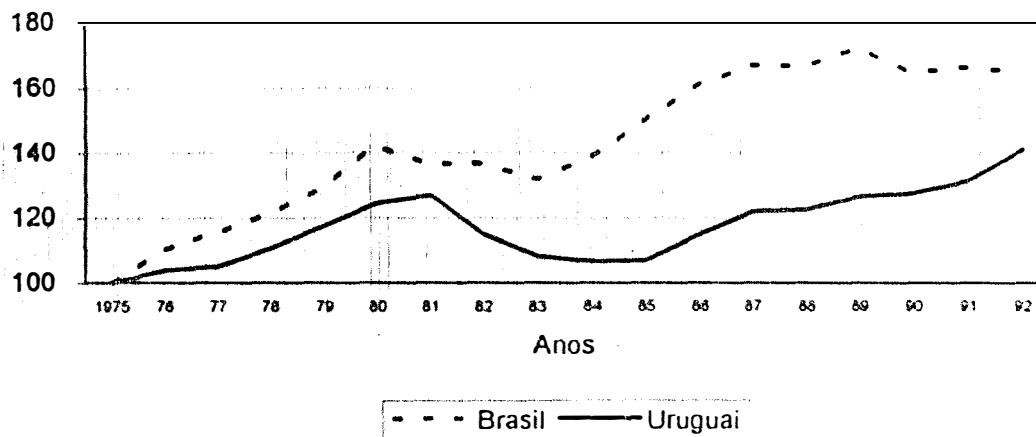
IV.3 Variáveis domésticas

IV.3.1 Produto

A evolução do Produto Interno Bruto (PIB) no período 1975-1992 apresentou tendências gerais bastante semelhantes nos dois países, que, não obstante, se expressaram com diferentes intensidades. Como resultado final destas tendências, enquanto no Brasil o crescimento acumulado ao longo do período foi de 65%, no caso do Uruguai foi de somente de 40%. Estes diferentes resultados são fruto tanto do fato de que a crise dos

inícios dos anos oitenta foi bem mais intensa no Uruguai que no Brasil, quanto do fato de que nas fases de auge econômico o mesmo foi mais intenso no Brasil. (Gráfico 4, Tabelas 22 e 23)

Gráfico 4 - Brasil e Uruguai. evolução anual do PIB 1975 - 1992
(em moeda local constante 1975 = 100)



Ao longo do período em estudo é possível diferenciar, segundo o comportamento do PIB, vários subperíodos: três no caso uruguaio e quatro no brasileiro

No Uruguai, houve entre 1975 e 1981 uma fase de forte e constante expansão do PIB, que foi seguida por uma forte crise que prolongou-se até 1984/85. Este segundo período se inicia com a quebra do regime de variação pré-anunciada da taxa de câmbio ("tablita"), se associa fortemente com a crise de endividamento externo comum à maioria dos países da América Latina na época e se prolonga até o retorno do país à vida democrática. A crise foi de tal magnitude que em 1984 o nível do PIB ficou quase no mesmo patamar que em 1977. A partir de 1985 e até o final do período em estudo se registra uma retomada importante e constante do crescimento.

Tabela 22 - Brasil: Taxa de câmbio, moeda, índices de preços e PIB

(Continua)

| Ano | TDX | IPACKPI | MI | IPACKPA | IGPDI | IPACKT | PIB | |
|------|-----|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|--------------|-------|
| 1975 | I | 0,000076 | 0,04647 | 0,000117 | 0,02107 | 0,04100 | 0,03574000 | 63,5 |
| | II | 0,000079 | 0,05008 | 0,000133 | 0,02177 | 0,04357 | 0,03792000 | 67,0 |
| | III | 0,000084 | 0,05255 | 0,000144 | 0,02530 | 0,04679 | 0,04136000 | 70,1 |
| | IV | 0,000089 | 0,05643 | 0,000172 | 0,02699 | 0,04994 | 0,04431000 | 71,5 |
| 1976 | I | 0,000095 | 0,06146 | 0,000166 | 0,03082 | 0,05560 | 0,04898000 | 70,1 |
| | II | 0,000106 | 0,06677 | 0,000193 | 0,03474 | 0,06125 | 0,05382000 | 74,9 |
| | III | 0,000113 | 0,07427 | 0,000197 | 0,04205 | 0,06845 | 0,06145000 | 75,7 |
| | IV | 0,000121 | 0,07919 | 0,000237 | 0,04507 | 0,07304 | 0,06563000 | 76,9 |
| 1977 | I | 0,000130 | 0,08685 | 0,000226 | 0,05284 | 0,08142 | 0,07353000 | 74,7 |
| | II | 0,000140 | 0,09516 | 0,000261 | 0,05717 | 0,08949 | 0,08029000 | 77,0 |
| | III | 0,000149 | 0,10080 | 0,000277 | 0,05485 | 0,09417 | 0,08256000 | 77,3 |
| | IV | 0,000158 | 0,10730 | 0,000325 | 0,06046 | 0,10140 | 0,08883000 | 82,3 |
| 1978 | I | 0,000166 | 0,11690 | 0,000320 | 0,06796 | 0,11110 | 0,09767000 | 80,2 |
| | II | 0,000178 | 0,12590 | 0,000360 | 0,07990 | 0,12290 | 0,10810000 | 80,6 |
| | III | 0,000190 | 0,13750 | 0,000392 | 0,08516 | 0,13300 | 0,11720000 | 85,2 |
| | IV | 0,000205 | 0,15020 | 0,000463 | 0,08927 | 0,14270 | 0,12640000 | 89,8 |
| 1979 | I | 0,000226 | 0,16930 | 0,000464 | 0,10270 | 0,16240 | 0,14340000 | 83,2 |
| | II | 0,000256 | 0,18620 | 0,000538 | 0,11580 | 0,17840 | 0,15900000 | 90,7 |
| | III | 0,000287 | 0,22600 | 0,000603 | 0,13520 | 0,21220 | 0,19070000 | 88,2 |
| | IV | 0,000395 | 0,26860 | 0,000803 | 0,16110 | 0,25300 | 0,22690000 | 94,1 |
| 1980 | I | 0,000465 | 0,31490 | 0,000791 | 0,19380 | 0,29850 | 0,26810000 | 95,5 |
| | II | 0,000513 | 0,38620 | 0,000988 | 0,23030 | 0,35540 | 0,32580000 | 103,3 |
| | III | 0,000566 | 0,46740 | 0,001052 | 0,29500 | 0,43380 | 0,40120000 | 102,2 |
| | IV | 0,000640 | 0,56480 | 0,001367 | 0,38380 | 0,53190 | 0,49620000 | 99,0 |
| 1981 | I | 0,000740 | 0,69320 | 0,001256 | 0,46160 | 0,66010 | 0,60550000 | 95,4 |
| | II | 0,000887 | 0,82200 | 0,001547 | 0,52640 | 0,73940 | 0,70950000 | 100,6 |
| | III | 0,001051 | 0,96550 | 0,001687 | 0,58630 | 0,91020 | 0,82030000 | 96,1 |
| | IV | 0,001250 | 1,12760 | 0,002558 | 0,65520 | 1,03820 | 0,94520000 | 91,0 |
| 1982 | I | 0,001450 | 1,36400 | 0,002346 | 0,76740 | 1,26430 | 1,13220000 | 91,2 |
| | II | 0,001681 | 1,66590 | 0,002859 | 0,93050 | 1,52650 | 1,38020000 | 101,4 |
| | III | 0,002020 | 1,95510 | 0,003164 | 0,99690 | 1,77560 | 1,57570000 | 99,8 |
| | IV | 0,002448 | 2,25330 | 0,004222 | 1,24130 | 2,07350 | 1,86070000 | 94,1 |
| 1983 | I | 0,004014 | 2,78820 | 0,004144 | 1,72330 | 2,65140 | 2,38680000 | 88,3 |
| | II | 0,005168 | 3,65160 | 0,005200 | 2,46040 | 3,46880 | 3,21100000 | 97,2 |
| | III | 0,006988 | 5,11180 | 0,006121 | 4,01280 | 4,88150 | 4,71460000 | 96,4 |
| | IV | 0,009453 | 6,77140 | 0,008232 | 5,40950 | 6,44850 | 6,29450000 | 93,3 |
| 1984 | I | 0,0012631 | 8,94480 | 0,008917 | 7,61970 | 8,74050 | 8,48420000 | 92,1 |
| | II | 0,0016444 | 11,83440 | 0,011429 | 9,97850 | 11,32430 | 11,20730000 | 101,8 |
| | III | 0,0022010 | 16,38920 | 0,015326 | 12,61320 | 15,27220 | 15,09840000 | 101,6 |
| | IV | 0,0030106 | 22,56220 | 0,024985 | 17,87570 | 20,88100 | 20,97170000 | 100,1 |
| 1985 | I | 0,0041621 | 32,30520 | 0,028758 | 23,74990 | 29,20220 | 23,39930000 | 98,8 |
| | II | 0,0057286 | 38,17930 | 0,040940 | 32,04990 | 36,39340 | 36,09820000 | 107,9 |
| | III | 0,0074621 | 50,97200 | 0,065014 | 45,65330 | 49,31370 | 49,16650000 | 111,2 |
| | IV | 0,0099500 | 72,45300 | 0,111476 | 65,72830 | 69,97340 | 70,17390000 | 110,2 |
| 1986 | I | 0,0138400 | 100,00000 | 0,210012 | 100,00000 | 100,00000 | 100,0000000 | 106,0 |
| | II | 0,0138400 | 98,44200 | 0,329198 | 101,24600 | 100,26300 | 99,10000000 | 116,0 |
| | III | 0,0138400 | 99,56400 | 0,375906 | 107,59600 | 103,35800 | 101,44300000 | 120,3 |
| | IV | 0,0145600 | 109,12400 | 0,455476 | 122,37900 | 115,47900 | 112,22000000 | 118,1 |
| 1987 | I | 0,0208800 | 156,24900 | 0,424991 | 150,41700 | 169,77400 | 154,87100000 | 114,3 |
| | II | 0,0393600 | 325,79100 | 0,475166 | 258,64300 | 327,38200 | 309,81800000 | 124,0 |
| | III | 0,0498200 | 379,36900 | 0,622894 | 373,12300 | 404,01700 | 378,01000000 | 120,8 |
| | IV | 0,0677200 | 578,52100 | 1,035920 | 507,84900 | 595,68100 | 561,84400000 | 118,1 |

Tabela 22 - Brasil: Taxa de câmbio, moeda, índices de preços e PIB

(Continuação)

| Ano | | TDC | IPAOGPI | MI | IPAOGPA | IGPDI | IPAOGT | PIB |
|------|-----|-----------|----------------|------------|----------------|----------------|--------------------|-------|
| 1988 | I | 0,1074500 | 978,67000 | 1.170122 | 744,00800 | 986,58500 | 923,04600000 | 114,3 |
| | II | 0,1778800 | 1693,91200 | 1,844030 | 1418,24100 | 1714,33800 | 1628,71100000 | 123,6 |
| | III | 0,3234000 | 3203,92400 | 2,893885 | 2746,23300 | 3220,18400 | 3095,77400000 | 123,7 |
| | IV | 0,6691100 | 6671,99000 | 6,958155 | 5906,01295 | 6776,22000 | 6491,58000000 | 115,6 |
| 1989 | I | 1,0000000 | 9955,24200 | 9,700000 | 10608,20110 | 10783,25028 | 10141,60758242 | 111,4 |
| | II | 1,3280000 | 13726,36678 | 15,900000 | 17831,14991 | 16206,77853 | 14802,22912088 | 128,0 |
| | III | 3,2380000 | 42022,98840 | 27,800000 | 31162,09570 | 42380,08780 | 39282,38153846 | 130,6 |
| | IV | 9,3260000 | 131857,50988 | 103,10000 | 80793,61084 | 127612,42938 | 118893,40659341 | 124,4 |
| 1990 | I | 37,341000 | 722394,55364 | 612,400000 | 439129,43365 | 682841,34836 | 650465,82747253 | 122,4 |
| | II | 57,190000 | 833115,30468 | 1209,9000 | 874833,21820 | 903980,92723 | 845046,77670330 | 112,4 |
| | III | 74,904000 | 1129807,88767 | 1515,3000 | 1272418,57715 | 1288464,41571 | 1168151,49846154 | 120,0 |
| | IV | 154,24000 | 1803968,96419 | 2510,2000 | 1830734,74552 | 2011886,51661 | 1813445,46274725 | 117,6 |
| 1991 | I | 230,34000 | 2627959,72919 | 3455,0000 | 3502071,77621 | 3134008,13062 | 2856853,99901099 | 112,9 |
| | II | 297,62200 | 3175471,66747 | 4400,6000 | 4686910,07921 | 3988245,73288 | 3569287,07000000 | 121,5 |
| | III | 428,93000 | 4984411,65978 | 6352,0000 | 6397181,55096 | 6038454,26203 | 5355410,82791209 | 122,5 |
| | IV | 939,18200 | 10298322,05101 | 10812,000 | 10521145,98790 | 11672555,78034 | 10370417,94340659 | 119,5 |
| 1992 | I | 1814,2190 | 20168924,71146 | 13992,000 | 18923342,18232 | 22301318,45582 | 19877051,50923077 | 119,2 |
| | II | 3149,7670 | 35760561,01065 | 26630,000 | 29507442,55179 | 39303045,85446 | 34201269,68890110 | 118,0 |
| | III | 5771,5710 | 68535287,82455 | 46593,000 | 64226937,49454 | 76481459,61096 | 67523917,10307692 | 116,3 |
| | IV | 11150,875 | 133384670,3751 | 109500,00 | 122441287,1844 | 146834319,5397 | 130757351,62109891 | 119,6 |

Fonte : Elaborado com informação do IBGE e Conjuntura Econômica

Legendas:

| | |
|---------|---|
| TDC | Taxa de câmbio cotação do vendedor, média mensal no mercado oficial, em cruzeiros correntes 1992 por US\$ |
| IPAOGPI | Índice de Preços no atacado oferta global produtos industriais. Base março 1986 = 100 |
| MI | Agregados monetários MI. Em bilhões de cruzeiros correntes de 1992 |
| IPAOGPA | Índice de Preços no atacado oferta global produtos agrícolas. Base março 1986 = 100 |
| IGPDI | Índice Geral dos Preços Disponibilidade Interna. Base março 1986 = 100 |
| IPAOGT | Índice de Preços no atacado oferta global Total. Base março 1986 = 100 |
| PIB | Índice PIB Trimestral. Base 1980 = 100 |

No caso brasileiro, o período em estudo se inicia, tal como acontece com o Uruguai, com uma fase de importante crescimento do PIB que, no caso, se prolonga até 1980. É importante salientar que as taxas de crescimento do PIB nestes anos foram maiores que no Uruguai. O segundo período mostra que o Brasil não escapou à "crise dos inícios dos oitenta" que se prolongou até 1983. Além do fato que a queda do PIB se registra durante um período menos prolongado que no Uruguai, a mesma se verificou a taxas menores. Assim, em 1983 o PIB brasileiro ficou no patamar de 1979. O terceiro sub período foi caracterizado por uma retomada do crescimento que se prolongou desde o final da crise até 1987/89. Esta fase, quando comparada com a uruguaia, evidenciou taxas de crescimento muito superiores. Porém

Tabela 23 - Uruguai: Taxa de câmbio, moeda, índices de preços e PIB

(Continua)

| Ano | Trimestre | TDC | IPMPM | MI | IPMPA | IPMT | PIB |
|------|-----------|-------|----------|---------|----------|----------|-------|
| 1975 | I | 2,4 | 1803,3 | 615,3 | 1609,3 | 1750,8 | 73,6 |
| | II | 2,7 | 2029,2 | 621,4 | 1791,6 | 1964,7 | 75,7 |
| | III | 2,8 | 2199,6 | 640,9 | 1768,8 | 2083,2 | 81,1 |
| | IV | 2,8 | 2664,8 | 822,0 | 2066,3 | 2503,1 | 85,5 |
| 1976 | I | 3,7 | 2783,6 | 930,3 | 2147,8 | 2612,3 | 76,3 |
| | II | 3,6 | 2929,3 | 1034,2 | 2216,7 | 2736,7 | 78,4 |
| | III | 3,9 | 3454,5 | 1090,6 | 2636,2 | 3233,3 | 86,2 |
| | IV | 4,0 | 3864,9 | 1328,7 | 3003,4 | 3631,9 | 90,3 |
| 1977 | I | 4,3 | 4363,4 | 1454,1 | 3275,9 | 4069,6 | 76,3 |
| | II | 4,7 | 4710,5 | 1456,1 | 3383,3 | 4351,9 | 78,7 |
| | III | 5,0 | 5202,7 | 1506,7 | 3872,5 | 4843,3 | 86,0 |
| | IV | 5,4 | 5474,7 | 1857,1 | 4679,8 | 5259,9 | 89,8 |
| 1978 | I | 5,4 | 5863,5 | 1978,0 | 5132,5 | 5666,0 | 78,6 |
| | II | 6,0 | 6518,9 | 2288,0 | 5798,3 | 6324,2 | 86,5 |
| | III | 6,6 | 7232,8 | 2175,2 | 7609,3 | 7334,7 | 93,2 |
| | IV | 7,0 | 8174,7 | 3065,0 | 8983,6 | 8393,4 | 96,3 |
| 1979 | I | 7,4 | 9203,0 | 3319,3 | 10884,3 | 9657,4 | 88,0 |
| | II | 7,9 | 11253,1 | 3986,9 | 12825,4 | 11678,1 | 91,0 |
| | III | 8,2 | 13053,2 | 4159,4 | 15900,7 | 13822,9 | 100,4 |
| | IV | 8,4 | 14932,0 | 5796,7 | 14676,0 | 14862,9 | 100,6 |
| 1980 | I | 8,7 | 16039,7 | 6205,2 | 14873,6 | 15724,7 | 92,9 |
| | II | 9,0 | 17095,9 | 6088,9 | 14555,1 | 16409,4 | 92,8 |
| | III | 9,4 | 18449,1 | 6400,9 | 17025,6 | 18064,5 | 106,1 |
| | IV | 9,9 | 19839,4 | 8691,2 | 17128,2 | 19106,9 | 108,2 |
| 1981 | I | 10,4 | 21463,9 | 8360,0 | 15638,9 | 19889,8 | 99,0 |
| | II | 10,7 | 22182,7 | 8711,9 | 16002,5 | 20512,6 | 98,8 |
| | III | 11,1 | 23931,0 | 8310,2 | 19051,5 | 22612,5 | 106,5 |
| | IV | 11,6 | 23423,6 | 9705,6 | 18017,8 | 21962,8 | 103,5 |
| 1982 | I | 12,0 | 24116,8 | 8680,9 | 17221,0 | 22253,4 | 91,8 |
| | II | 12,4 | 25154,9 | 8433,1 | 18598,6 | 23383,2 | 89,1 |
| | III | 13,2 | 26371,2 | 7887,5 | 20207,0 | 24705,5 | 90,9 |
| | IV | 28,6 | 32311,1 | 11485,1 | 21250,6 | 29322,2 | 95,1 |
| 1983 | I | 32,1 | 38421,6 | 10424,3 | 28000,7 | 35605,6 | 82,6 |
| | II | 32,3 | 42013,7 | 9332,6 | 31075,6 | 39057,9 | 82,6 |
| | III | 36,1 | 47721,2 | 9287,2 | 39471,1 | 45491,9 | 80,3 |
| | IV | 42,7 | 52633,6 | 12787,2 | 46458,5 | 50965,2 | 92,3 |
| 1984 | I | 50,8 | 62669,7 | 12755,3 | 51717,1 | 59710,2 | 83,0 |
| | II | 54,0 | 74542,4 | 13513,1 | 64622,1 | 71861,9 | 80,6 |
| | III | 57,9 | 82986,4 | 13476,7 | 75969,3 | 81090,6 | 80,6 |
| | IV | 72,3 | 95783,9 | 19668,4 | 88395,1 | 93787,8 | 90,3 |
| 1985 | I | 92,6 | 113208,9 | 21207,1 | 96049,0 | 108572,2 | 84,9 |
| | II | 94,5 | 134455,8 | 25752,2 | 98761,6 | 124810,3 | 80,1 |
| | III | 111,6 | 153632,8 | 25676,2 | 106494,9 | 140894,8 | 80,5 |
| | IV | 125,0 | 177724,7 | 40227,0 | 124712,4 | 163399,3 | 93,9 |

Tabela 23 - Uruguai: Taxa de câmbio, moeda, índices de preços e PIB
(Continuação)

| Ano | Trimestre | TDC | IPMPM | MI | IPMPA | IPMT | PIB |
|------|-----------|--------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------|
| 1986 | I | 136,0 | 196281,5 | 43696,9 | 144732,1 | 182351,6 | 86,7 |
| | II | 149,7 | 217934,7 | 45078,4 | 164988,9 | 203627,6 | 88,0 |
| | III | 162,8 | 244733,8 | 48348,5 | 237315,4 | 242730,9 | 91,1 |
| | IV | 178,4 | 277503,0 | 69360,8 | 259971,6 | 272767,0 | 103,5 |
| 1987 | I | 198,9 | 314647,0 | 71328,7 | 280542,3 | 305433,0 | 95,7 |
| | II | 219,8 | 347299,0 | 82386,4 | 286205,3 | 330791,0 | 96,4 |
| | III | 245,2 | 405118,0 | 82512,4 | 382909,9 | 399120,0 | 98,2 |
| | IV | 276,1 | 453608,0 | 117228,0 | 362202,0 | 428908,0 | 108,3 |
| 1988 | I | 311,1 | 509457,0 | 124675,0 | 364943,0 | 470406,0 | 95,5 |
| | II | 348,4 | 556940,0 | 136815,0 | 399029,0 | 514268,0 | 96,6 |
| | III | 391,6 | 648075,0 | 129796,0 | 556708,0 | 623388,0 | 97,6 |
| | IV | 444,9 | 720675,0 | 190701,0 | 601952,0 | 688595,0 | 109,0 |
| 1989 | I | 500,6 | 841676,0 | 192190,0 | 675553,0 | 796787,0 | 96,7 |
| | II | 575,5 | 965502,0 | 218504,0 | 807680,0 | 922857,0 | 98,6 |
| | III | 678,0 | 1145477,0 | 216819,0 | 969075,0 | 1097812,0 | 98,3 |
| | IV | 787,1 | 1326667,0 | 320701,0 | 1021446,0 | 1244190,0 | 109,9 |
| 1990 | I | 935,1 | 1648809,0 | 316952,0 | 1326058,0 | 1561597,0 | 97,3 |
| | II | 1150,4 | 2011312,0 | 399320,0 | 1516051,0 | 1877481,0 | 95,4 |
| | III | 1309,5 | 2536480,0 | 428943,0 | 2119912,0 | 2423920,0 | 100,7 |
| | IV | 1551,4 | 3011949,0 | 680699,0 | 2029123,0 | 2746358,0 | 113,9 |
| 1991 | I | 1757,9 | 3552113,0 | 750169,0 | 2220979,0 | 3192394,0 | 98,8 |
| | II | 1956,8 | 4032449,0 | 829231,0 | 2569023,0 | 3636982,0 | 99,6 |
| | III | 2194,0 | 4604003,0 | 899066,0 | 3176568,0 | 4218267,0 | 103,8 |
| | IV | 2457,2 | 5081798,0 | 1331765,0 | 3407383,0 | 4629318,0 | 116,8 |
| 1992 | I | 2725,7 | 5712793,0 | 1368871,0 | 4184003,0 | 5299674,0 | 106,0 |
| | II | 2999,4 | 6275969,0 | 1746246,0 | 4649878,0 | 5836007,0 | 106,9 |
| | III | 3244,6 | 6908471,0 | 1705629,0 | 5590190,0 | 6573392,0 | 113,4 |
| | IV | 3457,4 | 7332230,0 | 2266901,0 | 5386234,0 | 6802176,0 | 123,9 |

Fonte : Banco Central do Uruguai. (BCU)

Legendas:

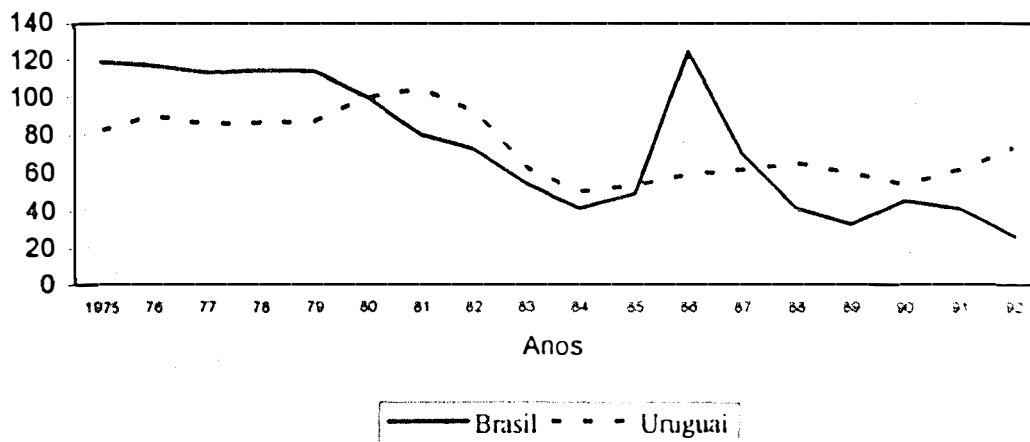
| | |
|-------|--|
| TDC | Taxa de câmbio, mercado oficial, tipo vendedor, média mensal em N\$ correntes de 1992 por US\$ |
| IPMPM | Índice dos preços no atacado produtos industriais 1968 = 100 |
| MI | Agregados monetários MI milhões de N\$ correntes de 1992 |
| IPMPA | Índice dos preços no atacado produtos agrícolas 1968 = 100 |
| IPMT | Índice dos preços no atacado total 1968 = 100 |
| PIB | Índice trimestral do PIB 1980 = 100 |

ela foi seguida, a diferença do caso uruguaio, por um quarto subperíodo em que a economia brasileira entrou numa etapa de recessão até o final do período em estudo.

IV.3.2 Moeda

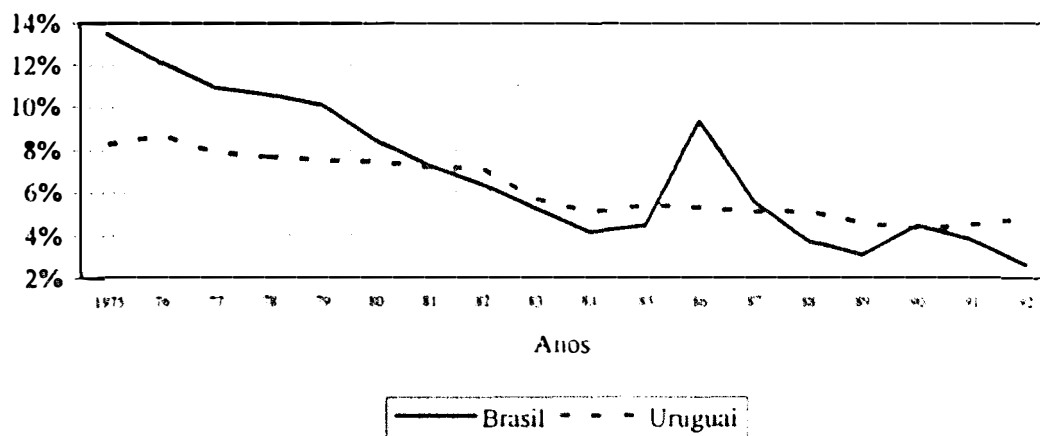
Utiliza-se os agregados M1 (papel moeda em poder do público mais depósitos à vista) para construir indicadores que descrevem o comportamento das principais variáveis monetárias no período em estudo. Existem diferenças significativas entre os dois países à luz dos indicadores analisados: evolução em termos absolutos a preços domésticos constantes (Tabelas 22 e 23, Gráfico 5) e evolução da relação M1 / PIB (Gráfico 6)

Gráfico 5 - Brasil e Uruguai : evolução de M1 a preços constantes 1975-1992
(1980 = 100)



No Uruguai os agregados M1, quando analisada sua evolução em termos absolutos, alcançaram seu máximo em 1981 (em coincidência com o menor registro inflacionário do período), após uma fase de crescimento registrada desde 1975. Depois caem significativamente até 1984. Após 1984, M1 cresce permanentemente até 1988, para depois desse ano ter uma relativa estabilidade ainda que tenha apresentado queda relativa importante em 1990 (associada a outro pico inflacionário) da qual se recuperou nos dois anos seguintes

Gráfico 6 - Brasil e Uruguai : relação M1 / PIB média anual.(em %)



Estas características da evolução dos agregados monetários M1 na economia uruguaia não podem deixar de associar-se com a própria evolução do processo inflacionário crônico que afetou a economia. Porém, também deve levar-se em consideração que, no Uruguai, a partir de 1978, deixou de vigorar a "circulação obrigatória" da moeda doméstica. Isto é, aceitaram-se, desde esse ano e até o presente, depósitos bancários em moeda estrangeira, contratos entre particulares e/ou com o Estado em moeda estrangeira e, inclusive, emitem-se títulos de dívida pública em moeda estrangeira.

No caso brasileiro, M1 evidencia uma tendência de longo prazo a cair em valor absoluto (a preços constantes). Porém, devem ser feitas duas ressalvas. Em primeiro lugar, houve um período de certa estabilidade entre 1975 e 1979. Em segundo lugar, sua impressionante e momentânea expansão em 1986 associada à execução do Plano Cruzado (que é coincidente com o máximo valor absoluto de M1 no período). Esta tendência de perda de significação de M1 na economia brasileira se evidencia com maior clareza ao se analisar a evolução do grau de monetização (medido pela relação M1/PIB) (Gráfico 6), que cai continuamente desde um máximo de 13% em 1975 até um mínimo de 3% em 1992.

A análise comparativa entre os dois países dos indicadores construídos mostram que apesar de o grau de monetização ter decrescido nas duas economias, ele foi bastante maior no Brasil que no Uruguai entre 1975 e 1981; posteriormente e até 1992 ele foi ligeiramente menor no Brasil que no Uruguai (excetuando o ano excepcional de 1986).

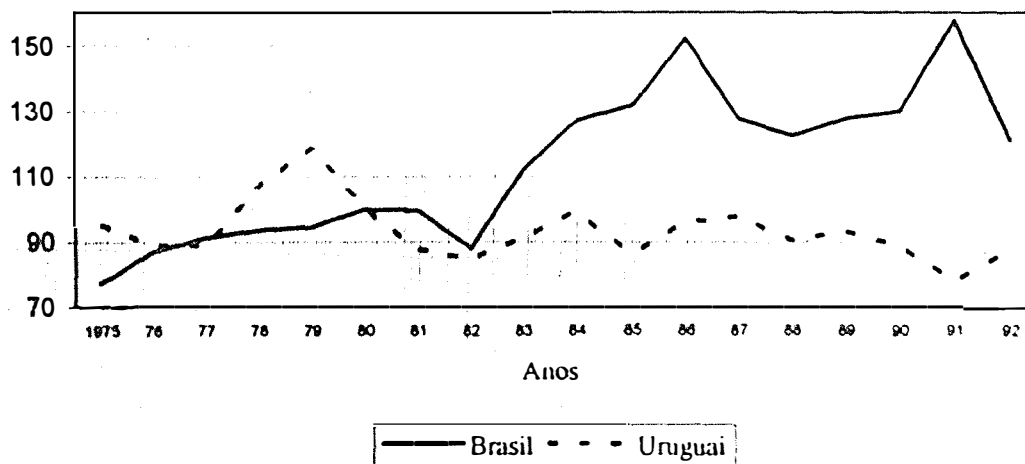
IV.3.3 Preços

No período coberto pela pesquisa, as economias brasileira e uruguaia se caracterizaram pela existência de processos inflacionários que, apesar das variações na sua intensidade ao longo do tempo e das diferenças nos níveis atingidos nos dois países, se constituíram em fatores marcantes de seus desempenhos econômicos (Tabelas 22 e 23). Foi assim que no Uruguai, durante os 17 anos estudados, somente em três anos registraram-se taxas anuais de inflação (medidas no nível do atacado, de dezembro a dezembro) inferiores a 40 % e somente um ano teve inflação inferior ao 20%. O máximo registro foi atingido em 1990 (121%). No Brasil a situação foi ainda mais grave, pois somente em dois dos 17 anos a inflação (medida da mesma maneira que no Uruguai) foi inferior a 40 % no ano sendo que desde 1980 (com a exceção de 1986 em que se desenvolveu o Plano Cruzado) nunca foi inferior ao 100% no ano e, inclusive, em quatro anos superou os 1000% no ano (1988, 1989, 1990 e 1991).

A despeito de outras múltiplas e relevantes implicações e conseqüências que estes processos inflacionários crônicos tiveram nas duas economias, sob a perspectiva desta pesquisa interessa concentrar a análise na evolução dos preços agrícolas reais, dos preços relativos agricultura/indústria e dos preços agrícolas relativos entre os dois países. Estes indicadores foram calculados baseando-se em índices de preços no nível de atacado (Índice geral dos preços disponibilidade interna -IGPdi- e Índice dos preços agrícolas e industriais ao atacado no caso brasileiro e Índice total dos preços ao atacado e Índice de preços agrícolas e industriais ao atacado no caso uruguaio) para cada economia em separado e em termos comparativos entre ambas.

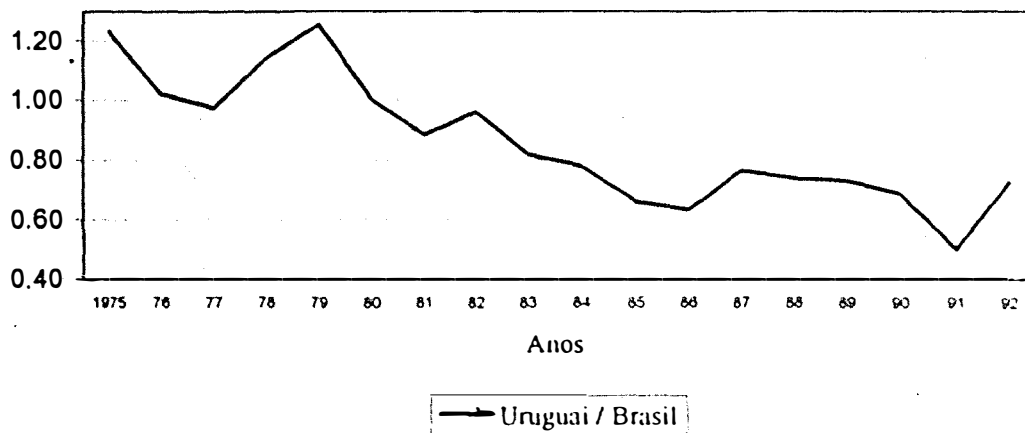
Avaliando o conjunto do período 1975-1992, é possível apreciar comportamentos bem diferentes dos preços agrícolas reais nos dois países (Gráfico 7). No Uruguai eles tiveram um comportamento cíclico e, eventualmente, a partir dos níveis muito elevados atingidos durante a grande especulação pecuária de 1978/79 poderia se evidenciar uma ligeira tendência de queda, numa amplitude de variação relativamente pequena. No Brasil a tendência de longo prazo é de aumento significativo, apesar da variabilidade da série ser muito maior que a da uruguaia.

Gráfico 7- Brasil e Uruguai: evolução dos preços agrícolas reais 1975-1992
(1980 = 100)



Como conseqüências das tendências descritas nos parágrafos anteriores, a evolução dos preços agrícolas relativos Uruguai/Brasil (Gráfico 8) mostra ao longo do período uma evolução claramente favorável aos preços brasileiros. A variação desta relação é de uma magnitude importante pois se encontrava em 1991/92 quase na metade do nível dos anos 1975/79.

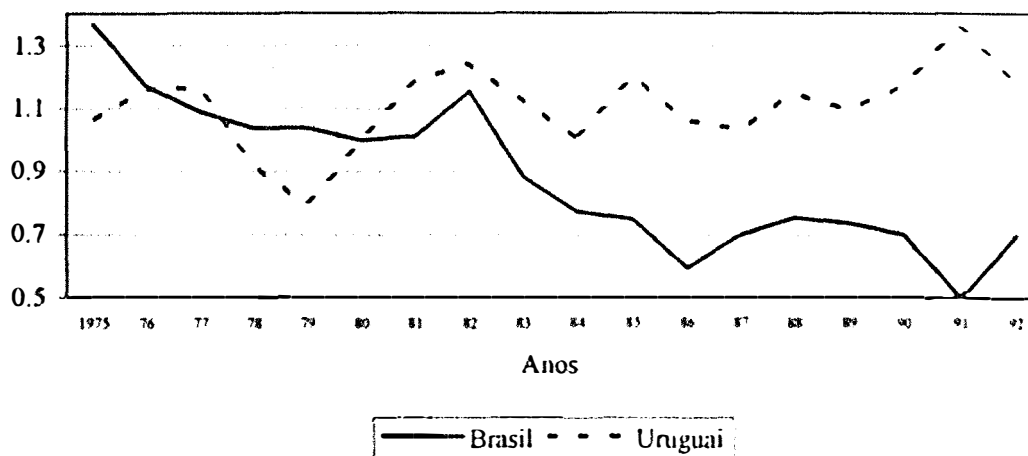
Gráfico 8 - Evolução dos preços agrícolas relativos Uruguai / Brasil 1975-1992.
(1980 = 1)



Por outra parte, a melhora dos preços agrícolas no Brasil se evidencia também na evolução da relação preços industriais / preços agrícolas (Gráfico 9). Esta relação cai sustentada e intensamente se reduzindo quase à terceira parte entre 1975 e 1992. No

Uruguai a evolução dos termos de troca indústria / agricultura apresentou duas fases diferenciadas (Gráfico 9). Entre 1975 e 1984 teve um comportamento cíclico com um mínimo muito acentuado em 1979. Entre 1985 e 1992 teve uma ligeira tendência crescente, isto é, favorável aos preços industriais.

Gráfico 9 - Brasil e Uruguai: evolução dos preços relativos indústria / agricultura 1975-1992. (1980=1)



IV.3.4 Câmbio

Para analisar a evolução da taxa de câmbio no período de referência, foram calculadas a taxa de variação da taxa de câmbio real para cada um dos dois países e, adicionalmente, a taxa de variação da taxa de câmbio relativa entre os dois países.

A variação da taxa de câmbio real para cada país foi calculada segundo a expressão (101), aplicada em períodos de 12 meses ao fim de cada trimestre dos 18 anos em estudo, sendo que os preços são medidos no atacado e que todas as taxas são expressas em percentagens.

$$\text{Taxa de variação da taxa de câmbio real} = \frac{[(1 + \text{Taxa de depreciação nominal da moeda local}) / (1 + \text{Taxa de inflação doméstica})]}{[(1 + \text{Taxa de inflação EUA} + 1)]} - 1 \quad (101)$$

De fato a taxa de variação da taxa de câmbio real assim calculada é uma medida da defasagem cambial ou, dito em outros termos, da taxa de inflação doméstica

medida em dólares. Na expressão (101), valores maiores do que zero indicam adianto cambial ou, o que é o mesmo, subvalorização da moeda doméstica em relação ao dólar ou, o que é o mesmo, que a inflação doméstica, medida em dólares, é menor que nos EUA. Valores menores do que zero indicam que existe no país atraso cambial, ou o que é o mesmo, sobrevalorização da moeda local em relação ao dólar, ou que, a inflação doméstica, medida em dólares, é maior que nos EUA.

Por outra parte foi calculada, segundo a expressão (102), a taxa de variação da taxa de câmbio real relativa entre os dois países, também em períodos de 12 meses ao fim de cada trimestre. Tal como feito em (101), em (102) os preços são medidos no atacado e todas as taxas são expressas em percentagens

Taxa de variação da taxa de câmbio real relativa Uruguai/Brasil = $\left\{ \frac{[(1 + \text{taxa de depreciação nominal no Uruguai}) / (1 + \text{taxa de inflação no Uruguai})]}{[(1 + \text{taxa de depreciação nominal no Brasil}) / (1 + \text{taxa de inflação no Brasil})]} \right\} - 1$ (102)

Se o valor da expressão (102) é igual a zero indica que no período nenhum dos dois países teve ganhos de competitividade através do câmbio. Caso seja menor que zero, é o Brasil quem ganhou competitividade frente ao Uruguai através do câmbio; o contrário acontece se o valor da expressão (102) for maior que zero.

A evolução da taxa de câmbio real dos dois países (Gráfico 10) foi bastante semelhante no período, pois ambas tendem a cair sistematicamente. Porém, existem algumas diferenças de intensidade entre países e entre momentos e, inclusive, algumas fases de reversão desta tendência geral. A queda da taxa de câmbio real foi quase permanente nos dois países até 1981 e de maior intensidade no Uruguai. Já em 1981 inicia-se um processo de reversão da queda que, sendo muito mais intenso no Uruguai, mantém-se nos dois países até inícios de 1986. A partir deste momento e até 1992 os comportamentos são ligeiramente diferentes segundo o país. Enquanto o Uruguai acumula, com oscilações, leves atrasos cambiais, o Brasil o faz a taxas maiores até 1990 para, no último biênio analisado, ter uma recuperação significativa.

Por outro lado, a evolução da taxa de câmbio relativa Uruguai/Brasil apresenta três fases bem definidas ao longo do período coberto pela pesquisa (Gráfico 11). Ela evolui favoravelmente ao Brasil entre 1975 e 1980, torna-se constantemente favorável ao Uruguai entre 1980 e 1990 e, finalmente, é favorável ao Brasil em 1991 e 1992. No contexto

destas tendências gerais existem mudanças na intensidade das variações que fazem com que em alguns momentos a taxa de câmbio relativa possa ter uma certa estabilidade

Gráfico 10 - Brasil e Uruguai : taxa de variação da taxa de câmbio real nos últimos 12 meses ao fim de cada trimestre (em %).

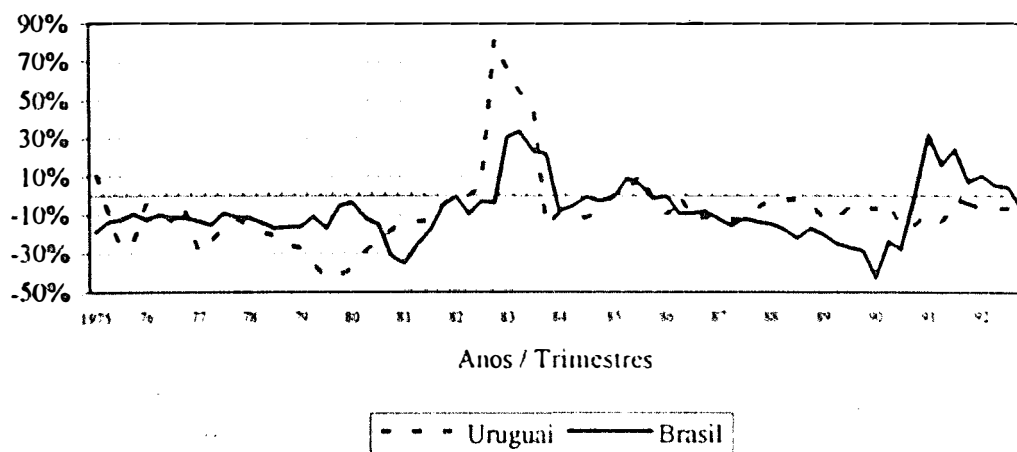
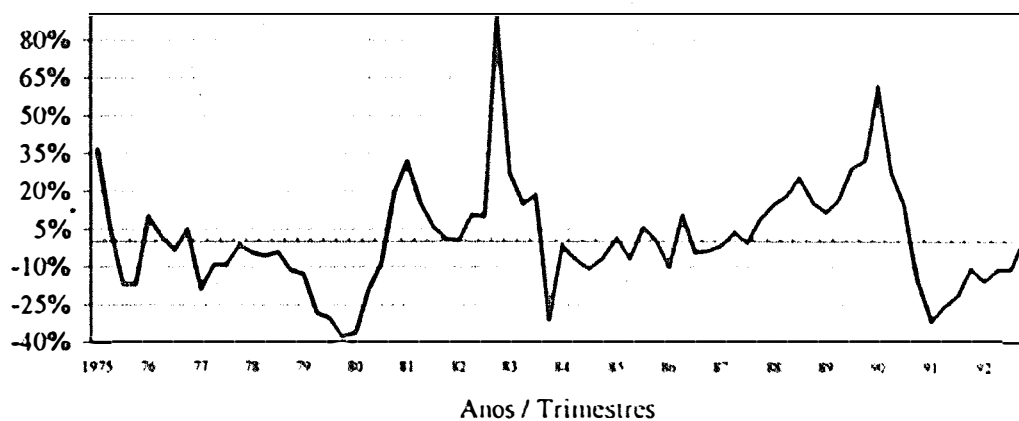


Gráfico 11: Taxa de variação da taxa de câmbio real relativa Uruguai / Brasil nos últimos 12 meses ao fim de cada trimestre. (em %)



CAPITULO V RESULTADOS

V.1 Introdução

Apresentam-se, a seguir, os resultados obtidos na aplicação dos testes para verificar a estacionariedade das séries e os resultados dos três tipos de modelos VAR estimados nesta pesquisa (nacionais, conjuntos com variáveis internacionais e conjuntos sem variáveis internacionais). É importante salientar desde já que, nos três tipos de modelos desenvolveram-se múltiplas variantes tentando avaliar as conseqüências de diferentes elementos sobre os resultados obtidos. Entre outros pode-se citar: mudanças na ordem de recursividade de algumas variáveis; inclusão de uma determinada variável e conseqüentemente exclusão de outra; mudanças no tipo de restrições impostas na matriz A_0 ; consideração ou não de variáveis "dummy" para contemplar a existência de períodos que, por alguma razão, poderiam ser considerados excepcionais; etc. Nos três tipos de modelos, quando foram obtidos resultados economicamente razoáveis através de processos convergentes, estes resultados não mostraram diferenças de importância devidas à inclusão ou não de "dummies" e/ou frente a pequenas alterações no tipo de restrições impostas na matriz A_0 . Portanto, os resultados apresentados nesta seção são uma amostra dos vários modelos com bons ajustamentos, do ponto de vista estatístico. Não se diferenciam substancialmente nos seus resultados dos modelos que não foram escolhidos para ser apresentados nesta seção.

V.2. Testes para verificar a estacionariedade das séries

Como foi discutido na seção III a condição de estacionariedade das séries temporais a serem empregadas na estimação dos modelos VAR é de absoluta importância. Porém, como também foi discutido na mesma seção, a escolha dos testes mais adequados para verificar a existência ou não de raízes unitárias nas séries temporais sob consideração

dependem marcadamente de, pelo menos, dois elementos: a) o número p de defasagens a ser considerado nos testes para a obtenção de resíduos não correlacionados; b) se o processo considerado na estimativa dos testes considera a existência de uma constante e/ou uma tendência e se o verdadeiro processo gerador da série inclui uma constante.

A seguir discute-se, em primeiro lugar, como foram abordadas estas questões na presente pesquisa para, num segundo momento, apresentar e analisar os resultados dos testes feitos.

No que diz respeito ao número de defasagens a ser considerado nos testes, entre os vários procedimentos disponíveis optou-se por, partindo de uma especificação geral de (92) com quatro defasagens (dado que a periodicidade das variáveis empregadas é trimestral), fazer ajustamentos sucessivos tomando-se como modelo mais adequado aquele que apresentou o menor valor para os critérios Akaike e Schwarz.

Em segundo lugar corresponde resolver a questão referida ao comportamento suposto para os erros do processo e a forma de resolver a questão, o que implica como opção metodológica a escolha entre os testes Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller aumentado (DFA) e os testes Phillips-Perron (PP). Fizeram-se as estimativas correspondentes aos testes DFA.

Em terceiro lugar fica para resolver a questão sobre as hipóteses a serem adotadas em relação ao comportamento do verdadeiro processo gerador de cada série em questão (se ele tem ou não constante) e do processo considerado na estimativa (se ele tem ou não constante e / ou tendência). Optou-se por empregar duas estatísticas τ (τ_μ e τ_ϵ) e, como complemento, a estatística Φ_3 tal como foram discutidas na seção III.2.

Por último deve-se salientar que, em princípio, é adotado o nível de significância de 10% para a escolha dos valores críticos nos diferentes testes. Com 18 anos de dados trimestrais, tem-se um total de 72 observações das quais, segundo a quantidade de termos de defasagens consideradas na hora de obter as estimativas das diferentes estatísticas, ficam entre 67 e 71 observações úteis. Portanto, considerar o número de 70 observações como média para os diferentes testes é razoável. Porém, como as tabelas disponíveis sobre a distribuição das estatísticas τ e Φ (FULLER, 1976; DICKEY & FULLER, 1979; DICKEY & FULLER, 1981) não fornecem os valores críticos para 70 observações, estes valores estimaram-se por interpolação linear a partir dos valores correspondentes a 50 e 100 observações. Os resultados estimados apresentam-se no final da Tabela 24. Qualquer

modificação deste critério de trabalho, dada a pequena variação existente entre os valores críticos para 50 ou 100 observações, não alteraria os resultados obtidos.

Como foi discutido na seção III 2.5., tem-se destacado a baixa potência dos testes de raiz unitária para raízes próximas de um, pois freqüentemente indicam que uma série contém uma raiz unitária quando não tem. (LOPES & LIMA, 1985) Por esta razão, na análise dos resultados obtidos, os valores críticos são interpretados com certa flexibilidade. Isto, de fato, na pior das hipóteses implicaria aceitar um aumento do nível de significância dos testes. Também tem-se colocado o fato que os testes não conseguem distinguir se uma série é estacionária em torno de uma tendência determinística ou se é estacionária após diferenciação - séries TS ou DS respectivamente- (LOPES & LIMA, 1985). Estas considerações também são levadas em conta na hora de interpretar os resultados obtidos nos testes.

Segundo os resultados obtidos para o conjunto dos testes aplicados (Tabela 24), podem-se agrupar as variáveis estudadas em três grupos diferentes.

O primeiro grupo é composto por aquelas variáveis que passaram, ao nível de significância de 10%, pelos testes τ_t e Φ_3 e para as quais a aceitação de seu comportamento estacionário não seria conflitosa dada a consistência dos resultados obtidos. É o caso de AMR, MI Brasil, IP Brasil, IP Uruguai, PU, XUAB e MUAB. Nos testes feitos para estas seis variáveis rejeita-se a hipótese de existência de raiz unitária, pelo critério de Dickey Fuller para a estatística τ_t (é na maioria dos casos também para τ_t) rejeitando-se igualmente a hipótese testada pela estatística Φ_3 . Portanto, nestes sete casos, a hipótese de estacionariedade tem um razoável respaldo estatístico ainda que ficam incluídas neste grupo algumas variáveis cuja estacionariedade não seria esperada a priori.

No segundo grupo de variáveis se incluem aquelas para as quais os resultados dos testes, levando em consideração, para algumas das variáveis, o baixo poder dos testes para distinguir raízes próximas de um, podem ser interpretados como indicando estacionariedade, em particular na estatística τ_t , resultando em alguns casos razoável aceitar que se trataria de processos TS. Tais os casos de OP, FOOD, TDC Brasil, TDC Uruguai, MI Uruguai, PB, TDC relativa Uruguai/Brasil, IPI relativo Uruguai/Brasil, IPA relativo Uruguai/Brasil.

Tabela 24: Resultados dos testes da hipótese de raízes unitárias.

| Variável | Estatísticas Dickey Fuller | | | |
|---|----------------------------|----------|----------|------|
| | τ_a | τ_b | Φ_3 | |
| OP- Preço internacional do petróleo | -2.39 | -3.19 | 5.30 | |
| AMR- Preço internacional das matérias-primas agrícolas | -2.84 | -3.48 | 6.54 | |
| FOOD- Preço internacional dos alimentos | -2.94 | -2.93 | 4.38 | |
| IPMUSA- Preços ao atacado nos EUA | -2.53 | -3.00 | 5.02 | |
| TDC Brasil- Taxa de câmbio no Brasil | -1.83 | -3.19 | 1.78 | |
| M1 Brasil- M1 no Brasil | -1.72 | -4.12 | 8.52 | |
| IP Brasil- Preços relativos agricultura/indústria no Brasil | -2.65 | -4.66 | 11.01 | |
| TDC Uruguai- Taxa de câmbio no Uruguai | -2.63 | -3.05 | -5.05 | |
| M1 Uruguai- M1 no Uruguai | -2.35 | -3.14 | 5.21 | |
| IP Uruguai- Preços relativos agricultura/indústria no Uruguai | -3.67 | -4.24 | 9.06 | |
| PU- PIB no Brasil | -2.87 | -4.08 | 6.47 | |
| PB- PIB no Uruguai | -2.68 | -3.55 | 5.27 | |
| TDC Uruguai/Brasil- Taxa de câmbio relativa Uruguai/Brasil | -2.10 | -3.22 | 3.72 | |
| IPI Uruguai/Brasil- Preços industriais relativos Uruguai/Brasil | -1.58 | -3.60 | 6.49 | |
| M1 Uruguai/Brasil- Quantidade de moeda relativa Uruguai/Brasil | -1.90 | -3.10 | 5.41 | |
| IPA Uruguai/Brasil- Preços agrícolas relativos Uruguai /Brasil | -1.51 | -3.15 | 4.23 | |
| XUAB- Vendas de produtos agrícolas do Uruguai ao Brasil | -3.46 | -6.75 | 22.93 | |
| MUAB- Vendas de produtos agrícolas do Brasil ao Uruguai | -2.99 | -3.72 | 5.71 | |
| Valores críticos | | | | |
| | 10.0% | -2.59 | -3.17 | 5.55 |
| | 5.0% | -2.91 | -3.48 | 6.63 |
| | 2.5% | -3.20 | -3.87 | 7.66 |
| | 1.0% | -3.55 | -4.11 | 8.96 |

Por último têm-se as variáveis IPMUSA e M1 relativa Uruguai/Brasil para as quais os resultados obtidos são mais fracos e somente poderia aceitar-se a hipótese de estacionariedade sob um aumento do nível de significância dos testes. Nestes casos, portanto, poderia ser recomendável o desenvolvimento de procedimentos econométricos que levassem em conta a maior probabilidade destas duas séries não serem estacionárias nos níveis.

Porém, duas ressalvas devem ser colocadas. A primeira tem a ver com o fato que em nenhum dos três modelos estimados nesta pesquisa estas duas variáveis são incorporadas conjuntamente. Portanto não há necessidade, uma vez aceita a estacionariedade

nos níveis das outras 16 variáveis, de se recorrer aos procedimentos de correção do erro na medida em que, ainda que IPMUSA e MI relativa fossem co-integradas, este fato não é relevante, dado que nenhum modelo as considera conjuntamente. Ficaria, sim, em pé a possibilidade de trabalhar com estas duas variáveis diferenciadas até que se tornassem estacionárias. Porém esta possibilidade faria, por um lado, com que a relação dos modelos teóricos e das matrizes A_0 ficasse mais difícil na medida em que as variáveis em questão passassem a ser consideradas nos modelos nas diferenças, e não nos níveis. Por outra parte, em particular no caso de MI relativa, não trabalhar com ela nos níveis, dificultaria grandemente a interpretação dos resultados na medida em que a própria variável já é uma variável complexa.

Portanto, dados os critérios adotados, o respaldo estatístico obtido e as razões apresentadas no parágrafo anterior, no que segue optou-se por estimar os modelos VAR com as variáveis nos níveis e sem incluir mecanismos de correção do erro. Diante dessa opção, é importante ressaltar que os resultados obtidos, tal como se apresentam nas seguintes seções, mantêm uma importante lógica econômica. Porém, dado que um tratamento mais estrito do ponto de vista dos níveis de significância adotados e do tipo de teste que é exigido para aceitar-se a estacionariedade das variáveis do terceiro grupo (e de parte das do segundo grupo) levaria a estimar VAR com variáveis diferenciadas e incluindo mecanismo de correção de erro, os resultados que se discutem a seguir poderiam ser olhados, conservadoramente, como ilustrativos das direções dos diferentes efeitos estudados mais do que das intensidades dos mesmos.

V.3 Modelos nacionais

Os resultados dos modelos nacionais apresentados se devem às estimações feitas para as duas economias em separado, baseando-se em idêntica matriz de restrições A_0 (Tabela 12).

V.3.1 Brasil

V.3.1.1 Estimativas dos coeficientes de interação contemporânea

De acordo com o que fora apresentado na seção III.3.2, as estimativas dos coeficientes da matriz A_0 fornecem informação sobre os efeitos imediatos e parciais de uma variação em uma variável sobre as outras variáveis do sistema segundo a estrutura de

restrições contemporâneas imposta (Tabela 12). Estes coeficientes representam os efeitos instantâneos porque não levam em consideração os impactos que, em decorrência do choque inicial, acumulam-se com o decorrer do tempo; são os efeitos parciais porque não levam em consideração os impactos derivados, indiretamente, através das outras variáveis do sistema.

Os resultados obtidos do processamento pelo RATS são apresentados na Tabela 25, na qual os sinais dos elementos fora da diagonal principal foram devidamente trocados. Em geral as estimativas dos coeficientes obtidas foram satisfatórias nos seus sinais e seus níveis de significância. Neste último aspecto, são destacáveis os coeficientes que, respectivamente, mostram a influência do preço do petróleo (OP) e do índice do preço internacional dos alimentos (FOOD) sobre o nível de preços ao atacado nos EUA (IPMUSA) e sobre a moeda (M1). Em relação aos sinais chama a atenção que um aumento dos preços internacionais dos alimentos tenha um efeito positivo sobre os preços relativos industriais/agrícolas (IPI/IPA), mas deve-se assinalar que sua significância estatística seria quase nula.

Segundo os resultados obtidos, se acontecer um aumento de OP origina-se um aumento pequeno de todas as variáveis com exceção da quantidade de moeda (M1), que cairia com certa intensidade.

Um alta do preço internacional das matérias-primas agrícolas (AMR) produz um aumento de todas as variáveis (particularmente de M1) com exceção dos preços relativos indústria/agricultura.

Um aumento do preço internacional dos alimentos (FOOD) produz um pequeno acréscimo de todas as variáveis com exceção da quantidade de moeda (M1). Um aumento de FOOD conduziria a uma forte redução de M1.

Um aumento do Índice de preços no atacado nos EUA (IPMUSA) faria aumentar fortemente M1 e diminuir, também intensamente, a taxa de câmbio e os preços relativos. Deve-se destacar que os coeficientes de IPMUSA são, em valor absoluto, destacadamente superiores aos das demais variáveis.

Aumentos da taxa de câmbio (TDC) têm efeitos distintos sobre M1 (aumenta) e os preços relativos (diminuem).

Tabela 25 - Brasil: Estimativas dos coeficientes da matriz A_0

| | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | MI | IPI/IPA |
|---------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|
| OP | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| AMR | 0,092 (0.048) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| FOOD | 0,035 (0.064) | 0,440 (0.158) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| IPMUSA | 0,045 (0.007) | 0,056 (0.019) | 0,063 (0.014) | 1 | 0 | 0 | 0 |
| TDC | 0 | 0,247 (0.283) | 0,252 (0.188) | -1,808 (1.269) | 1 | 0 | 0,279 (0.266) |
| MI | -0,513 (0.170) | 0,810 (0.368) | -1,616 (0.230) | 2,815 (2.353) | 0,600 (0.298) | 1 | 0 |
| IPI/IPA | 0,449 (0.188) | -0,112 (0.409) | 0,062 (0.374) | -4,359 (2.696) | -1,268 (0.638) | -0,260 (0.149) | 1 |

Nota: Valores em parênteses são estimativas do desvio-padrão, os sinais de coeficientes fora da diagonal principal foram trocados.

| | | |
|-----------|-----------|--|
| Legendas: | OP | Preço internacional do petróleo |
| | AMR | Preço internacional das matérias-primas agrícolas. |
| | FOOD | Preço internacional dos alimentos |
| | IPMUSA | Preços ao atacado nos EUA |
| | TDC | Taxa de câmbio |
| | MI | Quantidade de moeda |
| | IPI / IPA | Preços agrícolas relativos indústria /agricultura |

Também são diferentes os efeitos da moeda sobre os preços relativos e destes últimos sobre a taxa de câmbio. Enquanto que um aumento de MI faria cair ligeiramente os preços relativos indústria/agricultura um acréscimo, de igual magnitude, nos preços relativos faria aumentar ligeiramente a taxa de câmbio.

V.3.1.2 Elasticidades de impulso e decomposição da variância dos erros de previsão

Os resultados da decomposição da variância dos erros da previsão (Tabela 26) mostram, tal como esperado, que no bloco das variáveis internacionais (OP, AMR, FOOD e IPMUSA) a maior parte de suas variâncias de previsão é explicada por choques das variáveis do bloco. Assim neste bloco, após 24 meses ainda entre um mínimo de 61% (no caso de AMR) e um máximo de 74% (no caso de IPMUSA) da variância é explicada pelas variáveis do bloco.

No bloco das variáveis domésticas (TDC, M1 e IPI/IPA) a situação é um pouco mais heterogênea. No caso da taxa de câmbio e dos preços relativos a variância dos erros de previsão é explicada fundamentalmente, porém não exclusivamente, pelas variáveis domésticas. No caso de M1 a influência das variáveis internacionais é mais acentuada pois uma fração significativa (já a metade ao cabo de um ano) de sua variância dos erros de previsão é atribuível às variáveis internacionais.

A análise dos resultados apresentada a seguir concentra-se, dados os objetivos da pesquisa, nos efeitos sobre as variáveis domésticas (Tabela 25 e 26, Gráfico 12). Porém, já que o processamento estatístico fornece também os resultados das relações entre as variáveis internacionais a análise inicia-se fazendo um breve comentário destes resultados. Sempre que se fala em choque deve-se entender que o mesmo é não-antecipado.

Choques em OP tendem a prolongar-se, ainda que perdendo intensidade. Por outra parte elevam muito moderadamente, porém permanentemente, os preços ao atacado nos EUA e os preços internacionais dos alimentos. O efeito sobre o preço internacional das matérias-primas agrícolas é quase nulo até que transcorra um ano do choque, após deste período se origina uma ligeira queda e recuperação.

Choques em AMR originam efeitos mais intensos que no caso de OP. Tendem a manter-se ao cabo de 24 meses; elevam de maneira permanente os preços internacionais dos alimentos; afetam positivamente, mas moderadamente, com elasticidade crescente o preço ao atacado nos EUA. Sobre OP têm um efeito cíclico de alta e baixa nos primeiros nove meses para depois afetá-lo em alta proporção direta em relação ao choque original.

Choques na variável FOOD mantêm-se sobre ela mesma com elasticidades decrescentes para voltar ao nível inicial no fim dos 24 meses. Produzem um ligeiro acréscimo permanente no preço ao atacado nos EUA. Originam uma resposta cíclica do preço internacional das matérias-primas com elasticidade crescente até um ano após o choque. Sobre o preço do petróleo têm um impacto muito semelhante ao que têm a variável AMR.

Tabela 26 - Brasil: resultados da decomposição da variância dos erros da previsão (%) (Continua)

| Decomposição da variância dos erros de previsão do preço internacional do petróleo (OP) : | | | | | | | | |
|---|-----|-----|------|--------|-----|----|--------|-------|
| Mês | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | MI | IPLIPA | TOTAL |
| 3 | 100 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 90 | 0 | 0 | 2 | 2 | 5 | 1 | 100 |
| 9 | 86 | 0 | 0 | 1 | 4 | 7 | 1 | 100 |
| 12 | 83 | 1 | 1 | 1 | 4 | 7 | 3 | 100 |
| 15 | 71 | 3 | 7 | 1 | 6 | 6 | 6 | 100 |
| 18 | 57 | 8 | 10 | 1 | 10 | 5 | 10 | 100 |
| 21 | 50 | 10 | 12 | 1 | 10 | 5 | 12 | 100 |
| 24 | 44 | 13 | 14 | 2 | 9 | 5 | 12 | 100 |

| Decomposição da variância dos erros de previsão do preço internacional das matérias-primas agrícolas (AMR) :: | | | | | | | | |
|---|----|-----|------|--------|-----|----|--------|-------|
| Mês | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | MI | IPLIPA | TOTAL |
| 3 | 5 | 95 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 3 | 90 | 5 | 1 | 0 | 1 | 0 | 100 |
| 9 | 2 | 79 | 11 | 1 | 0 | 1 | 5 | 100 |
| 12 | 2 | 65 | 15 | 1 | 0 | 1 | 15 | 100 |
| 15 | 5 | 55 | 15 | 1 | 1 | 3 | 20 | 100 |
| 18 | 9 | 46 | 11 | 3 | 2 | 9 | 20 | 100 |
| 21 | 10 | 40 | 9 | 5 | 4 | 15 | 18 | 100 |
| 24 | 9 | 37 | 8 | 7 | 4 | 19 | 16 | 100 |

| Decomposição da variância dos erros de previsão do preço internacional dos alimentos (FOOD): | | | | | | | | |
|--|----|-----|------|--------|-----|----|--------|-------|
| Mês | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | MI | IPLIPA | TOTAL |
| 3 | 2 | 10 | 88 | 0 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 3 | 17 | 75 | 0 | 4 | 0 | 1 | 100 |
| 9 | 2 | 18 | 67 | 1 | 4 | 0 | 8 | 100 |
| 12 | 2 | 20 | 64 | 0 | 3 | 1 | 9 | 100 |
| 15 | 2 | 21 | 61 | 0 | 3 | 1 | 12 | 100 |
| 18 | 2 | 22 | 55 | 0 | 5 | 1 | 15 | 100 |
| 21 | 2 | 22 | 50 | 0 | 8 | 1 | 16 | 100 |
| 24 | 2 | 22 | 45 | 1 | 11 | 2 | 17 | 100 |

| Decomposição da variância dos erros de previsão do preço ao atacado nos EUA (IPMUSA): | | | | | | | | |
|---|----|-----|------|--------|-----|----|--------|-------|
| Mês | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | MI | IPLIPA | TOTAL |
| 3 | 35 | 13 | 13 | 39 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 34 | 13 | 20 | 31 | 2 | 0 | 0 | 100 |
| 9 | 27 | 23 | 21 | 24 | 1 | 1 | 3 | 100 |
| 12 | 19 | 27 | 20 | 20 | 3 | 3 | 9 | 100 |
| 15 | 13 | 32 | 18 | 17 | 4 | 4 | 12 | 100 |
| 18 | 10 | 35 | 17 | 16 | 4 | 5 | 14 | 100 |
| 21 | 8 | 37 | 15 | 16 | 4 | 7 | 14 | 100 |
| 24 | 6 | 38 | 14 | 16 | 4 | 8 | 14 | 100 |

Tabela 26 - Tabela 26 - Brasil: resultados da decomposição da variância dos erros da previsão (%). Continuação.

| Decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de câmbio brasileira (TDC): | | | | | | | | |
|---|----|-----|------|--------|-----|----|---------|-------|
| Mês | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | MI | IPI/IPA | TOTAL |
| 3 | 0 | 0 | 1 | 5 | 78 | 1 | 14 | 100 |
| 6 | 4 | 0 | 6 | 5 | 64 | 4 | 16 | 100 |
| 9 | 7 | 0 | 4 | 3 | 72 | 3 | 10 | 100 |
| 12 | 10 | 0 | 5 | 3 | 68 | 5 | 9 | 100 |
| 15 | 12 | 0 | 5 | 3 | 65 | 5 | 10 | 100 |
| 18 | 17 | 0 | 4 | 3 | 60 | 5 | 10 | 100 |
| 21 | 20 | 1 | 4 | 3 | 57 | 5 | 9 | 100 |
| 24 | 22 | 3 | 4 | 3 | 54 | 6 | 9 | 100 |

| Decomposição da variância dos erros de previsão da quantidade de moeda brasileira (MI): | | | | | | | | |
|---|----|-----|------|--------|-----|----|---------|-------|
| Mês | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | MI | IPI/IPA | TOTAL |
| 3 | 8 | 1 | 27 | 0 | 5 | 58 | 1 | 100 |
| 6 | 7 | 2 | 35 | 5 | 3 | 47 | 1 | 100 |
| 9 | 4 | 3 | 29 | 12 | 2 | 46 | 3 | 100 |
| 12 | 8 | 3 | 27 | 15 | 3 | 42 | 3 | 100 |
| 15 | 12 | 2 | 25 | 17 | 2 | 39 | 2 | 100 |
| 18 | 14 | 2 | 24 | 17 | 2 | 37 | 3 | 100 |
| 21 | 14 | 2 | 24 | 17 | 4 | 35 | 3 | 100 |
| 24 | 16 | 2 | 23 | 17 | 5 | 33 | 4 | 100 |

| Decomposição da variância dos erros de previsão dos preços relativos indústria/agricultura no Brasil (IPI/IPA) : | | | | | | | | |
|--|----|-----|------|--------|-----|----|---------|-------|
| Mês | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | MI | IPI/IPA | TOTAL |
| 3 | 6 | 4 | 0 | 5 | 40 | 3 | 46 | 100 |
| 6 | 5 | 3 | 0 | 6 | 40 | 4 | 41 | 100 |
| 9 | 5 | 4 | 0 | 7 | 40 | 8 | 37 | 100 |
| 12 | 5 | 4 | 0 | 7 | 40 | 8 | 37 | 100 |
| 15 | 7 | 4 | 0 | 8 | 38 | 8 | 35 | 100 |
| 18 | 8 | 4 | 1 | 8 | 37 | 8 | 34 | 100 |
| 21 | 8 | 4 | 2 | 8 | 36 | 9 | 34 | 100 |
| 24 | 8 | 5 | 2 | 8 | 35 | 9 | 34 | 100 |

Legendas:

- OP Preço internacional do petróleo
- AMR Preço internacional das matérias-primas agrícolas.
- FOOD Preço internacional dos alimentos
- IPMUSA Preços ao atacado nos EUA
- TDC Taxa de câmbio
- MI Quantidade de moeda
- IPI / IPA Preços agrícolas relativos indústria /agricultura

Para começar com a análise dos efeitos sobre as variáveis domésticas cabe assinalar que um choque no preço internacional do petróleo tem efeitos bem definidos.

Em primeiro lugar ele é relevante na explicação da variância dos erros da previsão da taxa de câmbio e da moeda. Em menor medida no caso dos preços relativos domésticos (Tabela 26). Em segundo lugar as elasticidades de impulso (Tabela 27 e Gráfico 12) são bem diferentes em cada uma das três variáveis domésticas.

Um choque em OP quase não têm efeito no primeiro trimestre sobre a taxa de câmbio. Posteriormente e até o final do período analisado tende a depreciar continuamente e moderadamente a moeda brasileira. O efeito sobre M1 é contrário ao choque até o nono mês para depois, e até o mês 24, ser proporcional ao mesmo. Porém sempre com intensidade pequena. O impacto de um choque em OP sobre os preços relativos industriais/agrícolas é contrário ao que OP têm sobre a moeda: as elasticidades evidenciam uma relação direta e decrescente entre o choque no preço do petróleo e a reação dos preços relativos até o nono mês que transforma-se após este mês em relação inversa e decrescente. Assim, ao final dos 24 meses estudados após o choque o efeito do mesmo sobre os preços relativos é quase nulo.

Os preços internacionais das matérias-primas agrícolas (AMR) têm uma influência quase nula na decomposição da variância dos erros da previsão das variáveis domésticas brasileiras. Das quatro variáveis internacionais incluídas no modelo, AMR é a que menor relevância têm sob este ponto de vista (Tabela 26). Em relação às elasticidades de impulso das variáveis domésticas frente a choques em AMR pode-se assinalar que elas têm, em geral, o comportamento inverso às correspondentes ao preço do petróleo (Tabela 27 e Gráfico 12 II). Choques em AMR tendem a apreciar a moeda brasileira, particularmente após o mês 15. Os efeitos de um choque em AMR sobre moeda e IPI/IPA são inversos. Até o mês 15 as elasticidades de M1 são positivas para depois tornar-se negativas. Os preços relativos por sua vez reagem em direção contrária e decrescente frente ao choque de AMR até um ano, para depois ir no mesmo sentido do choque. Como resultado final, ao cabo de 24 meses tem-se que um choque em AMR valorizou a moeda, aumentou a relação IPI/IPA e fez cair M1.

O preço internacional dos alimentos (FOOD) têm alta importância na decomposição dos erros de previsão de M1 no Brasil e escassa ou nula influência no caso das outras duas variáveis domésticas (Tabela 26).

Os efeitos de um choque em FOOD sobre as variáveis domésticas são diferentes dos analisados nas outras variáveis internacionais até o momento (Tabela 27 e Gráfico 12 III). É assim que o choque em FOOD deprecia a moeda local de maneira permanente até o mês 18 para gerar o fenômeno inverso no seguinte semestre (porém com elasticidades substancialmente inferiores). Um choque em FOOD tem um efeito muito significativo sobre a moeda (elasticidades superiores à unidade nos primeiros nove meses) Estes efeitos são de sinal oposto ao do choque e vão diminuindo em intensidade com o decorrer do tempo até que, ao cabo de 24 meses, o efeito, se bem que positivo, é quase nulo

Tabela 27 - Brasil: elasticidades de impulso das variáveis domésticas

| Mês | Efeitos de um choque em OP sobre : | | |
|-----|------------------------------------|--------|---------|
| | TDC | MI | IPI/IPA |
| 3 | 0,021 | -0,394 | 0,281 |
| 6 | 0,162 | -0,275 | 0,200 |
| 9 | 0,212 | -0,138 | 0,030 |
| 12 | 0,217 | 0,540 | -0,127 |
| 15 | 0,184 | 0,645 | -0,209 |
| 18 | 0,291 | 0,514 | -0,186 |
| 21 | 0,244 | 0,334 | -0,098 |
| 24 | 0,216 | 0,397 | -0,004 |

| Mês | Efeitos de um choque em AMR sobre : | | | Efeitos de um choque em FOOD sobre : | | |
|-----|-------------------------------------|--------|---------|--------------------------------------|--------|---------|
| | TDC | MI | IPI/IPA | TDC | MI | IPI/IPA |
| 3 | 0,042 | 0,359 | -0,595 | 0,130 | -1,360 | -0,026 |
| 6 | -0,037 | 0,561 | -0,304 | 0,340 | -1,592 | 0,048 |
| 9 | -0,025 | 0,736 | -0,331 | 0,160 | -1,371 | -0,019 |
| 12 | 0,043 | 0,504 | -0,160 | 0,248 | -0,818 | 0,051 |
| 15 | -0,045 | 0,211 | 0,210 | 0,009 | -0,858 | 0,191 |
| 18 | -0,164 | -0,112 | 0,263 | 0,031 | -0,544 | 0,289 |
| 21 | -0,323 | -0,129 | 0,344 | -0,045 | -0,637 | 0,268 |
| 24 | -0,394 | -0,142 | 0,339 | -0,052 | 0,032 | 0,172 |

| Mês | Efeitos de um choque em IPMUSA sobre : | | | Efeitos de um choque em TDC sobre : | | |
|-----|--|--------|---------|-------------------------------------|--------|---------|
| | TDC | MI | IPI/IPA | TDC | MI | IPI/IPA |
| 3 | -2,310 | 1,428 | -1,801 | 1,000 | 0,284 | -0,689 |
| 6 | -1,820 | 6,925 | -5,917 | 0,741 | -0,277 | -0,655 |
| 9 | -0,873 | 12,491 | -3,323 | 0,919 | -0,363 | -0,474 |
| 12 | -0,322 | 10,688 | -2,163 | 0,376 | -0,605 | -0,451 |
| 15 | -1,385 | 9,814 | -3,384 | 0,193 | -0,362 | -0,071 |
| 18 | -0,831 | 6,543 | -1,618 | 0,044 | -0,412 | 0,132 |
| 21 | -0,657 | 4,763 | 0,525 | 0,175 | 0,111 | 0,285 |
| 24 | -0,831 | 2,215 | 1,597 | 0,214 | 0,142 | 0,225 |

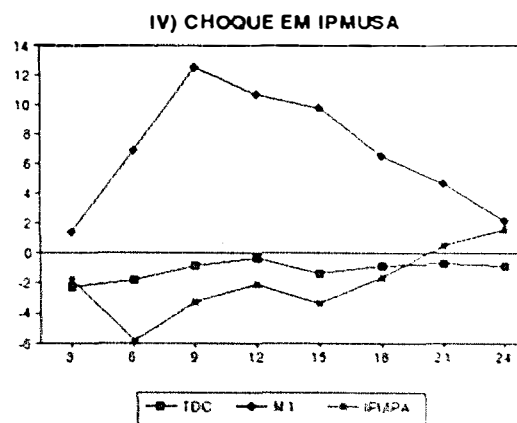
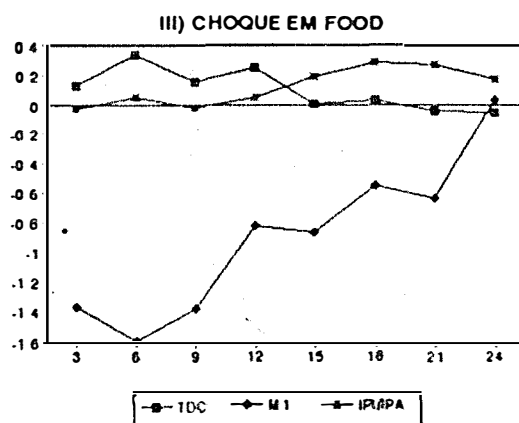
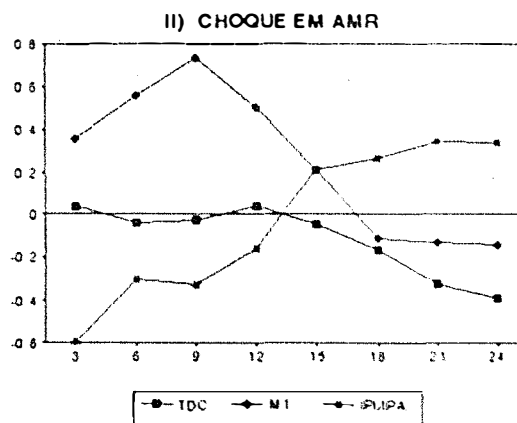
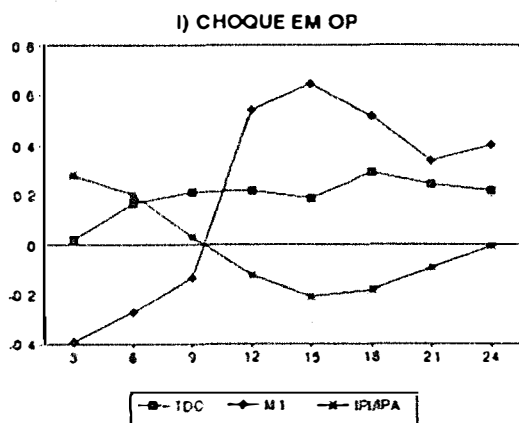
| Mês | Efeitos de um choque em MI sobre : | | | Efeitos de um choque em IPI/IPA sobre : | | |
|-----|------------------------------------|-------|---------|---|--------|---------|
| | TDC | MI | IPI/IPA | TDC | MI | IPI/IPA |
| 3 | 0,006 | 1,000 | -0,264 | -0,022 | -0,006 | 1,000 |
| 6 | -0,085 | 0,648 | -0,276 | 0,047 | 0,040 | 0,769 |
| 9 | 0,036 | 0,940 | -0,286 | -0,199 | 0,451 | 0,077 |
| 12 | -0,019 | 0,515 | -0,055 | -0,038 | 0,134 | -0,002 |
| 15 | 0,094 | 0,520 | 0,044 | 0,048 | 0,062 | -0,044 |
| 18 | 0,024 | 0,247 | 0,091 | 0,054 | -0,247 | 0,102 |
| 21 | 0,042 | 0,414 | -0,264 | -0,043 | -0,379 | 0,089 |
| 24 | 0,020 | 0,194 | -0,276 | -0,177 | -0,377 | 0,098 |

Legendas:

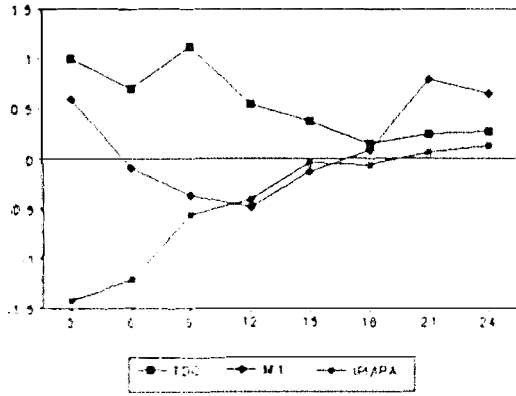
| | |
|-----------|--|
| OP | Preço internacional do petróleo |
| AMR | Preço internacional das matérias-primas agrícolas. |
| FOOD | Preço internacional dos alimentos |
| IPMUSA | Preços ao atacado nos EUA |
| TDC | Taxa de câmbio |
| MI | Quantidade de moeda |
| IPI / IPA | Preços agrícolas relativos indústria /agricultura |

Gráfico 12 - Brasil: elasticidades de impulso.

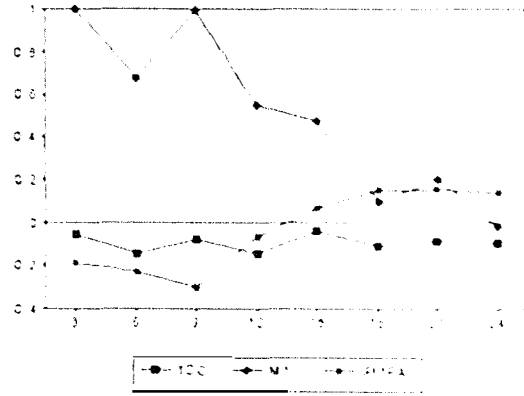
(Continua)



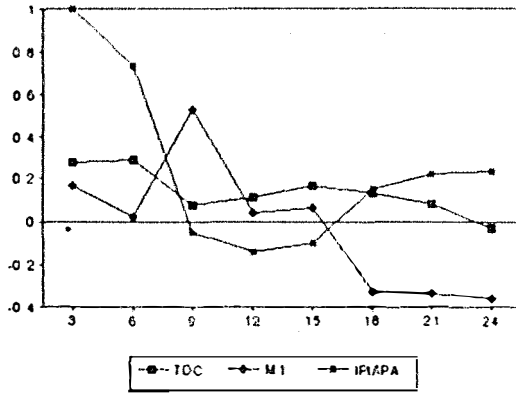
V) CHOQUE EM TDC



VI) CHOQUE EM M1



VII) CHOQUE EM IPI/PA



No primeiro ano o efeito de um choque em FOOD sobre os preços relativos é de sinal mutante, porém de pequeno valor absoluto. No segundo ano o efeito já tem um sinal mais definido: ele é do mesmo sinal que o choque

Um choque nos preços ao atacado nos EUA (IPMUSA) tem uma influência semelhante à FOOD na decomposição da variância dos erros de previsão das variáveis domésticas: muito moderada importância na taxa de câmbio e nos preços relativos, maior importância no caso de M1 (Tabela 26). As elasticidades das variáveis domésticas frente a choques em IPMUSA são significativamente elevadas nas três variáveis e, sem dúvida, as mais elevadas no conjunto de variáveis do modelo (Tabela 27 e Gráfico 12 IV). O efeito sobre a taxa de câmbio supõe uma contínua apreciação da moeda local com elasticidades maiores à unidade no primeiro semestre e uma ligeira tendência decrescente nos meses seguintes. As elasticidades de M1 frente a choques em IPMUSA são extraordinariamente elevadas (as mais elevadas de todo o conjunto de resultados obtidos no modelo) e têm um comportamento cíclico: crescem intensamente até o mês nove para depois decrescer sustentadamente até o fim do período. Por sua vez, as elasticidades dos preços relativos têm sinal oposto ao do choque até o ano e meio, para depois mostrar que a resposta desta variável vai no sentido do choque.

Cabe agora completar a análise fazendo referência aos resultados obtidos quando a origem do choque encontra-se nas próprias variáveis domésticas.

Em primeiro lugar deve-se assinalar que a taxa de câmbio (TDC) tende a ser uma variável muito relevante na explicação da variância dos erros de previsão de si mesma e, em menor medida, dos preços relativos indústria/agricultura (Tabela 26).

Choques na taxa de câmbio tendem a manter-se ao longo dos 24 meses seguintes ao choque com elasticidades sempre positivas, porém de intensidade variável sem um padrão definido (Tabela 27 e Gráfico 12 V).

Os efeitos sobre M1 de um choque em TDC têm sinais mutantes ao longo dos 24 meses. No primeiro trimestre, um choque positivo na taxa de câmbio acrescenta a quantidade de moeda. Nos seguintes quinze meses o efeito muda de sinal, sendo que um acréscimo da taxa de câmbio ocasiona uma diminuição da quantidade de moeda em proporções variáveis (Tabela 27 e Gráfico 12 V).

Os preços relativos indústria/agricultura reagem frente a um choque em TDC de maneira diferente em dois períodos bem definidos. No primeiro, que compreende até o mês 15 inclusive, os preços relativos reagem em sentido contrário ao choque em TDC (assim, por exemplo, uma depreciação da moeda local faz decrescer a relação de preços indústria/agricultura) com elasticidades decrescentes ao longo do período. Já nos últimos seis meses analisados a relação é direta entre o sentido do choque em TDC e reação de IPI/IPA (uma depreciação da moeda faz crescer a relação preços industriais/agrícolas) (Tabela 27 e Gráfico 12 V).

Em segundo lugar entre as variáveis domésticas, a quantidade de moeda M1 não resulta ser uma variável relevante na explicação da variância dos erros de previsão nem da taxa de câmbio nem dos preços relativos indústria/agricultura, sendo só relevante no seu próprio caso (Tabela 26).

As elasticidades de impulso com que a taxa de câmbio reage frente a choques em M1 são muito moderadas ao longo de todo o período (Tabela 27 e Gráfico 12 VI)

Por sua vez, o choque em M1 mantém-se ao longo dos 24 meses com intensidade decrescente. (Tabela 27 e Gráfico 12 VI).

Os preços relativos IPI/IPA reagem de maneira bem diferenciada no primeiro ano e no segundo ano caso aconteça um choque em M1. No primeiro ano, um aumento de M1 gera uma redução na relação IPI/IPA, isto é, se expandem mais os preços agrícolas "vis a vis" os industriais. Já no segundo ano, a situação se inverte sendo que as elasticidades são, em valor absoluto, muito menores que no primeiro ano. (Tabela 27 e Gráfico 12 VI).

Resta por último analisar os efeitos de choques nos **preços relativos dos produtos industriais e agrícolas (IPI/IPA)**. Estes choques são relevantes na explicação da variância dos erros de previsão de si mesmos e também nos da taxa de câmbio. Não são relevantes no caso da quantidade de moeda (Tabela 26).

Em geral, frente a choques em IPI/IPA, as elasticidades de impulso das três variáveis domésticas envolvidas na análise evidenciam padrões de resposta cíclica, ou pelo menos de sinal variável (Tabela 27 e Gráfica 14 VII)

No caso da taxa de câmbio, as elasticidades são reduzidas em valor absoluto e alternam de sinal a cada um ou dois trimestres.

No caso da moeda, as elasticidades são em geral positivas até o mês 15. Após este mês, um acréscimo dos preços relativos gera uma diminuição de M1, com elasticidades bastante maiores que as da primeira fase.

No caso dos próprios preços relativos, o efeito do choque tende a neutralizar-se nos primeiros nove meses até reverter-se, muito ligeiramente, entre os meses doze e quinze. Após um ano e meio eles voltam a reagir na direção do choque original, porém, com elasticidades reduzidas (inferiores a 0,1).

V.3.1.3 Análise dos resultados

O sentido fundamental do modelo estimado para o caso brasileiro foi o de estudar as determinantes externas e domésticas dos preços relativos indústria/agricultura na economia brasileira.

Segundo os resultados obtidos, o papel das variáveis internacionais incluídas no modelo (preço internacional do petróleo, preço internacional das matérias-primas agrícolas, preço internacional dos alimentos e preços ao atacado nos EUA) na explicação dos termos de troca é muito reduzido. Tal resultado justifica o trabalho com o segundo tipo de modelo conjunto.

O papel mais relevante é cumprido pela taxa de câmbio que, por sua vez, tem um certo nível de interação com os próprios preços relativos. Uma desvalorização da moeda brasileira faz diminuir os preços relativos, isto é, faz crescer mais os preços agrícolas do que os industriais, durante mais de um ano. O processo realiza-se a taxas decrescentes e inverte-se nos últimos 9 meses, nos quais assiste-se a um aumento dos termos de troca. Este aumento é a taxas crescentes, mas sempre inferiores às da fase de queda. Este efeito do câmbio é coincidente com o que se derivaria de uma interpretação dos resultados obtidos por BARROS (1990) para os preços individualmente considerados e associa-se com a diferente capacidade de reação de ambos os tipos de preços frente a choques na taxa de câmbio.

Deve-se assinalar uma ressalva em relação aos efeitos que vem-se discutindo. Ela se refere ao fato que nesta pesquisa trabalhou-se com preços relativos e não com cada um

dos dois preços envolvidos separadamente. Esta característica pode fazer com que, eventualmente, possa não evidenciar-se a importância da influência de alguma variável porque ela afeta os dois preços, ainda que intensamente, mas na mesma direção, de maneira que os preços relativos não se alteram. Tal raciocínio, além do fato de outras diferenças metodológicas, poderia explicar a aparente discrepância dos resultados obtidos nesta pesquisa com os obtidos por BARROS (1990), que detectou forte influência do preço do petróleo nos preços agrícolas e industriais. Deve-se lembrar que estes últimos resultados mostraram que as elasticidades de impulso dos dois preços tinham sempre o mesmo sinal frente a choques no preço do petróleo. Poderia ser que, de fato, isto implicasse que não existe mudança significativa nos preços relativos e os resultados das duas pesquisas não fossem contraditórios.

Feita esta ressalva, pode-se colocar a hipótese de que a relativa independência dos termos de troca domésticos dos efeitos de choques nas variáveis internacionais poderia associar-se com o escasso nível de abertura ao exterior que a economia brasileira teve ao longo de todo o período em estudo e com a intensa (em termos relativos ao Uruguai) política agrícola desenvolvida no mesmo (de crédito e preços através das AGF e EGF, formação de estoques, taxaço ao comércio exterior, etc.). Ambos os fatores poderiam ter operado no sentido de isolar os preços domésticos, particularmente os agrícolas, dos acontecimentos externos.

Por outra parte, a importância do câmbio e a falta de importância das variáveis externas sobre os termos de troca domésticos podem ser também interpretadas como as duas faces de uma mesma situação. Na medida que a taxa de câmbio tenha sido empregada como instrumento para neutralizar choques de preços externos (lembrar que choques positivos em FOOD levam a aumentos da taxa de câmbio e, no primeiro ano, os efeitos de AMR sobre a taxa de câmbio não são muito definidos), e inclusive nos preços domésticos (lembrar que os próprios termos de troca têm relevância na decomposição da variância dos erros de previsão do câmbio) a consequência será que a taxa de câmbio acabará tendo mais importância em detrimento das variáveis internacionais.

Os resultados obtidos evidenciam também que, pelo menos no horizonte do primeiro ano ou ano e meio após acontecer o choque, a política monetária parece ter operado tentando neutralizar as consequências inflacionárias derivadas de mudanças nos preços externos. Esta afirmação apoia-se no fato das respostas da moeda frente a choques em qualquer variável externa sempre são de sinal contrário às respostas da taxa de câmbio.

Os efeitos da política monetária em relação aos preços domésticos são um pouco mais difíceis de estabelecer dado que a pesquisa trabalhou com preços relativos e não com cada um dos dois preços setoriais. Apesar desta dificuldade, é claro que um choque na moeda altera os preços relativos: durante o primeiro ano, um aumento da quantidade de moeda reduz os preços relativos (isto é, crescem mais os preços agrícolas), situação que inverte-se ao longo do segundo ano. Porém a moeda é pouco relevante na explicação da variância dos erros de decomposição dos preços relativos. Isto poderia associar-se com o fato de se ter trabalhado com os agregados monetários M1. Finalmente, os resultados das elasticidades de impulso frente a um choque nos preços relativos domésticos não são inconsistentes com a hipótese de que a política monetária atua neutralizando, com certa defasagem, aumentos relativos dos preços industriais 'vis a vis' os agrícolas.

V.3.2 Uruguai

V.3.2.1 Estimativas dos coeficientes de interação contemporânea

As estimativas dos coeficientes de interação contemporânea (matriz A_0) fornecem informação sobre os efeitos imediatos e parciais de uma variação em uma variável sobre as outras variáveis do sistema segundo a estrutura de restrições contemporâneas impostas (Tabela 12). Os resultados obtidos se apresentam na Tabela 28, na qual os sinais dos elementos fora da diagonal principal, obtidos do processamento do RATS, já foram devidamente trocados.

Em geral, as estimativas dos coeficientes obtidas são satisfatórias tanto no que diz respeito aos sinais, quanto aos níveis de significância. Neste último aspecto são destacáveis os coeficientes que, respectivamente, mostram a influência do preço do petróleo (OP) sobre AMR, IPMUSA e preços relativos (IPI/LPA), de AMR sobre o índice do preço internacional dos alimentos (FOOD) e sobre moeda e desta última sobre preços relativos. Destaca-se, em comparação com os resultados obtidos no caso brasileiro, que todas as estimativas dos coeficientes do modelo uruguaio que vinculam-se com M1 têm os sinais contrários, assim como os que cabem aos efeitos de taxa de câmbio e moeda sobre preços relativos.

Segundo os resultados obtidos, um aumento de OP produz um aumento imediato menos que proporcional de todas as variáveis a exceção de FOOD que cairia moderadamente.

Se acontecer um aumento do preço internacional das matérias-primas agrícolas (AMR) se produziriam aumentos do preço internacional dos alimentos e ao atacado nos EUA, enquanto que diminuiria a taxa de câmbio, a moeda e os preços relativos domésticos.

Caso ocorrer um aumento do preço internacional dos alimentos (FOOD) se produziria um aumento de todas as variáveis com exceção dos preços relativos indústria/agricultura (IPI/IPA).

Tabela 28 - Uruguai: estimativas dos coeficientes da matriz A_{00} .

| | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | MI | IPI/IPA |
|---------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|------------------|
| OP | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| AMR | 0,145 (0.047) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| FOOD | -0,049 (0.061) | 0,468 (0.148) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| IPMUSA | 0,048 (0.008) | 0,030 (0.021) | 0,044 (0.016) | 1 | 0 | 0 | 0 |
| TDC | 0 | -0,136 (0.321) | 0,410 (0.224) | -1,916 (1.139) | 1 | 0 | 0,347 (0.465) |
| MI | 0,147 (0.112) | -0,676 (0.245) | 0,330 (0.201) | -1,116 (1.414) | -0,097 (0.210) | 1 | 0 |
| IPI/IPA | 0,182 (0.081) | -0,315 (0.183) | -0,307 (0.152) | -0,513 (1.078) | 0,054 (0.244) | 0,375 (0.109) | 1 |

Nota: Valores em parênteses são estimativas do desvio padrão, os sinais de coeficientes fora da diagonal principal foram trocados.

| | | |
|-----------|-----------|--|
| Legendas: | OP | Preço internacional do petróleo |
| | AMR | Preço internacional das matérias-primas agrícolas. |
| | FOOD | Preço internacional dos alimentos |
| | IPMUSA | Preços ao atacado nos EUA |
| | TDC | Taxa de câmbio |
| | MI | Quantidade de moeda |
| | IPI / IPA | Preços agrícolas relativos indústria /agricultura |

Um aumento do Índice de preços no atacado nos EUA (IPMUSA) faria cair com bastante intensidade as três variáveis com as quais supõe-se que esteja contemporaneamente relacionado (MI, taxa de câmbio e os preços relativos). Pode-se destacar que, ao igual que nos resultados obtidos no caso brasileiro, as estimativas dos coeficientes que vinculam contemporaneamente IPMUSA com câmbio e moeda são, em valor absoluto, destacadamente superiores aos das demais variáveis.

Aumentos da taxa de câmbio têm efeitos contrários sobre M1 e os preços relativos, porém diferentes dos obtidos no caso brasileiro. Assim um acréscimo de TDC faria aumentar os preços relativos e cair M1.

Os efeitos da moeda sobre os preços relativos e destes sobre a taxa de câmbio são semelhantes. Assim, um aumento de M1 faria aumentar ligeiramente os preços relativos indústria/agricultura e se o acréscimo for nestes preços relativos, elevaria-se a taxa de câmbio.

V.3.2.2 Elasticidades de impulso e decomposição da variância dos erros de previsão

A seguir, procede-se à análise conjunta dos resultados das elasticidades de impulso e da decomposição dos erros da previsão. Quando fala-se em choque, se refere a um choque não antecipado. Os resultados da decomposição da variância dos erros da previsão (Tabela 29) mostram que, tal como era esperado, no bloco das variáveis internacionais (OP, AMR, FOOD e IPMUSA) a maior parte de suas variâncias de previsão é explicada por choques das variáveis do próprio bloco. Este efeito é algo mais marcante que nos resultados do modelo brasileiro, pois, após 24 meses, ainda entre um mínimo de 67% (IPMUSA) e um máximo de 74% (FOOD) da variância é explicada pelas variáveis do bloco internacional.

No bloco das variáveis domésticas (TDC, M1 e IPI/IPA) a situação é um pouco mais heterogênea, porém, com um comportamento diferente do caso brasileiro. Nos resultados do modelo uruguaio são os preços relativos, e não a moeda (como acontecia nos resultados para o Brasil) quem têm uma maior parte da variância dos erros de previsão explicada pelas variáveis internacionais (quase 40 % ao cabo de uma ano). A taxa de câmbio e a moeda são as duas variáveis onde é mais relevante o efeito das variáveis domésticas, sendo que esta influência é muito menos marcante no caso da taxa de câmbio. Antes de iniciar o estudo dos resultados obtidos para as elasticidades de impulso das variáveis domésticas cabe assinalar que **no bloco das variáveis internacionais** os resultados são coincidentes com os que foram obtidos para o Brasil. Isto têm que associar-se com o fato que os dados básicos para este conjunto de variáveis são os mesmos nos dois modelos assim como idênticas as relações contemporâneas que se impõem. Adicionalmente, as diferenças nas variáveis domésticas entre os dois modelos não deveriam afetar o comportamento das variáveis internacionais consideradas, pelo fato que nenhum dos dois países têm a dimensão econômica para afetá-las significativamente. Esta situação é corroborada pelos resultados da análise da

decomposição da variância dos erros da previsão que evidenciam, em ambos modelos, que as variáveis internacionais tendem a explicar-se fundamentalmente dentro do próprio bloco.

Inicia-se, então, a análise dos efeitos do preço internacional do petróleo. Sua influência em termos da decomposição da variância dos erros da previsão das variáveis domésticas é quase nula sobre a taxa de câmbio e a moeda; é moderada sobre os preços relativos. Este fato é bem diferente do registrado para o caso brasileiro (Tabelas 26 e 28). Também registram-se algumas diferenças entre o caso uruguaio e o brasileiro no que diz às próprias elasticidades de impulso (Tabela 29 e Gráfico 13 I).

Tabela 29 - Uruguai: resultados da decomposição da variância dos erros da previsão (%).
(continua)

| Decomposição da variância dos erros de previsão do preço internacional do petróleo (OP): | | | | | | | | |
|--|-----|-----|------|--------|-----|----|--------|-------|
| Mês | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | MI | IPI/PA | TOTAL |
| 3 | 100 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 87 | 2 | 0 | 3 | 0 | 2 | 5 | 100 |
| 9 | 80 | 3 | 0 | 3 | 0 | 8 | 6 | 100 |
| 12 | 73 | 4 | 2 | 3 | 0 | 9 | 10 | 100 |
| 15 | 65 | 4 | 7 | 2 | 0 | 8 | 13 | 100 |
| 18 | 56 | 6 | 11 | 3 | 0 | 7 | 17 | 100 |
| 21 | 44 | 8 | 18 | 3 | 0 | 7 | 20 | 100 |
| 24 | 35 | 10 | 24 | 3 | 0 | 6 | 21 | 100 |

Decomposição da variância dos erros de previsão do preço internacional das matérias-primas agrícolas (AMR):

| Mês | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | MI | IPI/PA | TOTAL |
|-----|----|-----|------|--------|-----|----|--------|-------|
| 3 | 12 | 88 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 7 | 84 | 4 | 2 | 0 | 2 | 0 | 100 |
| 9 | 6 | 68 | 15 | 3 | 0 | 5 | 4 | 100 |
| 12 | 10 | 55 | 22 | 3 | 0 | 4 | 6 | 100 |
| 15 | 19 | 42 | 21 | 3 | 1 | 3 | 10 | 100 |
| 18 | 25 | 33 | 19 | 3 | 1 | 3 | 17 | 100 |
| 21 | 27 | 28 | 16 | 3 | 1 | 2 | 23 | 100 |
| 24 | 27 | 25 | 14 | 3 | 1 | 2 | 27 | 100 |

Decomposição da variância dos erros de previsão do preço internacional dos alimentos (FOOD):

| Mês | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | MI | IPI/PA | TOTAL |
|-----|----|-----|------|--------|-----|----|--------|-------|
| 3 | 0 | 13 | 87 | 0 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 0 | 18 | 75 | 0 | 5 | 1 | 0 | 100 |
| 9 | 0 | 22 | 72 | 0 | 5 | 1 | 0 | 100 |
| 12 | 0 | 23 | 68 | 0 | 7 | 2 | 0 | 100 |
| 15 | 0 | 24 | 67 | 0 | 6 | 2 | 0 | 100 |
| 18 | 0 | 24 | 64 | 0 | 6 | 2 | 4 | 100 |
| 21 | 2 | 22 | 56 | 1 | 6 | 2 | 11 | 100 |
| 24 | 3 | 20 | 50 | 1 | 7 | 2 | 17 | 100 |

Decomposição da variância dos erros de previsão do preço ao atacado nos EUA (IPMUSA)

| Mês | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | MI | IPI/PA | TOTAL |
|-----|----|-----|------|--------|-----|----|--------|-------|
| 3 | 37 | 5 | 6 | 52 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 26 | 7 | 16 | 50 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 9 | 17 | 16 | 21 | 39 | 0 | 1 | 6 | 100 |
| 12 | 11 | 17 | 26 | 30 | 0 | 2 | 14 | 100 |
| 15 | 8 | 19 | 27 | 26 | 0 | 2 | 19 | 100 |
| 18 | 6 | 18 | 28 | 23 | 0 | 1 | 24 | 100 |
| 21 | 6 | 17 | 27 | 20 | 1 | 1 | 29 | 100 |
| 24 | 6 | 16 | 26 | 19 | 1 | 1 | 32 | 100 |

Tabela 29 - Uruguai: resultados da decomposição da variância dos erros da previsão (%)
(Continuação)

| Decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de câmbio uruguaia (TDC) : | | | | | | | | |
|--|----|-----|------|--------|-----|----|--------|-------|
| Mês | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | M1 | IPI/PA | TOTAL |
| 3 | 1 | 2 | 2 | 3 | 84 | 1 | 5 | 100 |
| 6 | 1 | 3 | 3 | 9 | 77 | 1 | 7 | 100 |
| 9 | 1 | 4 | 2 | 12 | 70 | 1 | 9 | 100 |
| 12 | 0 | 6 | 3 | 12 | 64 | 1 | 13 | 100 |
| 15 | 0 | 9 | 6 | 12 | 57 | 2 | 14 | 100 |
| 18 | 0 | 10 | 8 | 12 | 55 | 2 | 13 | 100 |
| 21 | 1 | 11 | 9 | 13 | 52 | 2 | 13 | 100 |
| 24 | 1 | 11 | 9 | 12 | 50 | 1 | 16 | 100 |
| Decomposição da variância dos erros de previsão da quantidade de moeda uruguaia (M1) : | | | | | | | | |
| Mês | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | M1 | IPI/PA | TOTAL |
| 3 | 0 | 9 | 3 | 1 | 1 | 87 | 0 | 100 |
| 6 | 0 | 7 | 2 | 1 | 13 | 74 | 2 | 100 |
| 9 | 0 | 6 | 2 | 2 | 30 | 58 | 2 | 100 |
| 12 | 0 | 5 | 1 | 4 | 41 | 44 | 4 | 100 |
| 15 | 0 | 4 | 1 | 3 | 44 | 44 | 3 | 100 |
| 18 | 0 | 4 | 1 | 5 | 52 | 35 | 4 | 100 |
| 21 | 0 | 4 | 1 | 5 | 57 | 29 | 3 | 100 |
| 24 | 0 | 6 | 1 | 6 | 60 | 24 | 3 | 100 |
| Decomposição da variância dos erros de previsão dos preços relativos indústria/agricultura no Uruguai (IPI/PA) : | | | | | | | | |
| Mês | OP | AMR | FOOD | IPMUSA | TDC | M1 | IPI/PA | TOTAL |
| 3 | 2 | 18 | 3 | 1 | 0 | 16 | 60 | 100 |
| 6 | 8 | 12 | 11 | 2 | 1 | 13 | 54 | 100 |
| 9 | 10 | 9 | 14 | 1 | 2 | 10 | 54 | 100 |
| 12 | 9 | 7 | 19 | 1 | 2 | 8 | 53 | 100 |
| 15 | 9 | 6 | 19 | 2 | 3 | 9 | 51 | 100 |
| 18 | 9 | 6 | 19 | 2 | 4 | 9 | 51 | 100 |
| 21 | 9 | 6 | 19 | 2 | 5 | 9 | 50 | 100 |
| 24 | 9 | 7 | 19 | 2 | 5 | 10 | 48 | 100 |

No caso da taxa de câmbio, as elasticidades frente a choques em OP são muito menores no caso uruguaio, mas seu sinal (excetuando o primeiro trimestre) é o mesmo. Portanto, choques em OP tendem a depreciar de maneira quase permanente, mas muito leve, a taxa de câmbio uruguaia (Tabela 30 e Gráfico 13 I).

O efeito sobre os preços relativos IPI/PA é semelhante ao brasileiro: ocasiona aumentos no início para depois determinar uma queda. Só muda em relação ao caso brasileiro a duração destes dois períodos, pois a queda só se inicia no mês 21. As elasticidades são algo maiores no caso uruguaio (Tabelas 27 e 30, Gráficos 14 I e 15 I)

No caso dos efeitos de um choque em OP sobre a moeda tem-se que os mesmos são menores em intensidade no modelo para o Uruguai e, adicionalmente, com algumas diferenças nos sinais. Até completar o primeiro ano alternam-se sinais positivos e negativos, mas sobre valores absolutos muito baixos. Após o ano consolida-se uma situação

Tabela 30 - Uruguai: elasticidades de impulso das variáveis domésticas

| Mês | Efeitos de um choque em OP sobre : | | |
|-----|------------------------------------|--------|---------|
| | TDC | M1 | IPI/IPA |
| 3 | -0,079 | 0,003 | 0,100 |
| 6 | 0,025 | -0,008 | 0,240 |
| 9 | 0,023 | 0,009 | 0,223 |
| 12 | 0,035 | -0,015 | 0,153 |
| 15 | 0,029 | 0,052 | 0,138 |
| 18 | 0,058 | 0,031 | 0,057 |
| 21 | 0,094 | 0,016 | -0,021 |
| 24 | 0,075 | 0,017 | -0,107 |

| Mês | Efeitos de um choque em AMR sobre : | | | Efeitos de um choque em FOOD sobre :: | | |
|-----|-------------------------------------|--------|---------|---------------------------------------|--------|---------|
| | TDC | M1 | IPI/IPA | TDC | M1 | IPI/IPA |
| 3 | -0,286 | -0,550 | -0,706 | 0,249 | 0,257 | -0,220 |
| 6 | -0,333 | 0,032 | -0,416 | -0,225 | -0,034 | -0,605 |
| 9 | -0,450 | 0,164 | -0,204 | -0,003 | -0,082 | -0,549 |
| 12 | -0,558 | 0,260 | 0,007 | -0,397 | -0,011 | -0,744 |
| 15 | -0,920 | -0,195 | -0,099 | -0,685 | -0,050 | -0,485 |
| 18 | -0,849 | 0,280 | -0,041 | -0,655 | -0,134 | -0,058 |
| 21 | -0,831 | 0,437 | 0,073 | -0,632 | -0,162 | -0,015 |
| 24 | -0,809 | 0,768 | 0,296 | -0,590 | 0,212 | 0,283 |

| Mês | Efeitos de um choque em IPMUSA sobre : | | | Efeitos de um choque em TDC sobre : | | |
|-----|--|--------|---------|-------------------------------------|--------|---------|
| | TDC | M1 | IPI/IPA | TDC | M1 | IPI/IPA |
| 3 | -2,254 | -0,898 | -0,972 | 1,000 | -0,097 | 0,018 |
| 6 | -4,184 | 1,214 | -1,492 | 0,689 | -0,398 | -0,105 |
| 9 | -4,498 | 1,285 | -0,592 | 0,685 | -0,574 | -0,162 |
| 12 | -3,777 | 2,818 | -1,290 | 0,741 | -0,653 | -0,111 |
| 15 | -4,858 | 1,240 | -1,587 | 0,753 | -0,737 | -0,266 |
| 18 | -4,790 | 3,264 | -0,141 | 0,821 | -0,874 | -0,145 |
| 21 | -5,245 | 2,308 | 0,002 | 0,793 | -0,846 | -0,186 |
| 24 | -4,753 | 4,223 | 0,854 | 0,782 | -1,052 | -0,172 |

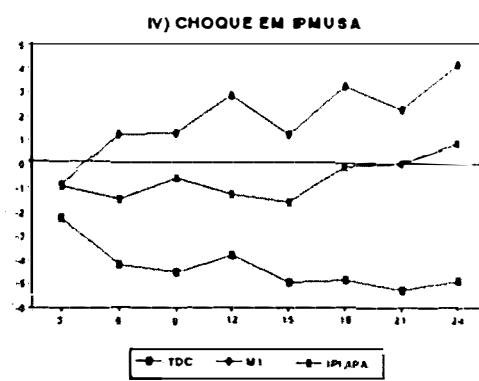
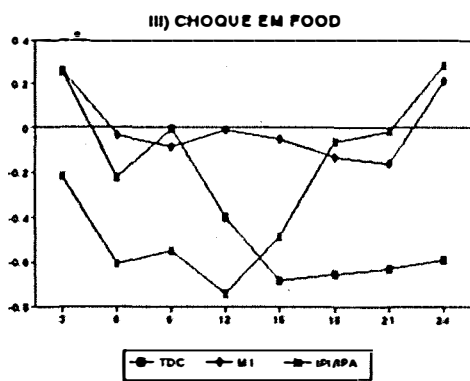
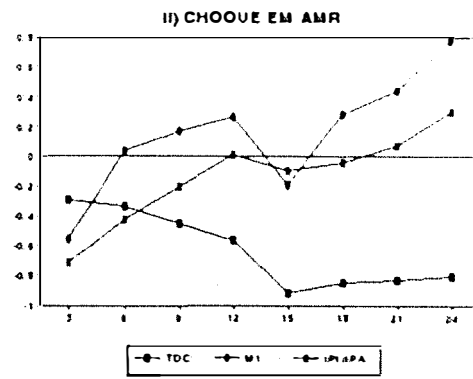
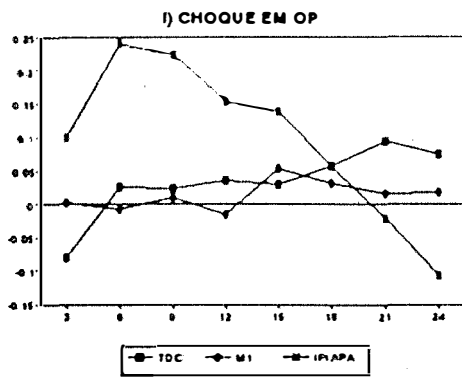
| Mês | Efeito de um choque em M1 sobre : | | | Efeitos de um choque em IPI/IPA sobre: | | |
|-----|-----------------------------------|--------|---------|--|--------|---------|
| | TDC | M1 | IPI/IPA | TDC | M1 | IPI/IPA |
| 3 | 0,133 | 1,000 | 0,382 | 0,347 | -0,034 | 1,000 |
| 6 | 0,002 | 0,006 | 0,290 | 0,357 | -0,238 | 0,902 |
| 9 | -0,134 | 0,065 | 0,111 | 0,513 | 0,056 | 0,811 |
| 12 | -0,090 | -0,226 | -0,175 | 0,719 | 0,344 | 0,860 |
| 15 | 0,272 | 0,697 | 0,208 | 0,651 | -0,152 | 0,592 |
| 18 | 0,112 | -0,190 | 0,150 | 0,530 | -0,325 | 0,200 |
| 21 | 0,125 | -0,054 | 0,126 | 0,707 | -0,193 | -0,037 |
| 24 | 0,083 | -0,366 | -0,189 | 0,926 | -0,133 | -0,035 |

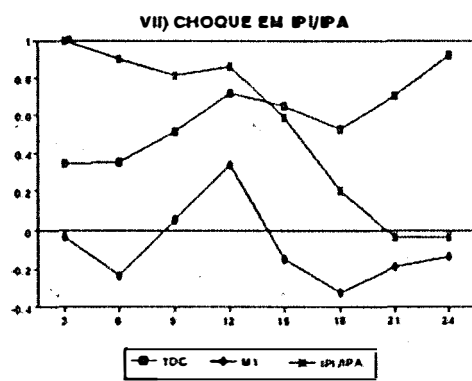
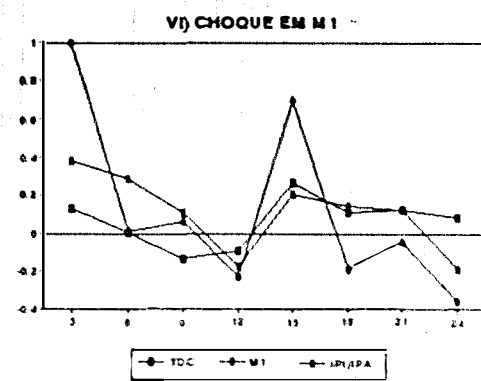
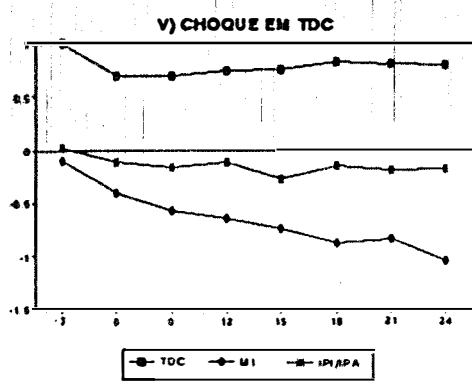
Legendas:

| | |
|-----------|--|
| OP | Preço internacional do petróleo |
| AMR | Preço internacional das matérias-primas agrícolas. |
| FOOD | Preço internacional dos alimentos |
| IPMUSA | Preços ao atacado nos EUA |
| TDC | Taxa de câmbio |
| M1 | Quantidade de moeda |
| IPI / IPA | Preços agrícolas relativos indústria /agricultura |

Gráfico 13 - Uruguai : elasticidades de impulso

(Continua)





com sinais positivos mas com valores absolutos reduzidos. O efeito líquido poderia ser considerado quase nulo. (Tabela 30 e Gráfico 13 I)

Choques no **preço internacional das matérias-primas agrícolas (AMR)** são mais relevantes na explicação da decomposição dos erros de previsão das variáveis domésticas no caso uruguaio que no caso brasileiro (Tabelas 26 e 29), particularmente na taxa de câmbio e nos preços relativos indústria/agricultura.

Choques em AMR tendem a apreciar a moeda local uruguaia de maneira **permanente** e crescente. Têm efeito de sinal cambiante, mas principalmente positivo, sobre a quantidade de moeda e principalmente negativo sobre IPI/IPA (um aumento de AMR produz **uma alteração** dos preços domésticos favorável aos preços agrícolas). (Tabela 30 e Gráfico 13 II). **Excetuando** o efeito sobre a moeda, as demais relações do choque de AMR com as variáveis domésticas são, como tendência, semelhantes às do caso brasileiro. Fora de sua influência nas demais variáveis internacionais, **os choques no preço internacional dos alimentos (FOOD)** são relevantes na explicação da variância dos erros de previsão dos preços relativos uruguaio e, em menor medida, e ao final dos 24 meses após o choque, na taxa de câmbio. Este padrão é diferente daquele do caso brasileiro. (Tabelas 26 e 29).

O efeito predominante sobre as três variáveis domésticas consideradas é de sinal contrário ao do choque. Isto é, por exemplo, um aumento de FOOD, aprecia a moeda local (exceto no primeiro trimestre), reduz a quantidade de moeda (exceto no primeiro e último trimestre considerados) e faz evoluir mais favoravelmente os preços agrícolas que os industriais. (Tabela 30 e Gráfico 13 III). Estes resultados, em particular os das elasticidades da taxa de câmbio, são diferentes dos obtidos no modelo brasileiro.

O **Índice de preços ao atacado nos EUA (IPMUSA)** somente é relevante para as variáveis domésticas uruguaias na decomposição dos erros de previsão da taxa de câmbio. (Tabela 29)

Tal como acontece no modelo para o Brasil a variável IPMUSA gera, no caso uruguaio, as maiores elasticidades de impulso das variáveis domésticas, em termos absolutos. O sinal predominante nestas elasticidades é exatamente o mesmo que no caso brasileiro: um aumento de IPMUSA aprecia a moeda local; aumenta -excetuando o primeiro trimestre - a quantidade de moeda e favorece uma diminuição da relação de preços relativos (excetuando os dois últimos trimestres). (Tabela 30 e Gráfico 13 IV). A diferença mais

notável com o caso brasileiro é que enquanto neste as maiores elasticidades, em termos absolutos, correspondiam à moeda, no caso uruguaio cabem à taxa de câmbio.

Já a **taxa de câmbio uruguaia (TDC)**, além do fato de ter uma altíssima importância na explicação da variância dos seus próprios erros de previsão, é muito importante na explicação da variância dos erros da quantidade de moeda (Tabela 29)

Um choque em TDC tem como resposta elasticidades de impulso da própria taxa de câmbio tende a seguir o mesmo padrão que no caso brasileiro: o choque em TDC mantém-se (porém, com elasticidades maiores no modelo uruguaio). Porém o efeito sobre a moeda é de uma redução sostenida (com elasticidades maiores no caso uruguaio). A maior diferença entre os dois modelos encontra-se no fato de que, no modelo brasileiro, uma desvalorização produzia uma queda da relação dos preços industriais/agrícolas só até um ano depois do choque e depois, no segundo ano, originava-se uma reversão desta tendência. No modelo uruguaio o impacto do choque em TDC mais favorável aos preços industriais se mantém ao longo dos 24 meses (excetuando o primeiro trimestre) (Tabelas 26 e 29, Gráficos 12 V e 13 V).

Por sua vez, a **quantidade de moeda (M1)**, além de ter alta relevância na explicação dos seus próprios erros de previsão, adquire importância média na explicação dos erros de previsão dos preços relativos.(Tabela 29). Estes últimos resultados são algo mais intensos do que os registrados no modelo brasileiro (Tabela 26).

As elasticidades de impulso das variáveis domésticas frente a choques em M1 são diferentes das obtidas no modelo brasileiro.

A taxa de câmbio reage ciclicamente (nos primeiros seis meses na direção do choque, no restante do primeiro ano no sentido inverso ao choque e, no segundo ano, na direção do choque).

A própria moeda apresenta um comportamento muito curioso: o choque quase desaparece nos primeiros 6-9 meses; reduz a quantidade de moeda ao fim de um ano, aumenta aos 15 meses (de maneira significativa) e a reduz no restante dos 24 meses em análises.

As elasticidades de impulso dos preços relativos mostram que, como tendência, um choque em M1 favorece mais os preços industriais que os agrícolas pois a maioria das estimativas obtidas das correspondentes elasticidades são positivas. (Tabela 30 e Gráfico 13 VI). Este padrão de comportamento é diferente do brasileiro em que os preços agrícolas reagem mais favoravelmente que os industriais ante um choque positivo de moeda durante todo o primeiro ano e no segundo ano se bem a tendência revertia-se, a magnitude absoluta das elasticidades era muito menor. (Tabela 27 e Gráfico 12 VI).

Por último, choques nos preços relativos de produtos industriais e agrícolas (IPI/IPA) além de serem significativos na explicação da decomposição da variância dos seus próprios erros de previsão, afetam com certa relevância os erros de previsão da taxa de câmbio (Tabela 29). Este comportamento é muito semelhante com o registrado nos resultados do modelo brasileiro (Tabela 26).

As elasticidades de impulso das variáveis domésticas frente a choques em IPI/IPA evidenciam que um aumento dos preços industriais "vis a vis" os agrícolas (ou uma queda destes últimos frente aos primeiros) produz uma depreciação da moeda local, prolongada e crescente ao longo de 24 meses (Tabela 30 e Gráfico 13 VII). Este comportamento é bem definido, enquanto no modelo para o Brasil tinha-se valores absolutos muito menores e sinais mais erráticos. (Tabela 27 e Gráfico 12 VII).

Durante o primeiro semestre após um hipotético aumento em IPI/IPA, ocorre uma diminuição da quantidade de moeda que é seguida por uma aumento no que resta do primeiro ano. Já no segundo ano consolida-se uma tendência clara no sentido de redução da quantidade de moeda (Tabela 30 e Gráfico 13 VII). Esta tendência é semelhante à do modelo brasileiro, onde, não obstante, o período de sinais positivos era mais amplo. (Tabela 27 e Gráfico 12 VII)

O efeito de IPI/IPA sobre si mesma evidencia que o choque tende a manter-se, mas a taxas decrescentes, de maneira tal que o sinal das elasticidades nos últimos trimestres analisados é negativo. Este fato demonstra uma inversão da influência do choque dos preços relativos sobre eles mesmos. (Tabela 30 e Gráfico 13 VII). No caso brasileiro, a inversão de sinal se produzia antes no tempo, o que dava a possibilidade de voltar a mudar para positivo.

V.3.2.3 Análise dos resultados

Os resultados obtidos evidenciam que os termos de troca domésticos, descontado o efeito que eles têm sobre si mesmos, são explicados de maneira relevante pelo conjunto de três variáveis internacionais (OP, AMR e FOOD) e, em segundo lugar em ordem de importância, pela moeda. A taxa de câmbio e os preços ao atacado nos EUA não têm um papel relevante. Este padrão é claramente diferente do detectado para o caso brasileiro.

Em termos individuais, as influências mais marcantes sobre os termos de troca domésticos associam-se com o preço internacional dos alimentos e a moeda. Por sua vez, nenhuma destas duas variáveis é afetada significativamente pelos preços relativos domésticos.

Um aumento de FOOD faz cair os preços relativos indústria/agricultura, favorecendo, portanto, os preços agrícolas de maneira permanente. O mesmo efeito, mas com menor intensidade e clareza, é originado por um aumento de AMR. O efeito contrário se dá no caso em que seja OP quem sofre um choque de alta. Estes três efeitos são coerentes com a direta vinculação que cada um destes três preços internacionais têm com os preços de produtos e insumos domésticos.

Já o efeito da moeda é diferente, pois um acréscimo de M1 faz aumentar a relação IPI/IPA de maneira quase permanente, talvez com um padrão cíclico que o fato de trabalhar com dados trimestrais não permite evidenciar com maior clareza. O fato dos preços industriais responderem mais que os agrícolas a expansões monetárias não era esperável, além do qual, contradiz qualquer hipótese da existência de "mark-up" como comportamento predominante na indústria. Tal vez a explicação deste resultado possa-se associar como o fato que a variável M1 empregada no estudo não reflita corretamente a dinâmica da moeda no período.

O câmbio aparece com um efeito mais neutro. O efeito de uma desvalorização cambial, que favoreceria a agricultura, provoca queda na oferta monetária (o que poderia ir na direção de conter o processo inflacionário) o que, por sua vez, pode mascarar os efeitos do câmbio sobre os termos de troca.

No sentido contrário ao feito na análise dos resultados obtidos no caso brasileiro, pode-se fazer a hipótese agora de que, no caso uruguaio, o processo de abertura da economia ao exterior (aprofundado de maneira importante a partir de 1978) e a progressiva eliminação das políticas setoriais (desde meados da década dos 70 e completada quase por inteiro no início dos 80) são características que fortalecem a importância dos fatores externos na determinação dos termos de troca domésticos

Um elemento complementar desta hipótese é o fato de que o câmbio não tem um comportamento absolutamente neutralizador dos efeitos de choques nos preços externos, dado o diferente sinal de suas elasticidades ante os choques nestes preços

A política monetária evidencia tendência similar aos resultados do modelo brasileiro no sentido de aparecer como neutralizando os impactos inflacionários derivados de choques nos preços externos, pois na maioria dos casos as elasticidades da moeda frente a estes choques têm o sinal contrário ao que têm as respostas da taxa de câmbio

A maior relevância da moeda na explicação dos termos de troca no caso uruguaio poderia associar-se com o fato que os agregados M1 foram mais importantes neste país no período em estudo.

V.4. Modelos conjuntos

V.4.1 Modelos conjuntos com variáveis internacionais

Os modelos conjuntos com variáveis internacionais tentam estabelecer a importância deste tipo de variáveis relativamente às variáveis domésticas para explicar os preços relativos agrícolas entre os dois países, bem como sobre o comércio agrícola entre os países em questão.

Os resultados que são apresentados para o caso dos modelos conjuntos com variáveis internacionais referem-se às estimações obtidas de um modelo desenvolvido com as variáveis, ordem de recursividade e restrições em A_0 , segundo o apresentado na Tabela 13

V.4.1.1 Estimativas dos coeficientes de interação contemporânea

Os resultados obtidos para as estimativas dos coeficientes das interações contemporâneas são apresentados na Tabela 31, já tendo sido trocados os sinais dos coeficientes fora da diagonal principal. Em geral não se encontraram sinais indevidos e, mais importante ainda, são corretos os sinais de coeficientes chaves. Tais são os sinais dos efeitos da taxa de câmbio relativa Uruguai/Brasil (TDC) e dos preços agrícolas relativos Uruguai/Brasil (IPA) sobre as duas variáveis de comércio: vendas de produtos agrícolas do Brasil ao Uruguai (MUAB) e vendas de produtos agrícolas uruguaios ao Brasil (XUAB).

Tabela 31 - Modelo conjunto com variáveis internacionais: estimativas dos coeficientes da matriz A.

| | OP | AMR | FOOD | TDC | M1 | IPA | MUAB | XUAB |
|------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------------------|------|
| OP | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| AMR | 0,069 (0,056) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| FOOD | 0,067 (0,054) | 0,228 (0,116) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| TDC | -0,211 (0,195) | 0,346 (0,251) | 0 | 1 | 0,207 (0,235) | 1 | 0 | 0 |
| M1 | 0,595 (0,178) | -0,262 (0,408) | 1,105 (0,401) | 0,031 (0,533) | 1 | 0 | 0 | 0 |
| IPA | 0,243 (0,140) | -0,193 (0,282) | -0,009 (0,298) | -0,009 (0,130) | 0,084 (0,093) | 1 | 0 | 0 |
| MUAB | -0,156 (0,282) | -0,077 (0,557) | -1,521 (0,587) | -0,091 (0,257) | 0,173 (0,185) | 0,057 (0,239) | 1 | 0 |
| XUAB | 1,321 (0,542) | 0,618 (1,070) | 0,125 (1,181) | 2,524 (0,494) | -1,554 (0,357) | -0,033 (0,459) | 0,162 (0,233) | 1 |

Nota: Valores em parênteses são estimativas do desvio padrão, os sinais de coeficientes fora da diagonal principal foram trocados.

| | | |
|-----------|------|---|
| Legendas: | OP | Preço internacional do petróleo |
| | AMR | Preço internacional das matérias-primas agrícolas. |
| | FOOD | Preço internacional dos alimentos |
| | TDC | Taxa de câmbio relativa Uruguai/Brasil |
| | M1 | Quantidade de moeda relativa Uruguai/Brasil |
| | IPA | Preços agrícolas relativos Uruguai/Brasil |
| | MUAB | Vendas de produtos agrícolas brasileiros ao Uruguai |
| | XUAB | Vendas de produtos agrícolas uruguaios ao Brasil |

É interessante o fato de que os efeitos dos preços internacionais das matérias-primas agrícolas (AMR) e dos alimentos (FOOD) afetem inversamente MUAB e diretamente

XUAB. Isto é, perante um aumento de AMR o Uruguai diminui suas compras no Brasil e perante um aumento em FOOD, Brasil aumenta suas compras no Uruguai. Talvez isto possa estar refletindo as diferenças nas respectivas pautas de exportações agrícolas bilaterais, ainda que as elasticidades perante um choque em AMR são de escassa significação

Por outro lado, os sinais das estimativas dos coeficientes que vinculam contemporaneamente as variáveis internacionais coincidem plenamente com os esperados e com os já obtidos nos modelos nacionais, tanto no caso brasileiro quanto no uruguaio

Deve-se lembrar que ao fazer a análise dos resultados das estimativas da matriz A_0 nos modelos nacionais, assinalou-se que todas as variáveis que contemporaneamente vinculavam-se com M1 tinham sinais contrários nos resultados obtidos para os dois países. É interessante notar agora que, todos os sinais das variáveis que se vinculam com moeda relativa Uruguai/Brasil neste modelo conjunto (OP, AMR, FOOD e TDC), coincidem com os sinais que tinham no modelo para o Uruguai.

No que se refere à significância das estimativas obtidas pode-se assinalar que o saldo geral é bom. As estimativas mais significativas são aquelas que se referem aos efeitos do preço internacional do petróleo (OP) sobre M1 e XUAB, do preço internacional dos alimentos (FOOD) sobre moeda e MUAB e de taxa de câmbio relativa (TDC) e quantidade de moeda relativa (M1) sobre XUAB. Estas duas últimas estimativas são, além das mais significativas, também as de maior valor absoluto, evidenciando uma alta importância do câmbio relativo na explicação instantânea e isolada do efeito de outras variáveis.

V.4.1.2 Elasticidades de impulso e decomposição da variância dos erros de previsão

Tal como se fez com os resultados dos modelos nacionais, procede-se a seguir à análise conjunta dos resultados obtidos neste caso em relação às elasticidades de impulso e decomposição da variância dos erros de previsão. Como nos casos anteriores, ao se falar em choque se refere a um choque não antecipado.

O primeiro fato a destacar é que, tal como aconteceu com os resultados dos modelos nacionais, o bloco das, neste caso, três variáveis internacionais claramente têm a maior parte da variância dos seus erros de previsão explicada dentro do próprio bloco. Assim, após dois anos de qualquer choque ainda entre um mínimo de 40% desta variância (no caso

de FOOD) e um máximo de 69% (no caso de AMR) são explicadas pelas variáveis do bloco (Tabela 32).

O segundo fato a destacar dos resultados obtidos neste modelo é que as variáveis internacionais são muito pouco relevantes para explicar a decomposição da variância dos erros de previsão das variáveis bilaterais. Dito em outros termos, estas últimas variáveis explicam-se fundamentalmente entre elas (Tabela 32). Assim, somente o preço internacional do petróleo (OP) têm alguma relevância no caso da quantidade de moeda relativa (M1), assim como o preço internacional dos alimentos (FOOD) no caso dos preços agrícolas relativos Uruguai /Brasil (IPA) (Tabela 32). Salienta-se em especial que o efeito nas variáveis de comércio (MUAB e XUAB) é quase nulo, tendo FOOD, em termos relativos, alguma influência maior sobre estas últimas duas variáveis que AMR ou OP. Em relação às elasticidades de impulso das variáveis bilaterais frente a choques nestas variáveis internacionais, os efeitos mais notórios são: a apreciação, moderada mas contínua, da moeda uruguaia relativa à brasileira que é produzida pelos choques positivos em OP e FOOD, a apreciação, firme e significativa, da moeda brasileira frente à uruguaia que é produzida pelas altas de AMR; o aumento da quantidade real de M1 no Uruguai frente ao Brasil que resulta de altas em AMR e FOOD; a melhora dos preços agrícolas uruguaiois que resulta de um aumento de FOOD e o efeito contrário que ocorre após um aumento em AMR; a tendência a diminuir MUAB decorrente de aumentos de AMR e de FOOD; a tendência a aumentar XUAB derivada de aumentos de AMR (Tabela 33 e Gráfico 14 I, II e III)

Em relação ao resto do comportamento das variáveis domésticas é possível estabelecer as seguintes considerações. Nas cinco variáveis consideradas (TDC, M1, IPA, MUAB e XUAB) é a própria variável em questão quem explica a maior parte da decomposição da variância dos erros de previsão: ao cabo de 24 meses pelo menos 50% da variância continua sendo atribuída à própria variável no caso de M1, IPA e MUAB. A exceção mais notória a este comportamento está constituída pela taxa de câmbio relativa (TDC) e, em menor medida, pelas exportações agrícolas uruguaiois ao Brasil (XUAB) (Tabela 32).

No caso da taxa de câmbio relativa Uruguai/Brasil (TDC), a quantidade de moeda relativa é um fator muito relevante na explicação da variância dos seus erros e, em

Tabela 32 - Modelo conjunto com variáveis internacionais resultados da decomposição da variância dos erros da previsão. (Continua)

| Decomposição da variância dos erros de previsão do preço internacional do petróleo (OP) | | | | | | | | | |
|---|-----|-----|------|-----|----|-----|------|------|-------|
| Mês | OP | AMR | FOOD | TDC | M1 | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 100 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 82 | 3 | 1 | 7 | 6 | 1 | 0 | 0 | 100 |
| 9 | 78 | 3 | 3 | 8 | 6 | 1 | 1 | 0 | 100 |
| 12 | 75 | 3 | 3 | 8 | 7 | 4 | 1 | 0 | 100 |
| 15 | 59 | 8 | 3 | 6 | 5 | 15 | 1 | 2 | 100 |
| 18 | 47 | 12 | 5 | 6 | 4 | 21 | 1 | 4 | 100 |
| 21 | 40 | 16 | 6 | 6 | 5 | 21 | 2 | 3 | 100 |
| 24 | 36 | 19 | 6 | 6 | 6 | 21 | 3 | 4 | 100 |

| Decomposição da variância dos erros de previsão do preço internacional das matérias-primas agrícolas (AMR): | | | | | | | | | |
|---|----|-----|------|-----|----|-----|------|------|-------|
| Mês | OP | AMR | FOOD | TDC | M1 | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 2 | 98 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 1 | 91 | 0 | 0 | 5 | 0 | 0 | 1 | 100 |
| 9 | 1 | 86 | 3 | 0 | 7 | 1 | 0 | 2 | 100 |
| 12 | 1 | 81 | 4 | 0 | 6 | 3 | 1 | 4 | 100 |
| 15 | 1 | 76 | 4 | 0 | 5 | 6 | 1 | 7 | 100 |
| 18 | 3 | 70 | 3 | 1 | 8 | 7 | 1 | 8 | 100 |
| 21 | 3 | 66 | 3 | 1 | 11 | 6 | 1 | 9 | 100 |
| 24 | 4 | 62 | 3 | 1 | 12 | 6 | 1 | 12 | 100 |

| Decomposição da variância dos erros de previsão do preço internacional dos alimentos (FOOD): | | | | | | | | | |
|--|----|-----|------|-----|----|-----|------|------|-------|
| Mês | OP | AMR | FOOD | TDC | M1 | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 3 | 5 | 92 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 2 | 14 | 68 | 7 | 1 | 6 | 1 | 0 | 100 |
| 9 | 1 | 12 | 48 | 6 | 3 | 16 | 11 | 3 | 100 |
| 12 | 1 | 12 | 45 | 5 | 2 | 16 | 15 | 3 | 100 |
| 15 | 1 | 12 | 43 | 4 | 2 | 20 | 15 | 3 | 100 |
| 18 | 1 | 11 | 37 | 4 | 2 | 26 | 16 | 3 | 100 |
| 21 | 1 | 11 | 32 | 4 | 2 | 29 | 16 | 5 | 100 |
| 24 | 1 | 10 | 29 | 3 | 4 | 32 | 16 | 5 | 100 |

| Decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de cambio relativa Uruguai / Brasil (TDC): | | | | | | | | | |
|--|----|-----|------|-----|----|-----|------|------|-------|
| Mês | OP | AMR | FOOD | TDC | M1 | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 0 | 2 | 1 | 88 | 8 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 0 | 5 | 3 | 77 | 11 | 1 | 2 | 0 | 100 |
| 9 | 1 | 5 | 3 | 68 | 14 | 3 | 5 | 1 | 100 |
| 12 | 1 | 5 | 2 | 58 | 22 | 3 | 8 | 2 | 100 |
| 15 | 0 | 4 | 2 | 44 | 32 | 3 | 8 | 6 | 100 |
| 18 | 0 | 5 | 1 | 35 | 38 | 4 | 10 | 6 | 100 |
| 21 | 0 | 5 | 1 | 29 | 42 | 5 | 11 | 7 | 100 |
| 24 | 0 | 5 | 1 | 23 | 45 | 6 | 10 | 8 | 100 |

Tabela 32 - Modelo conjunto com variáveis internacionais resultados da decomposição da variância dos erros da previsão (Continuação)

| Decomposição da variância dos erros de previsão da quantidade de moeda relativa Uruguai/Brasil (MI) : | | | | | | | | | |
|--|----|-----|------|-----|----|-----|------|------|-------|
| Mês | OP | AMR | FOOD | TDC | MI | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 17 | 0 | 9 | 0 | 74 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 19 | 0 | 7 | 0 | 70 | 0 | 3 | 1 | 100 |
| 9 | 17 | 0 | 5 | 1 | 65 | 1 | 8 | 3 | 100 |
| 12 | 15 | 0 | 4 | 1 | 63 | 1 | 10 | 6 | 100 |
| 15 | 14 | 1 | 5 | 1 | 59 | 1 | 14 | 6 | 100 |
| 18 | 12 | 2 | 5 | 1 | 55 | 1 | 18 | 6 | 100 |
| 21 | 12 | 2 | 4 | 2 | 52 | 1 | 21 | 6 | 100 |
| 24 | 11 | 3 | 4 | 2 | 51 | 1 | 22 | 6 | 100 |
| Decomposição da variância dos erros de previsão dos preços agrícolas relativos Uruguai/Brasil (IPA) : | | | | | | | | | |
| Mês | OP | AMR | FOOD | TDC | MI | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 7 | 1 | 0 | 0 | 1 | 91 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 5 | 0 | 5 | 0 | 1 | 88 | 1 | 0 | 100 |
| 9 | 4 | 0 | 8 | 0 | 1 | 85 | 1 | 0 | 100 |
| 12 | 4 | 0 | 13 | 0 | 1 | 80 | 1 | 0 | 100 |
| 15 | 6 | 1 | 16 | 1 | 1 | 74 | 1 | 0 | 100 |
| 18 | 7 | 5 | 14 | 1 | 1 | 67 | 4 | 1 | 100 |
| 21 | 6 | 10 | 13 | 3 | 1 | 59 | 6 | 2 | 100 |
| 24 | 6 | 15 | 11 | 5 | 1 | 53 | 7 | 2 | 100 |
| Decomposição da variância dos erros de previsão das vendas de produtos agrícolas do Brasil ao Uruguai (MUAB) : | | | | | | | | | |
| Mês | OP | AMR | FOOD | TDC | MI | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 1 | 1 | 8 | 0 | 1 | 0 | 89 | 0 | 100 |
| 6 | 1 | 2 | 7 | 2 | 3 | 2 | 82 | 1 | 100 |
| 9 | 1 | 3 | 8 | 2 | 4 | 3 | 78 | 2 | 100 |
| 12 | 1 | 3 | 8 | 2 | 9 | 3 | 71 | 5 | 100 |
| 15 | 2 | 2 | 8 | 2 | 11 | 2 | 63 | 11 | 100 |
| 18 | 2 | 2 | 7 | 1 | 19 | 2 | 56 | 11 | 100 |
| 21 | 2 | 2 | 6 | 1 | 25 | 2 | 52 | 11 | 100 |
| 24 | 2 | 1 | 5 | 1 | 27 | 2 | 47 | 14 | 100 |
| Decomposição da variância dos erros de previsão das vendas de produtos agrícolas do Uruguai ao Brasil (XUAB) : | | | | | | | | | |
| Mês | OP | AMR | FOOD | TDC | MI | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 0 | 2 | 1 | 24 | 8 | 0 | 0 | 64 | 100 |
| 6 | 3 | 3 | 3 | 20 | 22 | 0 | 1 | 49 | 100 |
| 9 | 4 | 5 | 3 | 17 | 23 | 0 | 1 | 46 | 100 |
| 12 | 4 | 5 | 5 | 17 | 23 | 0 | 2 | 44 | 100 |
| 15 | 3 | 5 | 5 | 17 | 21 | 0 | 4 | 45 | 100 |
| 18 | 3 | 4 | 7 | 16 | 21 | 1 | 3 | 44 | 100 |
| 21 | 4 | 5 | 7 | 16 | 21 | 1 | 4 | 42 | 100 |
| 24 | 3 | 6 | 7 | 16 | 21 | 1 | 4 | 42 | 100 |

Legendas:

| | |
|------|---|
| OP | Preço internacional do petróleo |
| AMR | Preço internacional das matérias-primas agrícolas. |
| FOOD | Preço internacional dos alimentos |
| TDC | Taxa de câmbio relativa Uruguai/Brasil |
| MI | Quantidade de moeda relativa Uruguai/Brasil |
| IPA | Preços agrícolas relativos Uruguai/Brasil |
| MUAB | Vendas de produtos agrícolas brasileiros ao Uruguai |
| XUAB | Vendas de produtos agrícolas uruguaios ao Brasil |

Tabela 33 - Modelo conjunto com variáveis internacionais elasticidades de impulso das variáveis domésticas.

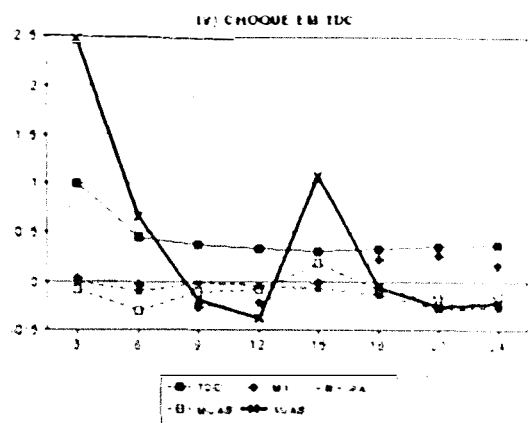
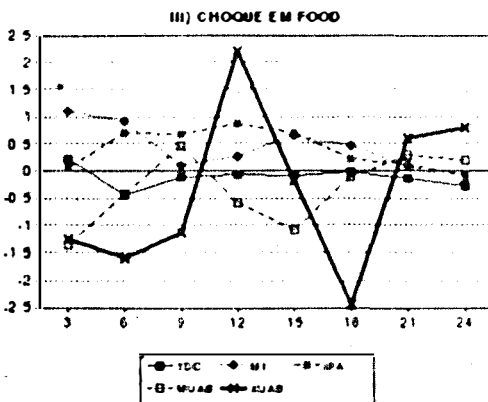
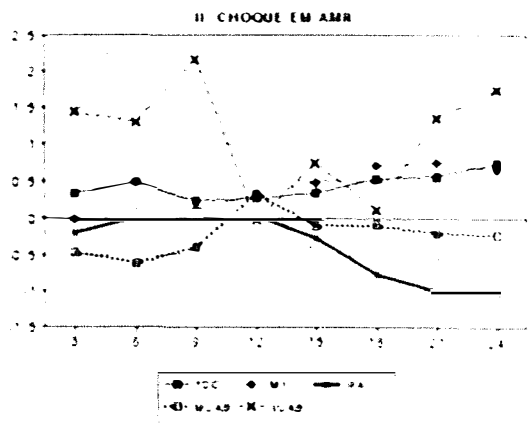
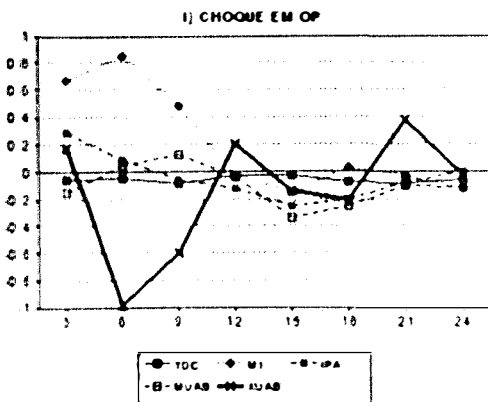
| Efeitos de um choque em OP sobre: | | | | | | Efeitos de um choque em AMR sobre | | | | |
|-------------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|-------------------------------------|--------|--------|--------|--------|
| Mês | TDC | MI | IPA | MUAB | XUAB | TDC | MI | IPA | MUAB | XUAB |
| 3 | -0,049 | 0,668 | 0,286 | -0,152 | 0,178 | 0,346 | 0,001 | -0,198 | -0,466 | 1,456 |
| 6 | -0,041 | 0,849 | 0,085 | 0,054 | -0,989 | 0,491 | 0,080 | 0,010 | -0,616 | 1,313 |
| 9 | -0,084 | 0,475 | -0,059 | 0,129 | -0,592 | 0,244 | 0,123 | 0,098 | -0,403 | 2,173 |
| 12 | -0,031 | -0,030 | -0,119 | -0,035 | 0,203 | 0,277 | 0,305 | 0,022 | 0,336 | -0,025 |
| 15 | -0,027 | -0,147 | -0,254 | -0,335 | -0,140 | 0,343 | 0,487 | -0,282 | -0,095 | 0,753 |
| 18 | -0,069 | 0,037 | -0,199 | -0,251 | -0,201 | 0,547 | 0,719 | -0,765 | -0,097 | 0,122 |
| 21 | -0,087 | -0,022 | -0,074 | -0,099 | 0,375 | 0,570 | 0,749 | -1,005 | -0,199 | 1,370 |
| 24 | -0,054 | -0,125 | 0,009 | -0,108 | -0,020 | 0,769 | 0,676 | -1,014 | -0,217 | 1,747 |
| Efeitos de um choque em FOOD sobre: | | | | | | Efeitos de um choque em TDC sobre | | | | |
| Mês | TDC | MI | IPA | MUAB | XUAB | TDC | MI | IPA | MUAB | XUAB |
| 3 | 0,230 | 1,112 | 0,082 | -1,345 | -1,238 | 1,000 | 0,031 | -0,007 | -0,086 | 2,480 |
| 6 | -0,428 | 0,914 | 0,712 | -0,421 | -1,596 | 0,450 | -0,027 | -0,100 | -0,307 | 0,661 |
| 9 | -0,099 | 0,111 | 0,669 | 0,458 | -1,141 | 0,368 | -0,273 | -0,016 | -0,118 | -0,189 |
| 12 | -0,055 | 0,265 | 0,872 | -0,577 | 2,202 | 0,325 | -0,223 | -0,050 | -0,088 | -0,381 |
| 15 | -0,085 | 0,660 | 0,713 | -1,081 | -0,173 | 0,296 | -0,008 | -0,076 | 0,187 | 1,069 |
| 18 | -0,018 | 0,458 | 0,220 | -0,113 | -2,447 | 0,329 | 0,217 | -0,141 | -0,084 | -0,062 |
| 21 | -0,125 | 0,100 | 0,128 | 0,299 | 0,599 | 0,347 | 0,261 | -0,294 | -0,171 | -0,260 |
| 24 | -0,292 | -0,238 | -0,090 | 0,204 | 0,798 | 0,364 | 0,161 | -0,277 | -0,160 | -0,228 |
| Efeitos de um choque em MI sobre: | | | | | | Efeitos de um choque em IPA sobre | | | | |
| Mês | TDC | MI | IPA | MUAB | XUAB | TDC | MI | IPA | MUAB | XUAB |
| 3 | 0,207 | 1,000 | 0,082 | 0,159 | -1,004 | 0,000 | 0,000 | 1,000 | 0,057 | -0,023 |
| 6 | 0,187 | 1,080 | 0,014 | -0,256 | -1,555 | 0,116 | 0,163 | 0,806 | -0,272 | -0,205 |
| 9 | 0,235 | 0,732 | -0,021 | -0,152 | -0,885 | 0,209 | -0,151 | 0,507 | -0,253 | -0,334 |
| 12 | 0,349 | 0,596 | 0,025 | -0,418 | -0,400 | -0,120 | -0,164 | 0,246 | -0,141 | 0,001 |
| 15 | 0,512 | 0,371 | -0,050 | -0,461 | 0,257 | -0,108 | -0,145 | 0,033 | 0,143 | -0,039 |
| 18 | 0,556 | 0,207 | -0,051 | -0,729 | -0,463 | -0,304 | -0,021 | -0,000 | 0,111 | 0,274 |
| 21 | 0,623 | 0,079 | -0,053 | -0,691 | -0,527 | -0,329 | 0,034 | -0,073 | 0,205 | 0,017 |
| 24 | 0,696 | -0,188 | -0,032 | -0,652 | 0,099 | -0,413 | -0,001 | -0,151 | 0,210 | 0,146 |
| Efeitos de um choque em MUAB sobre: | | | | | | Efeitos de um choque em XUAB sobre: | | | | |
| Mês | TDC | MI | IPA | MUAB | XUAB | TDC | MI | IPA | MUAB | XUAB |
| 3 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 1,000 | 0,162 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 1,000 |
| 6 | -0,086 | 0,202 | 0,059 | 0,236 | -0,220 | -0,018 | -0,051 | 0,015 | 0,046 | 0,051 |
| 9 | -0,128 | 0,332 | -0,033 | 0,080 | 0,052 | -0,021 | -0,118 | -0,015 | 0,076 | -0,293 |
| 12 | -0,148 | 0,289 | -0,012 | 0,218 | -0,288 | -0,042 | -0,139 | -0,010 | 0,115 | 0,139 |
| 15 | -0,136 | 0,351 | 0,073 | 0,513 | 0,458 | -0,105 | -0,077 | 0,001 | 0,208 | 0,444 |
| 18 | -0,189 | 0,402 | 0,150 | 0,299 | 0,087 | -0,069 | 0,032 | -0,025 | 0,108 | 0,094 |
| 21 | -0,220 | 0,327 | 0,146 | 0,263 | -0,227 | -0,094 | 0,089 | -0,054 | 0,094 | -0,046 |
| 24 | -0,207 | 0,213 | 0,114 | 0,301 | -0,180 | -0,117 | 0,045 | -0,035 | 0,205 | 0,052 |

Legendas:

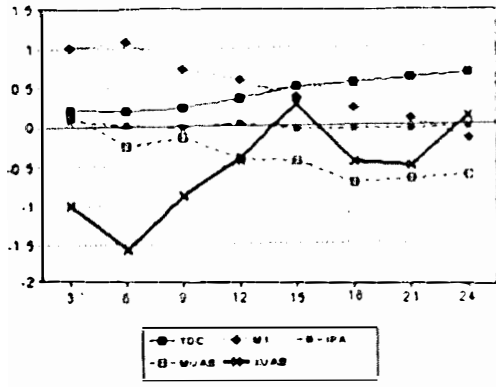
| | |
|------|---|
| OP | Preço internacional do petróleo |
| AMR | Preço internacional das matérias-primas agrícolas. |
| FOOD | Preço internacional dos alimentos |
| TDC | Taxa de câmbio relativa Uruguai/Brasil |
| MI | Quantidade de moeda relativa Uruguai/Brasil |
| IPA | Preços agrícolas relativos Uruguai/Brasil |
| MUAB | Vendas de produtos agrícolas brasileiros ao Uruguai |
| XUAB | Vendas de produtos agrícolas uruguaios ao Brasil |

Gráfico 14 - Modelo conjunto com variáveis internacionais elasticidades de impulso

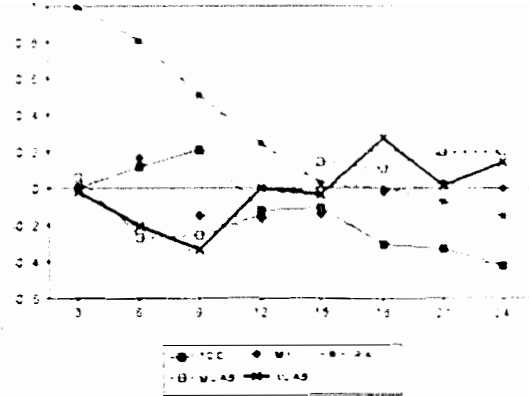
(Continua)



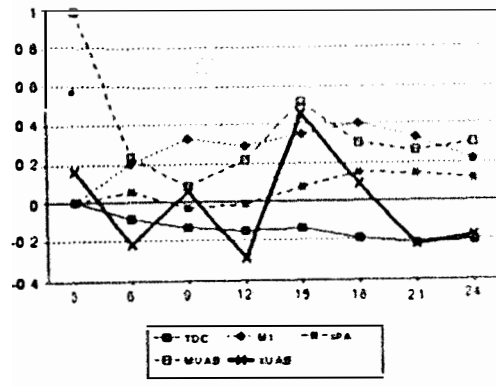
V) CHOQUE EM M1



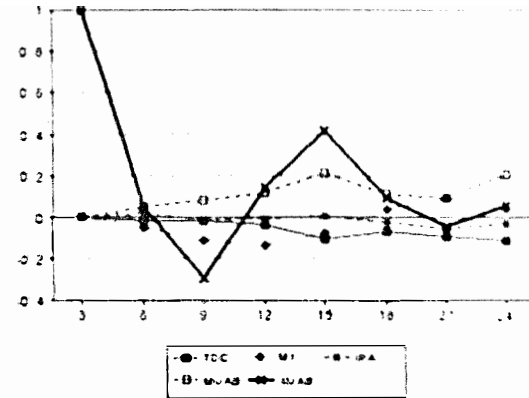
VI) CHOQUE EM IPA



VII) CHOQUE EM MUAS



VIII) CHOQUE EM LUAS



menor medida, também são importantes as exportações agrícolas brasileiras ao Uruguai (MUAB) (Tabela 32). Uma desvalorização relativa no Uruguai tende a manter-se ao longo de 24 meses, deprime sistemática e crescentemente os preços agrícolas uruguaios e, quase permanentemente, as importações agrícolas provenientes desde o Brasil. O efeito sobre a moeda é variável ao longo do tempo. As exportações agrícolas uruguaias ao Brasil sofrem um impacto positivo muito elevado no primeiro trimestre (a maior elasticidade em termos absolutos de todo o conjunto de resultados do modelo) que continua mais moderadamente no segundo trimestre e depois têm uma tendência a inverter-se (Tabela 33 e Gráfico 14 IV). No caso da **quantidade de moeda relativa Uruguai/Brasil (M1)**, o preço internacional do petróleo, como já foi dito, e as MUAB conseguem explicar entre um mínimo de 20% e um máximo de algo mais de um 30% da sua variância dos erros de previsão. (Tabela 32) Como **tendência geral**, aumentos de M1 tendem a apreciar relativamente a moeda uruguia, deteriorar relativamente ao Brasil os preços agrícolas uruguaios e, conseqüentemente, diminuir as duas variáveis do comércio. (Tabela 33 e Gráfico 14 V)

Os erros de previsão dos preços agrícolas relativos Uruguai/Brasil (IPA) além da própria e relevante influência da variável em questão, são atribuídos (entre um 15% e um 25% de sua variância) aos efeitos dos preços internacionais dos alimentos e das matérias-primas agrícolas no nível internacional. Mas, é muito sugestivo que as duas variáveis de comércio bilateral, juntas, só conseguem explicar menos de 10% desta variância ao cabo de 24 meses. (Tabela 32)

Os efeitos de um choque em IPA são cíclicos em todas as variáveis analisadas e de moderada importância absoluta à luz das elasticidades de impulso estimadas (Tabela 33 e Gráfico 14 VI). No primeiro ano, aumentos de IPA reduzem XUAB mas também (excetuando o primeiro trimestre) MUAB. Efeitos contrários produzem-se no segundo ano. Durante os primeiros nove meses o aumento de IPA aprecia a moeda uruguia, depois e até o final do período produz o resultado contrário.

No que se refere às **exportações agrícolas brasileiras ao Uruguai (MUAB)** é muito sugestivo que nem a taxa de câmbio relativa (TDC) nem os preços agrícolas relativos (IPA) tenham um papel destacado na explicação da decomposição de sua variância. Pelo contrário, têm certo destaque a quantidade de moeda relativa (M1) e, em menor grau, as exportações agrícolas uruguaias ao Brasil (XUAB). (Tabela 32). Um aumento das MUAB deprecia sistematicamente a taxa de câmbio uruguia; expande permanentemente a moeda uruguia; tende a manter-se com moderada intensidade ao longo dos 24 meses;

predominantemente melhora os preços agrícolas uruguaios e têm um efeito cíclico sobre as XUAB (Tabela 33 e Gráfico 14 VII).

No caso das exportações agrícolas uruguaias ao Brasil (XUAB) evidencia-se certa importância da quantidade de moeda relativa (M1) e da taxa de câmbio relativa Uruguai/Brasil (TDC) na decomposição da variância de seus erros de previsão. Porém, os preços agrícolas relativos (IPA) são irrelevantes neste caso. Os dois preços agrícolas internacionais conseguem explicar, juntos, quase 10% da variância total ao cabo de um ano. As elasticidades de impulso frente a um choque em XUAB (Tabela 33 e Gráfico 14 VIII) evidenciam que um alta em XUAB tende a manter-se ao longo de 24 meses, impacta positivamente as MUAB; deprecia quase permanentemente -de forma moderada- a moeda uruguia; tende a reduzir os preços agrícolas relativos e produz um comportamento de contração e expansão da quantidade de moeda relativa.

V.4.1.3 Análise dos resultados

O modelo conjunto com variáveis internacionais tentou estabelecer a importância relativa dos fatores internacionais "vis a vis" os domésticos dos dois países na determinação dos preços agrícolas relativos entre os dois países e dos fluxos de comércio.

Os resultados obtidos são claros no sentido de mostrar a escassa importância dos fatores externos conjuntamente considerados (preço internacional do petróleo, preço internacional das matérias-primas agrícolas e preço internacional dos alimentos) sobre as variáveis de interesse, em particular as duas de comércio (MUAB e XUAB).

Já na consideração individual das variáveis integrantes deste bloco só o preço internacional dos alimentos (FOOD) tem alguma importância. Seu efeito mais notório no caso de sofrer um choque de alta é o de reduzir as duas variáveis de comércio. Isto é consistente com o fato de que os dois países, ante uma alta do preço internacional dos alimentos, preferam colocar este tipo de exportações em terceiros mercados. Porém, FOOD tem adicionalmente um efeito importante, em termos relativos, que é sobre os preços agrícolas relativos. Um aumento de FOOD faz aumentar permanentemente os preços agrícolas uruguaios relativamente aos brasileiros e, paralelamente, faz reagir o câmbio relativo contra o Uruguai. Nestas características seguramente encontra-se parte da explicação ao fato de que um aumento de FOOD afete negativamente as exportações agrícolas uruguaias ao Brasil.

O efeito de um alta no preço internacional das matérias-primas agrícolas e diferente nas duas variáveis de comércio, pois aumenta as vendas uruguaias ao Brasil e diminui, porém com menor intensidade, as vendas brasileiras ao Uruguai. Estes efeitos poderiam associar-se com a melhora da competitividade da agricultura uruguiaia, que tem o choque positivo de AMR através dos seus impactos sobre a taxa de câmbio relativa e os preços agrícolas

Destacam-se agora os efeitos da moeda e da taxa de câmbio. A quantidade de moeda relativa é relevante tanto na explicação das MUAB quanto das XUAB. A taxa de câmbio somente no caso das XUAB. Esta diferença na importância destas duas variáveis seguramente pode ser atribuída ao tipo de produtos agrícolas que o Uruguai compra no Brasil, pois quase em sua totalidade não tem concorrência de produção doméstica. Por este fato é razoável supor que o câmbio não tem porque afetar diferencialmente as importações vindas do Brasil.

O efeito do câmbio sobre as XUAB é direto e muito intenso, como esperado, mas somente durante os primeiros seis meses. Depois tem um comportamento quase cíclico na medida em que o conjunto das outras variáveis começa a interagir.

Por sua vez, o efeito da quantidade de moeda relativa, relevante em termos da decomposição da variância dos erros de previsão, é claro no sentido de que um aumento relativo da quantidade de moeda uruguiaia faz diminuir as duas variáveis de comércio e mais intensamente as vendas uruguaias. As razões para este comportamento não aparecem claramente no conjunto de variáveis do modelo, pois a alta de M1 relativa melhora o câmbio em favor do Uruguai (o que não deveria afetar muito as compras uruguaias no Brasil pelas razões antes mencionadas, mas sim deveria aumentar as compras do Brasil no Uruguai) e tem só um efeito muito ligeiro favorável ao Brasil nos preços agrícolas (que, por sua vez, não tem influência no comércio). Talvez uma melhor compreensão deste fenômeno possa ser obtida na análise dos resultados do outro modelo conjunto.

V.4.2 Modelos conjuntos sem variáveis internacionais

Caracterizada a influência das variáveis internacionais sobre o comércio bilateral de produtos agrícolas através dos resultados apresentados em V.3.1, os modelos conjuntos sem variáveis internacionais, cujos resultados são apresentados nesta seção, tentam

explorar mais os efeitos das questões domésticas nos preços agrícolas relativos e no comércio agrícola entre os dois países.

Os resultados que se apresentam para o caso dos modelos conjuntos sem variáveis internacionais referem-se às estimações obtidas de um modelo desenvolvido segundo as características apresentadas na Tabela 14

V.4.2.1 Estimativas dos coeficientes de interação contemporânea

Tal como aconteceu nos dois tipos de modelos até agora analisados, as estimativas dos coeficientes de interação contemporânea obtidas no caso do modelo conjunto sem variáveis internacionais tiveram, em geral, os sinais esperados. Destacam-se em particular os sinais dos efeitos do produto brasileiro (PB) sobre o produto uruguaio (PU), dos preços agrícolas relativos Uruguai/Brasil (IPA) e da taxa de câmbio relativa Uruguai/Brasil (TDC) sobre as duas variáveis de comércio agrícola (MUAB e XUAB). É destacável o alto valor absoluto dos efeitos de PU sobre as variáveis de comércio. Porém, são minoria as estimativas dos coeficientes com boa significância estatística. Estas praticamente reduzem-se aos casos da influência de PU sobre XUAB e MUAB e das variáveis TDC, MI e MUAB sobre XUAB. Esta situação tem outra face que é reduzir a importância da discussão sobre os sinais de outras relações contemporâneas. (Tabela 34).

V.4.2.2 Elasticidades de impulso e decomposição da variância dos erros de previsão

Tal como era previsível, as duas variáveis de produto (PB e PU) comportam-se como exógenas dentro do sistema. A decomposição da variância dos seus erros de previsão é fundamentalmente explicada por elas mesmas (Tabela 35).

Porém, a diferença do que acontecia com as variáveis internacionais nos modelos anteriores em que, apesar de elas aparecerem como as exógenas, não tinham um grau importante de influência nas variáveis domésticas, neste caso PU e PB têm um importante papel na decomposição da variância dos erros de previsão de muitas das variáveis domésticas e em alguns casos com muita intensidade (Tabela 35)

Tabela 34 - Modelo conjunto sem variáveis internacionais: estimativas dos coeficientes da matriz A_0 .

| | PB | PU | TDC | IPI | MI | IPA | MUAB | XUAB |
|------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|------|
| PB | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| PU | 0,120 (0.144) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| TDC | -0,066 (0.340) | -0,016 (0.285) | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| IPI | -0,095 (5.461) | 0,033 (0.075) | 0,030 (0.756) | 1 | 0 | -0,128 (8.004) | 0 | 0 |
| MI | -1,157 (2.423) | -0,583 (0.590) | 0,349 (0.578) | -1,731 (13.045) | 1 | 0 | 0 | 0 |
| IPA | 0,453 (7.465) | 0,087 (0.845) | -0,046 (1.790) | -1,516 (37.913) | 0,056 (0.669) | 1 | 0 | 0 |
| MUAB | 0 | 2,934 (0.499) | -0,014 (0.216) | 0,080 (1.007) | -0,195 (0.142) | 0,243 (0.375) | 1 | 0 |
| XUAB | 0,474 (1.556) | 7,846 (1.460) | 0,837 (0.513) | -2,287 (2.396) | -0,690 (0.354) | -0,084 (0.911) | -0,713 (0.296) | 1 |

Nota: Valores em parênteses são estimativas do desvio padrão, os sinais de coeficientes fora da diagonal principal foram trocados.

| | | |
|-----------|------|---|
| Legendas: | PB | PIB brasileiro |
| | PU | PIB uruguaio |
| | TDC | Taxa de câmbio relativa Uruguai/Brasil |
| | IPI | Preços industriais relativos Uruguai/Brasil |
| | MI | Quantidade de moeda relativa Uruguai/Brasil |
| | IPA | Preços agrícolas relativos Uruguai/Brasil |
| | MUAB | Vendas de produtos agrícolas brasileiros ao Uruguai |
| | XUAB | Vendas de produtos agrícolas uruguaio ao Brasil |

PB e PU não são muito importantes para explicar a taxa de câmbio relativa (TDC) nem a quantidade de moeda relativa (MI). São moderadamente importantes nos preços industriais relativos Uruguai/Brasil (IPI). São significativos nas três variáveis relevantes: preços agrícolas relativos (IPA) (que é influenciado por PB e, de maneira decisiva, de PU); vendas agrícolas brasileiras ao Uruguai (MUAB) (quase exclusivamente influenciada por PU); e nas vendas agrícolas uruguaio ao Brasil (XUAB) (fundamental, mas não exclusivamente, influenciada por PU). (Tabela 35)

As elasticidades de impulso frente a choques em PB (Tabela 36 e Gráfico 15 I e II) mostram que este tipo de choque tende a manter-se com um padrão de estabilidade, transmite-se com intensidade crescente e igual sentido que o choque original ao produto uruguaio; faz alterar em sentido inverso ao choque a quantidade de moeda relativa; têm um

fortíssimo e direto impacto nas XUAB. Preços e câmbio reagem em forma cíclica: enquanto no primeiro ano após o choque preços agrícolas e câmbio uruguaio vão na direção do mesmo, reagem em sentido contrário no segundo ano; o comportamento dos preços industriais é exatamente o contrário.

Aumentos em PU tendem a manter-se com importantes auto-elasticidades durante os 24 meses; depreciam permanente e intensamente a moeda local, melhoram notavelmente os preços agrícolas relativos (elasticidade superior à unidade); impactam positivamente e de maneira muito forte as importações agrícolas vindas do Brasil assim como as XUAB (a elasticidade no primeiro trimestre é 6 a mais alta dos resultados deste modelo). Após um semestre de reduzir a quantidade de moeda relativa, expande muito a mesma. Os preços industriais relativos têm o comportamento exatamente inverso ao da moeda. (Tabela 36, Gráfico 15 III e IV)

A decomposição da variância dos erros de previsão da **taxa de câmbio real relativa Uruguai/Brasil (TDC)** mostra a relevância da própria variável em primeiro lugar e depois, em ordem de importância, das XUAB e de M1. (Tabela 35). As elasticidades de impulso frente a choques em TDC mostram que, se acontecer um acréscimo desta variável, o mesmo tende a manter-se em proporção importante ao longo dos 24 meses; melhora ligeira e crescentemente os preços industriais uruguaio; diminui de maneira significativa as importações agrícolas vindas do Brasil de maneira permanente. Só favorece um trimestre as exportações agrícolas uruguaias ao Brasil (XUAB), tendo depois um efeito de contração. Tende a melhorar os preços agrícolas brasileiros e afeta negativamente tanto PU quanto PB. (Tabela 36 e Gráfico 15 V e VI)

Os **preços relativos industriais Uruguai/Brasil (IPI)**, além da influência já assinalada dos respectivos produtos ou rendas nacionais (PB e PU), recebem um importante impacto, ainda que decrescente nos últimos 6 meses analisados, de parte dos preços relativos agrícolas (IPA). Também, a partir do mês 15 de parte da taxa de câmbio relativa. (Tabela 35). Aumentos dos preços relativos industriais (IPI) durante o primeiro ano teriam um impacto positivo sobre PU e PB, revertendo a situação no segundo ano. Depreciam mais que proporcionalmente a moeda uruguaia e tenderiam a manter-se com um padrão cíclico. Seus efeitos sobre moeda e preços agrícolas seriam muito semelhantes (um ciclo de redução-expansão-redução). O efeito sobre as MUAB seria predominantemente positivo assim como sobre as XUAB (Tabela 36 e Gráfico 15 VII e VIII).

A decomposição da variância dos erros de previsão da **quantidade de moeda relativa Uruguai/Brasil (M1)** evidencia que é a variável que menor influência recebe das demais variáveis do sistema. Assim, ainda que transcorridos 24 meses desde o choque, 55% desta variância se explica pela própria variável. Todas as demais variáveis do modelo têm um nível semelhante, e escasso, de influência em M1, manifestando-se no último semestre estudado um efeito mais significativo de PU (Tabela 35). Acréscimos na quantidade de moeda relativa mantêm-se a taxas decrescentes até um ano e meio depois do choque; nos últimos seis meses analisados a situação se inverte. Depreciam mais que proporcionalmente a moeda uruguaia; afetam negativamente de maneira permanente o comércio e em particular as MUAB. Afetam negativamente ambos produtos de maneira permanente. Reduzem relativamente os preços industriais uruguaios de maneira muito leve durante um ano e têm o comportamento exatamente oposto no segundo ano. Durante um semestre melhoram relativamente os preços agrícolas uruguaios frente aos brasileiros para depois, ao longo dos 18 meses restantes, deprimi-los de maneira moderada. (Tabela 36 e Gráfico 15 XI e XII)

Por sua vez, os **preços agrícolas relativos Uruguai/Brasil (IPA)** ocupam a posição extrema contrária à de M1: já no mês nove mais da metade da variância dos seus erros de previsão é explicada pelo conjunto das outras sete variáveis e ao cabo dos 24 meses após o choque esta percentagem é quase 90%. Neste processo XUAB, M1, MUAB, TDC têm um papel menos destacado (mas não irrelevante nos últimos três casos). O destaque é para a alta influência no início dos IPI, logo de PB e por último estes dois sendo substituídos pelo grande efeito de PU. (Tabela 35). As elasticidades de impulso de PU e PB frente a choques em IPA são quase desprezíveis. Aumentos de IPA tenderiam a aumentar a taxa de câmbio relativa, ligeiramente, no primeiro ano para depois diminuir mais intensamente. Moeda relativa e preços industriais relativos têm uma resposta semelhante em sinal (negativo), porém, a queda é muito mais intensa no caso da moeda. Predominantemente aumentos de IPA relativos Uruguai/Brasil tendem a aumentar as MUAB e, como tendência, também as XUAB.

Tabela 35 - Modelo conjunto sem variáveis internacionais: resultados da decomposição da variância dos erros da previsão. (Continua)

| Decomposição da variância dos erros de previsão do PIB brasileiro (PB) : | | | | | | | | | |
|--|-----|----|-----|-----|----|-----|------|------|-------|
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | MI | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 100 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 80 | 1 | 0 | 15 | 0 | 0 | 4 | 0 | 100 |
| 9 | 69 | 3 | 2 | 21 | 0 | 0 | 5 | 0 | 100 |
| 12 | 59 | 5 | 8 | 20 | 1 | 0 | 4 | 2 | 100 |
| 15 | 50 | 7 | 13 | 17 | 4 | 1 | 6 | 3 | 100 |
| 18 | 45 | 6 | 15 | 15 | 5 | 1 | 7 | 6 | 100 |
| 21 | 41 | 8 | 18 | 12 | 5 | 1 | 7 | 8 | 100 |
| 24 | 34 | 12 | 19 | 10 | 5 | 1 | 6 | 14 | 100 |

| Decomposição da variância dos erros de previsão do PIB uruguaio (PU) : | | | | | | | | | |
|--|----|----|-----|-----|----|-----|------|------|-------|
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | MI | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 1 | 99 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 5 | 83 | 0 | 2 | 5 | 0 | 3 | 3 | 100 |
| 9 | 10 | 73 | 0 | 3 | 9 | 0 | 2 | 3 | 100 |
| 12 | 10 | 66 | 3 | 3 | 12 | 0 | 3 | 4 | 100 |
| 15 | 5 | 73 | 3 | 1 | 10 | 0 | 3 | 4 | 100 |
| 18 | 5 | 64 | 3 | 1 | 14 | 0 | 4 | 9 | 100 |
| 21 | 7 | 58 | 3 | 1 | 17 | 0 | 4 | 9 | 100 |
| 24 | 7 | 53 | 5 | 1 | 18 | 1 | 3 | 11 | 100 |

| Decomposição da variância dos erros de previsão da taxa de câmbio relativa Uruguaí/Brasil (TDC) : | | | | | | | | | |
|---|----|----|-----|-----|----|-----|------|------|-------|
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | MI | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 0 | 0 | 100 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 1 | 3 | 88 | 4 | 1 | 1 | 0 | 3 | 100 |
| 9 | 7 | 4 | 73 | 3 | 2 | 1 | 1 | 8 | 100 |
| 12 | 7 | 5 | 65 | 5 | 6 | 0 | 1 | 10 | 100 |
| 15 | 5 | 5 | 54 | 7 | 8 | 1 | 1 | 19 | 100 |
| 18 | 4 | 5 | 49 | 7 | 11 | 1 | 1 | 22 | 100 |
| 21 | 3 | 6 | 45 | 6 | 12 | 2 | 1 | 25 | 100 |
| 24 | 3 | 7 | 43 | 5 | 12 | 3 | 1 | 27 | 100 |

| Decomposição da variância dos erros de previsão dos preços industriais relativos Uruguaí/Brasil (IPI) : | | | | | | | | | |
|---|----|----|-----|-----|----|-----|------|------|-------|
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | MI | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 3 | 0 | 1 | 88 | 0 | 7 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 13 | 0 | 1 | 65 | 1 | 18 | 1 | 2 | 100 |
| 9 | 15 | 0 | 1 | 60 | 1 | 18 | 2 | 2 | 100 |
| 12 | 13 | 3 | 5 | 50 | 1 | 16 | 10 | 3 | 100 |
| 15 | 10 | 9 | 18 | 38 | 1 | 13 | 9 | 3 | 100 |
| 18 | 10 | 14 | 25 | 30 | 1 | 10 | 7 | 4 | 100 |
| 21 | 9 | 15 | 29 | 26 | 2 | 7 | 6 | 6 | 100 |
| 24 | 8 | 20 | 28 | 22 | 3 | 6 | 5 | 8 | 100 |

Tabela 35 - Modelo conjunto sem variáveis internacionais: resultados da decomposição da variância dos erros da previsão. (Continuação)

| Decomposição da variância dos erros de previsão da quantidade de moeda relativa Uruguai/Brasil (M1) : | | | | | | | | | |
|---|----|----|-----|-----|----|-----|------|------|-------|
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | M1 | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 4 | 3 | 3 | 12 | 77 | 1 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 2 | 2 | 3 | 6 | 86 | 1 | 0 | 0 | 100 |
| 9 | 2 | 1 | 3 | 6 | 84 | 4 | 1 | 0 | 100 |
| 12 | 3 | 1 | 3 | 5 | 79 | 5 | 4 | 0 | 100 |
| 15 | 6 | 2 | 5 | 5 | 72 | 5 | 6 | 0 | 100 |
| 18 | 7 | 6 | 6 | 4 | 65 | 5 | 7 | 1 | 100 |
| 21 | 6 | 12 | 6 | 4 | 58 | 4 | 8 | 2 | 100 |
| 24 | 6 | 15 | 5 | 4 | 55 | 4 | 8 | 4 | 100 |

| Decomposição da variância dos erros de previsão dos preços agrícolas relativos Uruguai/Brasil (IPA) : | | | | | | | | | |
|---|----|----|-----|-----|----|-----|------|------|-------|
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | M1 | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 7 | 0 | 1 | 33 | 1 | 58 | 0 | 0 | 100 |
| 6 | 21 | 1 | 1 | 22 | 1 | 53 | 1 | 0 | 100 |
| 9 | 22 | 5 | 1 | 19 | 2 | 47 | 3 | 2 | 100 |
| 12 | 16 | 16 | 3 | 15 | 3 | 35 | 10 | 1 | 100 |
| 15 | 12 | 28 | 9 | 11 | 6 | 25 | 9 | 1 | 100 |
| 18 | 10 | 37 | 10 | 8 | 8 | 18 | 7 | 2 | 100 |
| 21 | 9 | 40 | 11 | 8 | 9 | 14 | 6 | 3 | 100 |
| 24 | 7 | 45 | 10 | 7 | 10 | 11 | 5 | 5 | 100 |

| Decomposição da variância dos erros de previsão das vendas de produtos agrícolas brasileiros ao Uruguai (MUAB) : | | | | | | | | | |
|--|----|----|-----|-----|----|-----|------|------|-------|
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | M1 | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 1 | 35 | 0 | 1 | 1 | 0 | 61 | 0 | 100 |
| 6 | 1 | 33 | 1 | 5 | 1 | 1 | 53 | 5 | 100 |
| 9 | 1 | 33 | 2 | 7 | 1 | 1 | 49 | 6 | 100 |
| 12 | 1 | 33 | 5 | 6 | 6 | 2 | 38 | 9 | 100 |
| 15 | 1 | 38 | 5 | 4 | 13 | 2 | 27 | 11 | 100 |
| 18 | 4 | 35 | 4 | 4 | 16 | 3 | 22 | 12 | 100 |
| 21 | 5 | 35 | 4 | 3 | 17 | 3 | 19 | 13 | 100 |
| 24 | 6 | 37 | 5 | 3 | 17 | 3 | 16 | 14 | 100 |

| Decomposição da variância dos erros de previsão das vendas de produtos agrícolas uruguaios ao Brasil (XUAB) : | | | | | | | | | |
|---|----|----|-----|-----|----|-----|------|------|-------|
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | M1 | IPA | MUAB | XUAB | TOTAL |
| 3 | 2 | 25 | 1 | 1 | 2 | 0 | 6 | 63 | 100 |
| 6 | 5 | 20 | 1 | 3 | 11 | 0 | 5 | 54 | 100 |
| 9 | 10 | 18 | 2 | 5 | 12 | 0 | 6 | 48 | 100 |
| 12 | 10 | 17 | 2 | 6 | 12 | 1 | 6 | 46 | 100 |
| 15 | 9 | 21 | 2 | 5 | 10 | 2 | 8 | 43 | 100 |
| 18 | 10 | 20 | 2 | 5 | 10 | 1 | 8 | 43 | 100 |
| 21 | 13 | 19 | 3 | 5 | 10 | 2 | 8 | 41 | 100 |
| 24 | 13 | 20 | 4 | 5 | 9 | 2 | 7 | 40 | 100 |

Legendas:

| | |
|------|---|
| PB | PIB brasileiro |
| PU | PIB uruguaio |
| TDC | Taxa de câmbio relativa Uruguai/Brasil |
| IPI | Preços industriais relativos Uruguai/Brasil |
| M1 | Quantidade de moeda relativa Uruguai/Brasil |
| IPA | Preços agrícolas relativos Uruguai/Brasil |
| MUAB | Vendas de produtos agrícolas brasileiros ao Uruguai |
| XUAB | Vendas de produtos agrícolas uruguaios ao Brasil |

Tabela 36 - Modelo conjunto sem variáveis internacionais: elasticidades de impulso das variáveis domésticas. (Continua)

| Efeitos de um choque em PB sobre: | | | | | | | | |
|-----------------------------------|------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | M1 | IPA | MUAB | XUAB |
| 3 | 1,00 | 0,12 | -0,07 | -0,18 | -0,94 | 0,69 | 0,56 | 1,97 |
| 6 | 0,52 | 0,28 | 0,24 | -0,41 | -0,50 | 1,34 | -0,03 | 3,11 |
| 9 | 0,19 | 0,39 | 1,05 | -0,25 | -0,17 | 0,76 | 0,42 | 3,88 |
| 12 | 0,24 | 0,20 | 0,68 | -0,10 | -0,81 | 0,54 | -0,26 | 1,51 |
| 15 | 0,35 | 0,06 | -0,22 | 0,13 | -1,58 | -0,37 | 0,74 | -0,20 |
| 18 | 0,35 | 0,31 | -0,11 | 0,26 | -1,25 | -0,69 | 1,84 | 2,47 |
| 21 | 0,34 | 0,56 | -0,32 | 0,30 | -0,28 | -0,56 | 1,55 | 3,86 |
| 24 | 0,31 | 0,44 | -0,47 | 0,31 | 0,46 | -0,53 | 1,70 | 0,66 |

| Efeitos de um choque em TDC sobre: | | | | | | | | |
|------------------------------------|-------|-------|------|------|-------|-------|-------|-------|
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | M1 | IPA | MUAB | XUAB |
| 3 | 0,00 | 0,00 | 1,00 | 0,04 | 0,28 | -0,09 | -0,06 | 0,60 |
| 6 | -0,00 | 0,01 | 0,46 | 0,01 | 0,33 | 0,10 | -0,24 | -0,07 |
| 9 | -0,07 | 0,00 | 0,65 | 0,04 | 0,17 | 0,00 | -0,21 | -0,47 |
| 12 | -0,13 | -0,10 | 0,62 | 0,10 | -0,14 | -0,24 | -0,56 | -0,46 |
| 15 | -0,16 | -0,10 | 0,63 | 0,23 | -0,48 | -0,48 | -0,39 | 0,38 |
| 18 | -0,15 | -0,10 | 0,56 | 0,23 | -0,44 | -0,43 | -0,29 | -0,25 |
| 21 | -0,17 | -0,11 | 0,56 | 0,24 | -0,24 | -0,41 | -0,35 | -0,53 |
| 24 | -0,19 | -0,20 | 0,62 | 0,24 | -0,22 | -0,41 | -0,53 | -0,93 |

| Efeitos de um choque em M1 sobre: | | | | | | | | |
|-----------------------------------|-------|-------|------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | M1 | IPA | MUAB | XUAB |
| 3 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | -0,01 | 1,00 | 0,07 | -0,19 | -0,54 |
| 6 | -0,02 | -0,08 | 0,07 | -0,03 | 1,25 | 0,04 | -0,03 | -1,16 |
| 9 | 0,01 | -0,09 | 0,15 | -0,01 | 0,86 | -0,08 | -0,01 | -0,76 |
| 12 | -0,03 | -0,09 | 0,27 | -0,02 | 0,41 | -0,14 | -0,46 | 0,19 |
| 15 | -0,07 | -0,13 | 0,29 | 0,02 | 0,23 | -0,25 | -0,71 | 0,21 |
| 18 | -0,06 | -0,18 | 0,33 | 0,04 | 0,06 | -0,28 | -0,68 | -0,09 |
| 21 | -0,05 | -0,20 | 0,29 | 0,05 | -0,17 | -0,30 | -0,51 | -0,18 |
| 24 | -0,07 | -0,19 | 0,32 | 0,07 | -0,42 | -0,34 | -0,57 | -0,12 |

| Efeitos de um choque em MUAB sobre : | | | | | | | | |
|--------------------------------------|------|------|-------|-------|------|-------|------|-------|
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | M1 | IPA | MUAB | XUAB |
| 3 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 1,00 | -0,71 |
| 6 | 0,05 | 0,05 | -0,03 | 0,02 | 0,05 | -0,07 | 0,25 | 0,24 |
| 9 | 0,03 | 0,02 | -0,10 | 0,03 | 0,13 | -0,11 | 0,03 | 0,45 |
| 12 | 0,01 | 0,03 | -0,06 | 0,09 | 0,30 | -0,26 | 0,07 | -0,25 |
| 15 | 0,06 | 0,07 | -0,00 | 0,05 | 0,28 | -0,14 | 0,25 | 0,62 |
| 18 | 0,06 | 0,08 | -0,08 | 0,01 | 0,30 | -0,03 | 0,19 | 0,29 |
| 21 | 0,03 | 0,05 | -0,03 | -0,03 | 0,21 | 0,10 | 0,09 | 0,12 |
| 24 | 0,03 | 0,04 | 0,03 | -0,03 | 0,19 | 0,15 | 0,07 | 0,03 |

Tabela 36 - Modelo conjunto sem variáveis internacionais: elasticidades de impulso das variáveis domésticas. (Continuação)

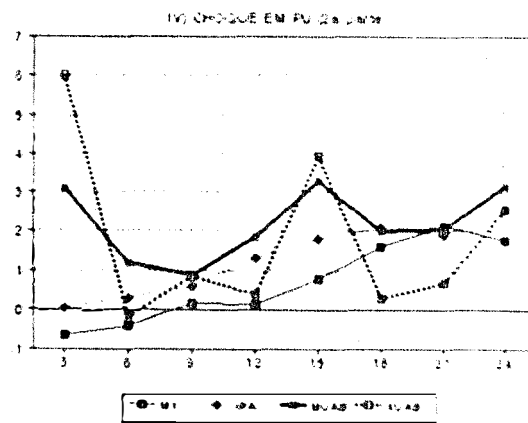
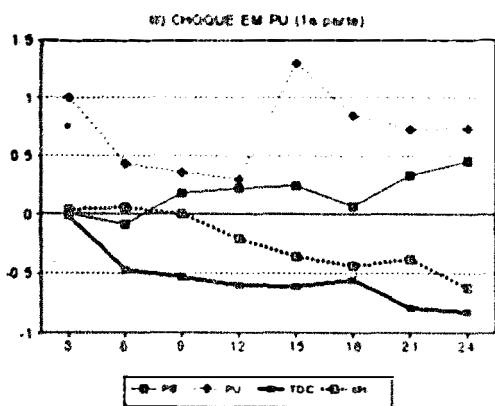
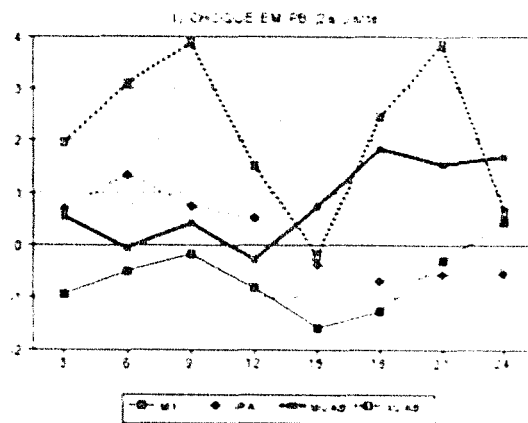
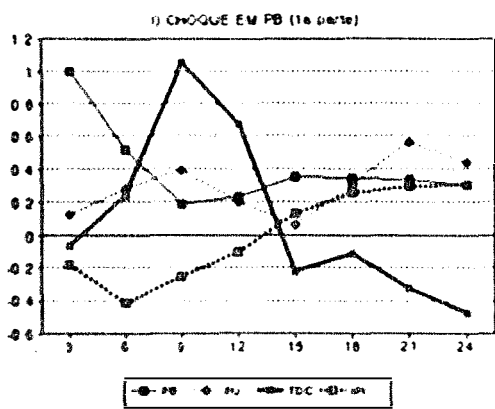
| Efeitos de um choque em PU sobre: | | | | | | | | |
|-------------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | M1 | IPA | MUAB | XUAB |
| 3 | 0,00 | 1,00 | -0,02 | 0,03 | -0,64 | 0,00 | 3,09 | 6,00 |
| 6 | -0,09 | 0,43 | -0,48 | 0,05 | -0,39 | 0,29 | 1,17 | -0,20 |
| 9 | 0,17 | 0,35 | -0,54 | -0,00 | 0,16 | 0,59 | 0,89 | 0,86 |
| 12 | 0,21 | 0,30 | -0,60 | -0,21 | 0,12 | 1,33 | 1,85 | 0,38 |
| 15 | 0,24 | 1,29 | -0,61 | -0,36 | 0,77 | 1,80 | 3,31 | 3,93 |
| 18 | 0,06 | 0,85 | -0,56 | -0,44 | 1,61 | 2,11 | 2,00 | 0,28 |
| 21 | 0,33 | 0,72 | -0,80 | -0,38 | 2,13 | 1,89 | 2,08 | 0,69 |
| 24 | 0,45 | 0,73 | -0,82 | -0,62 | 1,76 | 2,56 | 3,17 | 2,56 |
| Efeitos de um choque em IPI sobre: | | | | | | | | |
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | M1 | IPA | MUAB | XUAB |
| 3 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 1,00 | -1,73 | -1,61 | 0,74 | -1,49 |
| 6 | 0,53 | 0,22 | 0,71 | 0,48 | -0,63 | -0,48 | 1,48 | 2,68 |
| 9 | 0,42 | 0,18 | 0,34 | 0,16 | 0,85 | 0,30 | -1,04 | 2,94 |
| 12 | 0,30 | 0,06 | 0,95 | -0,11 | 0,09 | 0,71 | -0,72 | 1,77 |
| 15 | -0,18 | 0,08 | 1,10 | 0,05 | -0,21 | 0,46 | 0,01 | -1,16 |
| 18 | -0,14 | 0,12 | 0,80 | 0,21 | -0,50 | -0,29 | 0,91 | 0,46 |
| 21 | -0,04 | -0,11 | 0,01 | 0,40 | -0,04 | -0,69 | 0,63 | -1,13 |
| 24 | 0,07 | -0,15 | -0,05 | 0,47 | 0,45 | -1,00 | 0,51 | -0,52 |
| Efeitos de um choque em IPA sobre: | | | | | | | | |
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | M1 | IPA | MUAB | XUAB |
| 3 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | -0,13 | 0,22 | 1,00 | 0,10 | -0,01 |
| 6 | 0,03 | 0,01 | 0,15 | -0,24 | -0,15 | 0,69 | -0,24 | -0,06 |
| 9 | -0,03 | -0,04 | 0,05 | -0,11 | -0,73 | 0,37 | 0,00 | 0,54 |
| 12 | 0,03 | 0,03 | 0,06 | -0,06 | -0,60 | 0,28 | -0,44 | 0,84 |
| 15 | -0,03 | 0,03 | -0,17 | -0,07 | -0,18 | 0,20 | 0,49 | 0,59 |
| 18 | 0,05 | 0,05 | -0,20 | 0,00 | -0,11 | -0,09 | 0,57 | 0,07 |
| 21 | 0,07 | 0,04 | -0,39 | -0,03 | -0,23 | 0,02 | 0,42 | 0,56 |
| 24 | 0,03 | 0,11 | -0,42 | 0,02 | -0,02 | -0,18 | 0,52 | 0,10 |
| Efeitos de um choque em XUAB sobre: | | | | | | | | |
| Mês | PB | PU | TDC | IPI | M1 | IPA | MUAB | XUAB |
| 3 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 1,00 |
| 6 | -0,00 | 0,02 | -0,05 | -0,01 | -0,01 | 0,02 | 0,13 | 0,21 |
| 9 | -0,00 | 0,01 | -0,09 | -0,01 | -0,03 | 0,04 | 0,09 | -0,22 |
| 12 | 0,02 | 0,01 | -0,09 | -0,01 | 0,01 | 0,00 | 0,14 | 0,04 |
| 15 | 0,02 | 0,03 | -0,18 | -0,01 | 0,02 | 0,02 | 0,20 | 0,27 |
| 18 | 0,03 | 0,06 | -0,15 | -0,02 | 0,06 | 0,05 | 0,18 | 0,24 |
| 21 | 0,03 | 0,05 | -0,16 | -0,03 | 0,12 | 0,08 | 0,17 | 0,03 |
| 24 | 0,06 | 0,06 | -0,17 | -0,04 | 0,14 | 0,11 | 0,21 | 0,17 |

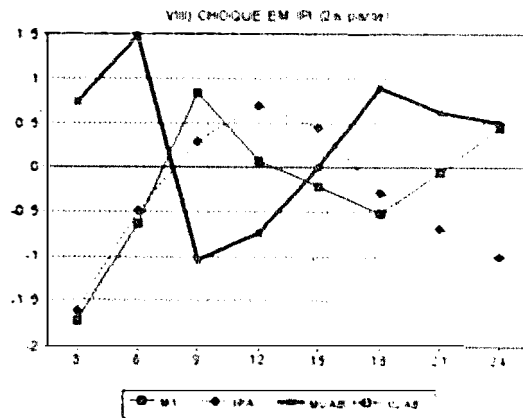
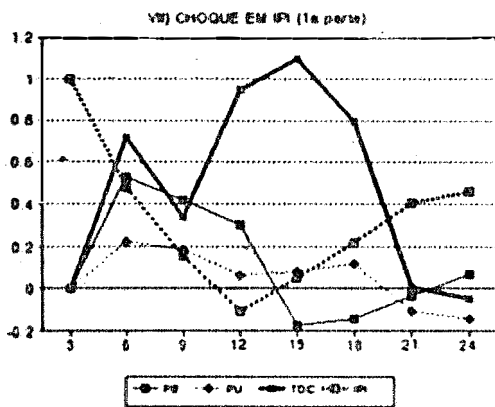
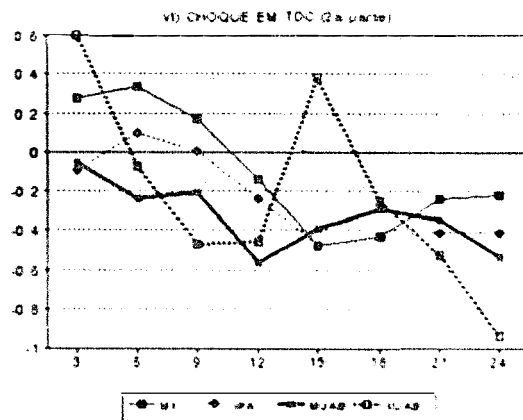
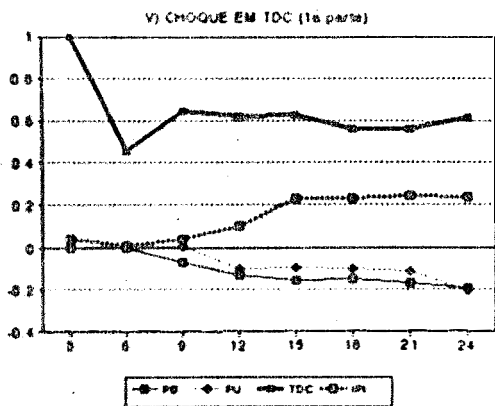
Legendas:

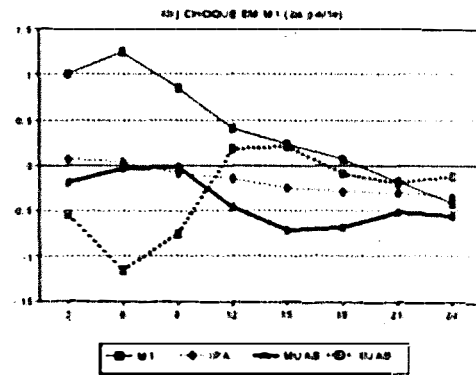
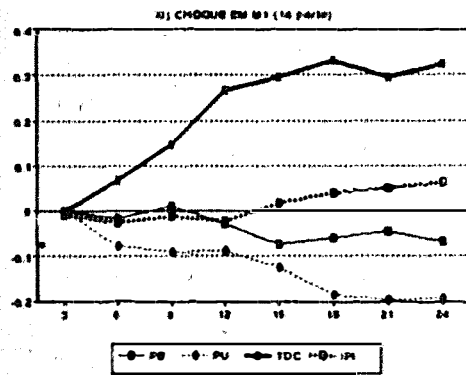
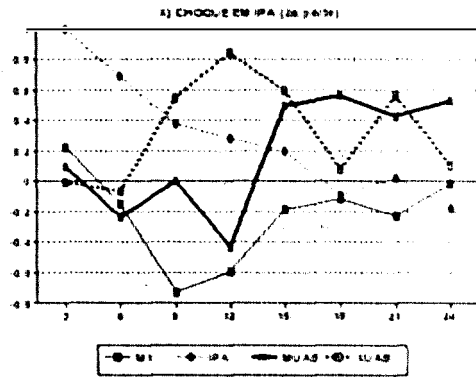
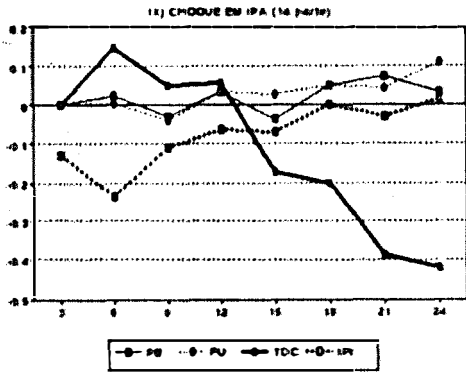
| | |
|------|---|
| PB | PIB brasileiro |
| PU | PIB uruguaio |
| TDC | Taxa de câmbio relativa Uruguai Brasil |
| IPI | Preços industriais relativos Uruguai Brasil |
| M1 | Quantidade de moeda relativa Uruguai Brasil |
| IPA | Preços agrícolas relativos Uruguai Brasil |
| MUAB | Vendas de produtos agrícolas brasileiros ao Uruguai |
| XUAB | Vendas de produtos agrícolas uruguaio ao Brasil |

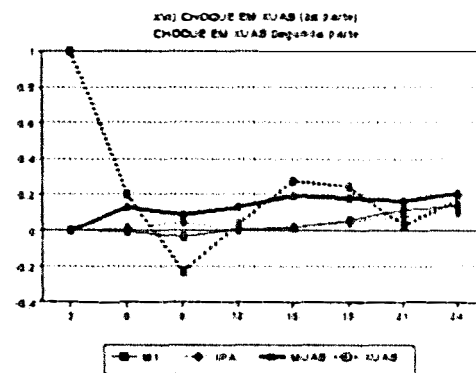
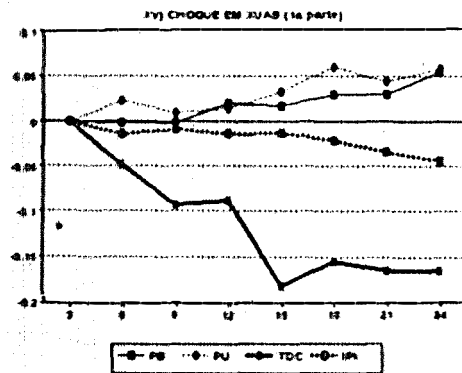
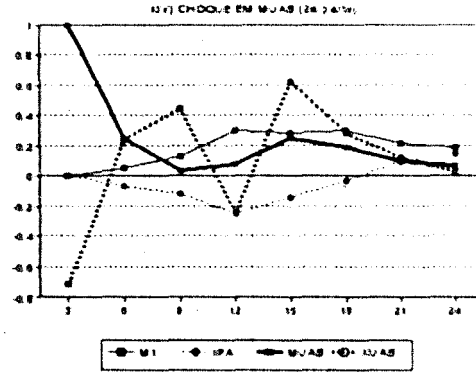
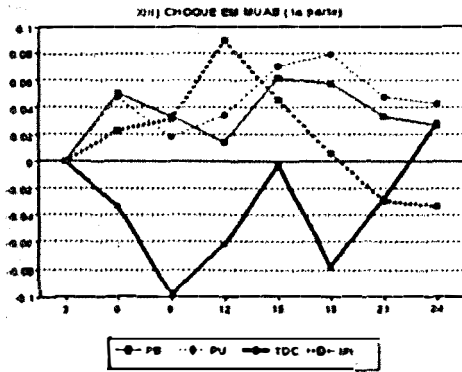
Gráfico 15 - Modelo conjunto sem variáveis internacionais elasticidades de impulso

(Continua)









Até um ano após o choque a variância dos erros de previsão das **exportações agrícolas brasileiras ao Uruguai (MUAB)** se explica, grosso modo, metade por si mesma, uma terça parte pelo PU e a parte restante atribuível às restantes seis variáveis. No segundo ano se mantêm a importância de PU, cai continuamente a importância da própria variável e aparecem MI e XUAB como variáveis explicativas relevantes. (Tabela 35).

É importante salientar que nem preços relativos (sejam industriais ou agrícolas), nem taxa de câmbio têm influência decisiva, sob este ponto de vista, em MUAB. Frente a choques em MUAB só são expressivas as elasticidades de impulso de MI, IPA, XUAB e da própria MUAB. As estimativas das elasticidades que cabem a PB, PU, TDC e IPI são praticamente zero. Assim, um alta em MUAB tende a manter-se com um padrão de elasticidades relativamente cíclico; afeta principalmente de maneira positiva as XUAB (ainda que com picos de sinal negativo); deprime quase permanentemente os preços agrícolas relativos e expande ligeiramente a quantidade de moeda relativa. (Tabela 36 e Gráfico 15 XIII e XIV).

Para encerrar esta seção, refere-se ao comportamento das **exportações agrícolas uruguaias ao Brasil (XUAB)**. Seguindo o padrão já estabelecido para o caso das MUAB, na decomposição da variância dos erros de previsão de XUAB não são variáveis relevantes nem preços relativos (agrícolas ou industriais) nem taxa de câmbio. Aos efeitos já comentados das variáveis PU e PB em parágrafos anteriores, tem-se que acrescentar os da quantidade de moeda relativa.

Mas, é importante ressaltar que sempre predomina o efeito da própria variável XUAB. (Tabela 35). As elasticidades de impulso do conjunto das variáveis do sistema frente a choques nas XUAB são em sua maioria praticamente zero durante a maior parte do período no caso de PB, PU, IPI, MI e IPA. Porém nestes dois últimos casos, no último semestre analisado, produz-se uma moderada resposta positiva frente a um alta das XUAB. Por outra parte, aumentos das XUAB tendem a manter-se com um padrão cíclico, impactam positiva e moderadamente as MUAB e apreciam relativamente a moeda uruguaia.

V.4.2.3 Análise dos resultados

Os resultados do modelo conjunto com variáveis internacionais praticamente descarta a existência de um efeito muito relevante destes fatores

internacionais nos preços relativos agrícolas uruguaios e brasileiros e nos fluxos de seu comércio agrícola bilateral. Portanto, o objetivo fundamental do modelo conjunto sem variáveis internacionais é concentrar-se na análise dos fatores domésticos que incidem sobre estas variáveis.

Os resultados deste modelo, em primeiro lugar, confirmam a irrelevância dos preços agrícolas relativos na explicação dos fluxos de comércio bilateral. Este resultado poderia não surpreender no caso das MUAB na medida em que, como já foi dito, elas têm uma pauta que não encontra correspondência forte na estrutura produtiva uruguaia. Porém, é um pouco surpreendente no caso das XUAB na medida em que não se pode fazer raciocínio análogo ao caso das MUAB.

Em comparação com o outro modelo conjunto, desaparece a importância da taxa de câmbio relativa. Porém, se mantém com certa relevância o efeito dos agregados monetários relativos M1.

Mas, o mais marcante é o decisivo papel que é assumido pelos dois PIB na explicação dos fluxos de comércio.

O PIB uruguaio é relevante na explicação das duas correntes comerciais, enquanto que o PIB brasileiro somente é importante no caso das compras brasileiras ao Uruguai. Efeitos semelhantes já tinham sido citados em análises anteriores (MACADAR, 1987; KAPLAN, 1987; BERRETA, 1987; DELLA MEA & VERA, 1988).

Estes elementos podem-se vincular, por um lado, diretamente com o efeito renda e/ou nível de atividade na demanda por importações dos dois países e, por outro lado, com o efeito de oferta exportável por parte do Uruguai. Assim, um aumento do produto brasileiro tem um impacto direto e muito elevado sobre suas compras no Uruguai.

A mesma coisa acontece em relação a um choque positivo do produto uruguaio sobre suas compras agrícolas no Brasil. Mas este choque também tem um efeito positivo (inicialmente muito elevado) sobre as vendas agrícolas ao Brasil evidenciando que, nas condições econômicas e demográficas do Uruguai um aumento da produção necessariamente tem que ser colocado no exterior, neste caso no Brasil.

É interessante ressaltar o fato que estes últimos efeitos ocorrem apesar de que o próprio choque positivo em PU piora o câmbio relativo Uruguai/Brasil e aumenta os preços relativos agrícolas Uruguai/Brasil. Este fato, com menor intensidade e clareza, também registra-se quando o choque acontece em PB.

Por sua vez os efeitos da política monetária aparecem um pouco mais claros neste modelo. Uma expansão relativa de M1 no Uruguai quando comparada com Brasil afeta negativamente as duas variáveis de comércio de forma direta. Mas, adicionalmente, este fato não poderia se separar dos efeitos também negativos que o mesmo choque monetário tem indiretamente através da taxa de câmbio e, particularmente, de ambos PIB, dada a relação dos PIB com MUAB e XUAB.

CAPITULO VI RESUMO E CONCLUSÕES

No primeiro capítulo da pesquisa se fez a correspondente discussão em torno do problema que foi objeto da mesma e dos objetivos que guiaram seu desenvolvimento.

Após apresentar no Capítulo II os modelos teóricos com base nos quais desenvolveram-se empiricamente os modelos VAR, apresentou-se, no Capítulo III a metodologia de modelos VAR a ser aplicada na pesquisa, assim como os aspectos empíricos da modelagem.

No seguinte capítulo se analisou a evolução das principais variáveis no período em estudo. No Capítulo V se apresentaram os resultados obtidos.

Os modelos nacionais foram estimados para poder estudar as determinantes externas e domésticas dos preços relativos indústria/agricultura nas duas economias.

Segundo os resultados obtidos para o Brasil, o papel das variáveis internacionais incluídas no modelo (preço internacional do petróleo, preço internacional das matérias-primas agrícolas, preço internacional dos alimentos e preços ao atacado nos EUA) na explicação dos termos de troca foi muito reduzido. O papel mais relevante foi cumprido pela taxa de câmbio. Uma desvalorização da moeda brasileira fez diminuir os preços relativos industriais/agrícolas durante mais de um ano.

Os resultados obtidos no caso brasileiro apoiam a hipótese de que a relativa independência dos termos de troca domésticos dos efeitos de choques nas

variáveis internacionais poderia associar-se com o limitado nível de abertura ao exterior que a economia brasileira teve ao longo de todo o período em estudo e à intensa política agrícola desenvolvida no mesmo. Ambos fatores poderiam ter operado no sentido de isolar os preços domésticos, particularmente os agrícolas, dos acontecimentos externos

A importância do câmbio e a falta de importância das variáveis externas sobre os termos de troca domésticos podem ser também interpretadas como as duas faces desta situação. Na medida em que a taxa de câmbio tenha sido empregada como instrumento para neutralizar choques de preços externos, e inclusive nos preços domésticos, a consequência seria que a taxa de câmbio acabaria por ter mais importância em detrimento da variáveis internacionais.

Por outro lado, os resultados obtidos evidenciam no caso brasileiro que, pelo menos no primeiro ano após acontecer o choque, a política monetária parece ter operado tentando neutralizar as consequências inflacionárias derivadas de mudanças nos preços externos.

Os resultados obtidos no modelo uruguaio evidenciam que os termos de troca domésticos são explicados de maneira relevante pelo conjunto de três variáveis internacionais (preço internacional do petróleo, preço internacional das matérias-primas agrícolas, preços internacional dos alimentos) e, com menor importância, pela moeda.

Este padrão é claramente diferente do detectado para o caso brasileiro.

Um aumento do preço internacional dos alimentos faz cair os preços relativos industriais/agrícolas, favorecendo portanto os preços agrícolas de maneira permanente. O mesmo efeito, mas com menor intensidade e clareza, é originado por um aumento do preço internacional das matérias-primas agrícolas. O contrário ocorre no caso em que seja o preço internacional do petróleo que sofre um choque de alta. Estes três efeitos são coerentes com a direta vinculação que cada um destes três preços internacionais têm com os preços dos produtos e insumos domésticos.

O efeito da moeda é diferente no Uruguai do que se dá no Brasil, pois os resultados evidenciam que um acréscimo de M1 faz aumentar a relação IPI/IPA durante o primeiro ano no Brasil em tanto que, no Uruguai, faz diminuir a relação IPI/IPA de

maneira quase permanente, um fato que não é possível explicar definitivamente. Porém a significância deste fenômeno não é expressiva.

Nos resultados do modelo uruguaio, o câmbio aparece com um efeito bem mais neutro. O efeito de uma desvalorização cambial, que favoreceria a agricultura, provoca queda na oferta monetária (o que hipoteticamente poderia ir na direção de conter o processo inflacionário), o que por sua vez pode mascarar os efeitos do câmbio sobre os termos de troca.

Contrariamente ao feito na análise do caso brasileiro, pode-se levantar a hipótese que no Uruguai a maior abertura da economia ao exterior e a menor intensidade das políticas setoriais fortalecem a importância dos fatores externos na determinação dos termos de troca domésticos.

Um elemento complementar desta hipótese é o fato de que o câmbio não tem um comportamento absolutamente neutralizador dos efeitos de choques nos preços externos, como havia sido observado no Brasil.

No caso uruguaio, a política monetária apresenta tendência similar à observada para o Brasil no sentido de aparecer neutralizando os impactos inflacionários derivados de choques nos preços externos.

Os resultados dos modelos conjuntos evidenciaram a maior importância dos fatores domésticos na determinação dos fluxos de comércio bilateral agrícola.

Neste sentido o modelo conjunto com variáveis internacionais permitiu estabelecer os efeitos da quantidade de moeda relativa Uruguai/Brasil e da taxa de câmbio relativa Uruguai/Brasil. A quantidade de moeda relativa é relevante tanto na explicação das vendas agrícolas do Brasil ao Uruguai quanto das vendas agrícolas do Uruguai ao Brasil. A taxa de câmbio somente neste último caso.

Os resultados do modelo conjunto sem variáveis internacionais, além de confirmar a importância da quantidade de moeda relativa sobre os fluxos de comércio, permitem destacar o decisivo papel que assumem os dois PIB na explicação destes fluxos. É assim que, enquanto o PIB uruguaio é relevante na explicação das duas correntes

comerciais, o PIB brasileiro somente é importante no caso das compras brasileiras de produtos agrícolas oriundos do Uruguai.

Estas características podem-se vincular, por um lado, diretamente com o efeito renda e/ou nível de atividade na demanda por importações dos dois países e, por outro lado, com o efeito de oferta exportável por parte do Uruguai.

Salienta-se que a consideração mais precisa dos agregados monetários pode ser um fator a ser aprimorado em futuras pesquisas e pode contribuir para analisar melhor alguns aspectos ainda não suficientemente esclarecidos.

Dadas as importantes mudanças acontecidas no cenário da economia regional e internacional desde o fim do período sob análise nesta pesquisa até o presente, seria arriscado demais supor que as relações determinadas no passado possam vigorar no futuro da mesma maneira. Portanto, ao extrapolar resultados ou fazer recomendação para o futuro a partir dos resultados obtidos nesta pesquisa, deve-se proceder cuidadosamente.

De um modo geral os resultados obtidos evidenciam a necessidade de pesquisar mais ainda em torno a influência dos fatores macroeconômicos na agricultura destes países dada a relevância que é possível confirmar para os mesmos a partir do presente estudo. Dada a importância detectada pela pesquisa dos PIB na determinação dos fluxos comerciais bilaterais, os resultados confirmam também a idéia de que, somente economias estáveis nos seus programas macroeconômicos e dinâmicas no seu crescimento podem fornecer um arcabouço adequado para um crescimento sustentado de suas agriculturas. Isto, por sua vez, reafirma a necessidade da consolidação dos programas de estabilização e reforma econômica como requisitos imprescindíveis.

Como qualquer outra pesquisa, o presente trabalho tem limitações e contribuições. A soma das duas permite estabelecer possibilidades de futuras pesquisas no tema. Entre as primeiras corresponde assinalar pelos menos dois pontos: o possível aperfeiçoamento do fundamento teórico na definição das matrizes A_0 (que subsidiariamente poderia contribuir a melhorar a análise dos resultados obtidos) e o fato que o emprego de critérios mais estritos do ponto de vista estatístico na análise da estacionariedade das séries seguramente levaria a trabalhar com variáveis diferenciadas e mecanismo de correção do erro. Entre as segundas podem-se assinalar duas questões diferentes. Desde o ponto de vista metodológico os modelos VAR identificáveis evidenciaram ser úteis para a

consecução dos objetivos definidos para a pesquisa. Do ponto de vista dos problemas estudados a pesquisa constitui o primeiro estudo desta natureza para o caso uruguaio e uma proposta original no campo do estudo das relações entre agricultura, variáveis macroeconômicas e comércio de produtos agrícolas. Neste sentido há contribuições na medida em que identificam-se padrões de relações entre as variáveis e se formulam hipóteses sobre a natureza dos mesmos, cujo estudo pode, sem dúvida, ser aprimorado no futuro

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, S. **Mercosur e integración**. Montevideo: Fundación de Cultura Universitaria, 1991, 189 p.

AGUIAR, D. R. D. **Custo, risco e margem de comercialização de arroz e de feijão no Estado de São Paulo: análise dinâmica e teste de modelos alternativos**. Piracicaba, 1994, 183 p. Tese de Doutorado - Escola Superior de Agricultura 'Luiz de Queiroz', Universidade de São Paulo.

BABULA, R. A.; BESSLER, D. A.; SCHLUTER, G. **Poultry-related price transmissions and structural change since the 1950's**. *The Journal of Agricultural Economics Research*, Vol 42, Nº 2, 13-21. Nov. 1990

BACCHI, M. R. P. **Integração, co-integração e modelo de correção do erro: uma introdução**. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo, 1996, 20 p.

BANCO CENTRAL DEL URUGUAY (BCU) **Boletín Estadístico**. Montevideo. Vários números.

BANCO DE LA REPUBLICA ORIENTAL DEL URUGUAY (BROU) **Cifras de Comercio Exterior**. Montevideo. Vários números.

BARBATO, C. **Argentina, Brasil y Uruguay: agroindustrialización, inserción externa e integración**. Montevideo: *Revista Rioplatense de Economía Agraria*, Vol 1, 32-47, Abril 1989.

BARBOSA, F. H. **Ensaio sobre inflação e indexação**. Rio de Janeiro: Editora da Fundação Getúlio Vargas, 1987, 168 p.

BARROS, G. S. A. C. **Efeitos de políticas macroeconômicas sobre a agricultura brasileira**. Piracicaba: Ministério da Economia, Fazenda e Planejamento. Fundação de Estudos Agrários 'Luiz de Queiroz', 1990, 175 p.

BARROS, G. S. A. C. Impacts of monetary and real factors on the US dollar in identifiable VAR models. *Revista Brasileira de Economia*, Vol. 45, Nº 4, 519-541, Out/Dez 1991.

BARROS, G. S. A. C. Effects of international shocks and domestic macroeconomic policies upon brazilian agriculture. *Agricultural Economics*, Vol 7, 317-329, July 1992.

BAUWENS, L.; D'ALCANTARA B. An export model for the belgium industry. *European Economic Review* Vol 22, 15-23, Dec. 1983.

BERRETA, N. Exportaciones a Argentina y Brasil 1976-1985. Dos patrones de inserción subregional. Montevideo, *Suma*, Vol 2, 27-74, Nov. 1987.

BERRETA, N. El marco institucional del comercio regional. Antecedentes y nacimiento del MERCOSUR. In: CINVE Ed. **En el umbral de la integración**. Montevideo, 1991. p 50-65.

BERRETA, N. La inserción regional de la economía uruguaya. In: CINVE Ed. **En el umbral de la integración**. Montevideo, 1991. p 66-107.

BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol 25, 49-100, Set. 1986.

BESSLER, D. A. Relative price and money: a vector autoregression on brazilian data. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol 66, Nº 1, 25-30, Aug. 1984.

BESSLER, D. A. An analysis of dynamic economic relationships: an application to the U.S. hog market. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol 32, 109-124, Feb. 1984.

BLANCHARD, O. J. ; WATSON, M. Are business cycles all alike? **National Bureau of Economic Research Working Paper**, N° 1392, 1984.

BLISKA, F. Transmissão de preços de carne bovina entre níveis de mercado: uma aplicação do modelo de autoregressão vetorial. Piracicaba: 1989, 135 p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura 'Luiz de Queiroz', Universidade de São Paulo.

BRANDÃO, A. S. P. Moeda e preços relativos: evidência empírica. **Revista de Econometria**, Vol 5 N° 2, 33-80, Nov. 1985.

BURNQUIST, H. L.; KYLE, S. Efeitos de políticas macro-monetárias sobre preços agrícolas. In: Sober ed. **Anais do XXI Congresso da SOBER**, Rio de Janeiro, 1992, 88-105.

CAMPBELL, G. Diagnóstico de competitividad agropecuaria y agroindustrial a nivel del MERCOSUR. Montevideo: Programa de apoyo técnico para la implementación del MERCOSUR. BID ATN/RE, 1993, 223 p.

CAMPBELL, J.Y.; PERRON, P. Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots. **NBER Macroeconomics Annual 1991**, 1991, 141-201.

CENTRO DE ESTUDIOS DE LA REALIDAD ECONOMICA Y SOCIAL (CERES) **Los desafíos del Mercosur: una perspectiva regional**. Montevideo: CERES, Serie Informes y propuestas N° 10, 1993, 4 p.

COMISION SECTORIAL PARA EL MERCOSUR (COMISEC) **Boletín Informativo**. Montevideo. Vários números.

COOLEY, T. G.; LEROY, S. F. Atheoretical Macroeconomics: A Critique. **Journal of Political Economy**, Vol 84, 1161-1176, 1985.

CHALOULT, Y. O mercado comum do sul e seu complexo agroindustrial. Rio de Janeiro. In: Sober Ed. **Anais do XXI Congresso da SOBER**, 1992, 281-294.

CHAMBERS, R. G. Agricultural and financial market interdependence in the short run. **American Journal of Agricultural Economics**, Vol 66, 12-24, Feb. 1984.

DAVIDSON, J.; HENDRY, D. F.; SBRA, F. J.; YEO, S. Econometric modelling of the aggregate time series relationship between consumer's expenditure and income in the United Kingdom. *Economic Journal*, Vol 88, 661-692, 1978.

DELLA MEA, U.; VERA, T. Exportaciones regionales de una pequeña economía abierta: el comercio de Uruguay con Argentina y Brasil. *Revista de Economía*, Vol. III, N°1, 187-215, Agosto 1988.

DEUTSCHE GESELLSCHAFT FUR TECHNISCHE ZUSAMMENARBEIT **Estudios sobre competitividad de productos agropecuarios en el Mercosur**. Montevideo: MGAP-GTZ, 1992, 345 p.

DIAZ, A.; VAZ, D.; VIANA, L. Algunas reflexiones sobre el diseño y la utilización de modelos macroeconómicos de corto plazo. In: FCEyA Ed. **Análisis macroeconómico de corto plazo**. Montevideo: 1985, p 189-203.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimator for auto-regressive time series with unit root. *Journal of The American Statistical Association*, Vol 74, 427-431, 1979

DICKEY, D. A. ; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. *Econometrica*, Vol. 49, N° 4, 1057-1072, July 1981.

DRAPER, D. A. G. Exports of manufacturing industry, an econometric analysis of the significance of capacity. La Haya. Central Planning Bureau. *De Economist*, Vol.133, N° 3 173-186, 1985.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, Vol 55 N° 2, 251-76, March 1987.

ESPASA, A. ; CANCELO, J. R. **Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura**. Madrid: Alianza Editorial, 1993. 689 p.

FACKLER, P. L. Vector auto-regressive techniques for structural analysis. *Revista de Análisis Económico*. Vol 3, N°2, 119-134, Nov. 1988.

FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley, 1976. 352p

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS (FGV) Conjuntura Econômica. Vários números

GARGIULO, G. Reconversión y reestructuración de las actividades agropecuarias y agroindustriales en el MERCOSUR. Montevideo: Programa de apoyo técnico para la implementación del MERCOSUR. BID ATN /RE. Informe Final, 1993, 237 p.

GOLDSTEIN, M. ; KHAN, M. The supply and demand for export: a simultaneous approach *The Review of Economics and Statistics*. Vol. LX, 57-70, 1978.

GOVERNOS Tratado para la constitución de un Mercado común entre la República Argentina, la República Federativa del Brasil, la República del Paraguay y la República Oriental del Uruguay. Asunción: Góvernós, 1991. 12 p.

GRANGER, C. W. J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, Vol 16, 121-130, 1981.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. Spurious regression in econometrics. *Journal of Econometrics*, Vol 2, 110-120, 1974.

GRANGER, C. W. J. ; NEWBOLD, P. Forecasting economic time series. New York: Academic Press, 1986. 338 p

HENDRY, D. F. ; RICHARD, J. F. On the formulation of empirical models in dynamic econometrics. *Journal of Econometrics*, Vol 20, 3-33, 1983.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE) Anuário Estatístico do Brasil. Vários números.

INTERNATIONAL MONETARY FOUND (IMF) International Financial Statistics
Vários números.

JANK, M.S. A importância do setor agroindustrial na integração do Cone Sul: as cadeias sensíveis. Piracicaba: MRE/USP/MEFP/PNUD Ed. A agropecuária Brasileira e o Mercosul 1992, 17 p.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**, Vol 12, 234-254, 1988.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing cointegration vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, Vol 59, Nº 6, 1551-1580, 1991.

JOHNSTON, J. **Econometric methods**. New York: Mc.Graw-Hill, 1984. 483 p.

HAMILTON, J. **Time series analysis**. New York: Princeton University Press, 1994. 650 p

KAPLAN, M. **Uruguay: Intercâmbio comercial com Argentina y Brasil: evaluación y perspectivas**. Montevideo: Instituto de Economía. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración. Universidad de la República, 1987. 83 p

LOPES, H. F.; LIMA, E. R. Co-integração: enfoques clássicos e Bayesiano. In **Anais da VI Escola de Séries Temporais e Econometria**. Vitória 1995, p 1-35.

LOPES, M. R. **Os efeitos das políticas macroeconômicas sobre a agricultura** Análise e Pesquisa CFP, 1989. 68 p

LOPES, M. R. **Prioridades para a integração das políticas agrícolas no MERCOSUL: uma avaliação brasileira para servir de referência nas discussões**. Piracicaba MRE/USP/MEFP/PNUD Ed. A agropecuária Brasileira e o Mercosul 1992, 37 p.

LORENZO, F. ; PAOLINO, C. Los costos de la integración: Desvio y creación de comércio en la región. In: CINVE Ed. **En el umbral de la integración**. Montevideo, 1991. p 1-65.

LUCAS, R. Econometric policy evaluation: a critique. In: MIT Press. **Studies in Business-Cycles Theory**, Michigan, 1981, 145-168.

LUCAS, R. Rules, discretion and the role of Economic Advisor. In: MIT Press. **Studies in Business-Cycles Theory**, Michigan, 1981, 135-144.

LÜTKEPOL, H. **Introduction to multiple time series**. Berlin: Springer-Verlag 1991, 347 p.

MACADAR, L. Uruguay: crisis externa e inserción subregional. El comércio com Argentina y Brasil 1975-1984. *Revista Estudios*, Nº 34, 3-19, Set. 1987.

MESQUITA MACHADO, J.B.; TAVARES DE ARAÚJO, J.T. Jr **Impacto das políticas comercial e cambial sobre o padrão de comércio internacional dos países da Aladi: o caso do Brasil**. Rio de Janeiro: Instituto de Economia Industrial. Universidade Federal de Rio de Janeiro. 1992, 62 p.

MINISTERIO DE GANADERIA, AGRICULTURA Y PESCA (MGAP) **Informe preliminar sobre análisis de competitividad de la producción agropecuaria para los países miembro del Mercosur**. Montevideo: Oficina de Programación y Política Agropecuaria. 1991, 178 p.

MODIANO, E. M. Salários, preços e câmbio: os multiplicadores dos choques numa economia indexada. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Vol 15, 1-32, 1985.

MYERS, R. J.; PIGOTT, R. R.; TOMEK, W. Estimating sources of fluctuations in the australian wool market: an application of VAR methods. *Australian Journal of Agricultural Economics*, Vol 34, Nº 3, 242 - 262, Dec. 1990.

ORDEN, D. Money and agriculture: the dynamics of money-financial market-agricultural trade linkages. *Agricultural Economics Research*, Vol. 38, Nº 3, 14-28, Summer 1986.

ORDEN, D.; FACKLER, P.L. Identifying monetary impacts on agricultural prices in VAR models. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol 71, 495 - 502, May. 1989

PAOLINO, C. **Políticas agrícolas e integração agropecuaria**. Montevideo: Proyecto FAO TCP/RLA/4452, 1994. 284 p.

PATRON, R. **Patrones comerciales y especialización en los países del MERCOSUR: un estudio en base al Análisis Factorial de Correspondencias**. Montevideo: Facultad de Ciencias Sociales. Universidad de la República, 1994. 47 p.

PEREIRA, P. L. V. Co-integração e suas representações: uma resenha. *Revista de Econometria*. Vol 11, Nº2, 185-216, Nov. 1991.

PHILLIPS, P. C. B. Time series regression with a unit root. **Econometrica**, Vol 55, Nº 3, 277-301, 1987.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for unit root in time series regression. **Biomètrika**, Vol 75, 335-346, 1988.

PHILLIPS, S.; BEWLEY, R. The effects of flexible exchange rates on australian wool prices **Australian Journal of Agricultural Economics**, Vol 36, Nº 1, 49 -76, April 1991.

PINDICK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Econometrics models and economic forecasts**. Singapore: McGraw Hill Book Co., 1991. 596 p.

PORTER, M. E. **Estrategia competitiva. Técnicas para el análisis de los sectores industriales y de la competencia**. México: Compañía Editorial Continental, 1982. 407 p.

PORTER, M. E. **Ventaja competitiva. Creación y sostenimiento de un desempeño superior**. México: Compañía Editorial Continental, 1987. 550 p.

PORTO, L. **El MERCOSUR y la industria**. Montevideo: Ediciones CEALS, 1991. 106 p

PORTO, L. **Diagnóstico de competitividad agropecuaria y agroindustrial a nivel del MERCOSUR**. Montevideo:.. Cooperación técnica BID-ATN/SF-4130-RE, 1994. 348 p.

PRICE WATERHOUSE **Simetrías y asimetrías de los sistemas tributarios**. Montevideo PW Ed., 1992. 65 p.

QUENOUILLE, M. H. **The analysis of multiple time séries**. London: Editorial Griffin, 1957. 250 p.

RODRIGUEZ, F. ; REY, N. El protocolo de Expansión Comercial Uruguay-Brasil (1975-1985): un instrumento para la integración. Montevideo. **Integración Latinoamericana** Nº 119, 9-23, 1986

SARGAN, J. D. Wages and prices in the United Kingdom: a study in econometric methodology. In: P. Hart et al (eds) **Economics Issues**, London, 1964, p 25-63.

SANTOS, C. V. ; FONTES, R. M. O. Mercosul : uma análise da questão cambial. Rio de Janeiro. In: Sober Ed. **Anais do XXI Congresso da SOBER**, Rio de Janeiro, 1992, 827-841.

SAYAD, J. Inflação e agricultura. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Vol 9, Nº 1, 1-31, abr. 1979.

SCHUCH, E. The exchange rate and US agriculture. **American Journal of Agricultural Economics**, Vol 56, Nº 1, 1 -13, Feb. 1974.

SCHUCH, E. The new macroeconomics of agriculture. **American Journal of Agricultural Economics**, Vol 58, Nº 8, 802 -811, Dec. 1976.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, Vol 48, 1-48, 1980.

SIMS, C.A. Policy analysis with econometric models. **Brooking Papers on Economic Activity**, Vol 34, 107-164, 1982.

SIMS, C. A. Are forecasting models usable for policy analysis? **Quarterly Review Federal Reserve of Minneapolis**, Vol 45, 2-16, Winter 1986.

SIMS, C. A. Models and their uses. **American Journal of Agricultural Economics**, Vol 71, Nº 2, 489-494, May 1989.

SOUTO, G. Perspectivas de la agricultura de exportación en el Mercosur. Montevideo AIA, **Anais do VI Congreso de Ingeniería Agronómica**. 28 p, Set. 1993.

STULP, V. J. & MATTUELLA, J. L. Rentabilidade da Agricultura do Sul do País e a Abertura ao Mercado Internacional. In: SOBER Ed. **Anais do XXX Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural**. Rio de Janeiro, 1992, 523-529.

STULP, V. J. **Tecnologia, custos e competitividade no Mercosul: caso do trigo, soja, milho e arroz**. Piracicaba: MRE/USP/MEFP/PNUD Ed. A agropecuária Brasileira e o Mercosul 1992, 23 p.

TEA, DELOITTE AND TOUCHE. Estimaciones de tipo de cambio de paridad para Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay. Montevideo. Diciembre de 1991. 26 p.

VON OVEN, R. Estudio de la protección nominal y efectiva y del costo de recursos domésticos en la producción agropecuaria uruguaya. Montevideo: Oficina de Planeamiento y Presupuesto, 1991. 52 p.

VILLALOBOS, F. El Uruguay en el MERCOSUR. Algunos componentes de la discusión actual. Montevideo: Fondad Ed., 1993. 41 p.

ZEBALLOS, C. Aspectos generales de los acuerdos de complementación económica celebrados por Uruguay con Argentina, Brasil y México. Montevideo: Ciedur Ed ,1986 102 p.