

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E HUMANAS
MESTRADO EM INTEGRAÇÃO LATINO-AMERICANA**

**CRIAÇÃO E DESVIO DE COMÉRCIO NO
MERCOSUL: O CASO DO ARROZ EM CASCA**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

Rafael Pentiado Poerschke

**Santa Maria, RS, Brasil
2008**

CRIAÇÃO E DESVIO DE COMÉRCIO NO MERCOSUL:

O CASO DO ARROZ EM CASCA

por

Rafael Pentiado Poerschke

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado em Integração Latino-Americana, da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para obtenção do grau de **Mestre em Integração Latino-Americana,**

Orientador: Prof.^a Dr.^a Rita Inês Pauli Prieb

**Santa Maria, RS, Brasil
2008**

© 2008

Todos os direitos autorais reservados a Rafael Pentiado Poerschke. A reprodução de partes ou do todo deste trabalho só poderá ser feita com autorização por escrito do autor.

Endereço: Rua Venâncio Aires, n.920/502, Bairro Centro, Santa Maria, RS, 97010-000

Fone (0xx)55 32221077; End. Eletr: faecohaiti@yahoo.com.br

**Universidade Federal de Santa Maria
Centro de Ciências Sociais e Humanas
Mestrado em Integração Latino-Americana**

A Comissão Examinadora, abaixo assinada,
aprova a Dissertação de Mestrado

**CRIAÇÃO E DESVIO DE COMÉRCIO NO MERCOSUL: O CASO DO
ARROZ EM CASCA**

elaborada por
Rafael Pentiado Poerschke

como requisito parcial para a obtenção do grau de
Mestre em Integração Latino-Americana,

COMISSÃO EXAMINADORA:

Rita Inês Pauli Prieb, Prof.^a Dr.^a (UFSM)
(Presidente/Orientador)

Adayr da Silva Ilha, Prof. Dr. (UFSM)

Sérgio Marley Modesto Monteiro, Prof. Dr. (UFRGS)

Santa Maria, 15 de agosto de 2008.

Aos meus pais,
e todos que contribuíram para o desenvolvimento deste trabalho;

DEDICO.

AGRADECIMENTOS

Agradeço àqueles que me apoiaram na difícil caminhada que foi escrever um trabalho com este teor. Dificultado, em parte, pela minha mudança e adaptação ao novo lar, Porto Alegre. Não houve, entretanto, um só dia sem uma linha para conseguir atingir a meta.

Para realização deste agradeço aos meus pais, *Maria de Fátima Pentiado Poerschke* e *Paulo Renato Cardoso Poerschke*, que mais uma vez, com auxílio e compreensão contribuíram para que este trabalho se concretizasse. Agradeço pelo carinho, dedicação e o constante incentivo para continuar estudando e ao apoio para poder levar a vida em uma cidade estranha.

À minha amiga, orientadora e Professora Doutora *Rita Inês Pauli Prieb*, por não ter poupado esforços para contribuir na realização deste e ter aceitado dar continuidade na orientação iniciada na graduação.

Ao Professor Doutor e co-orientador *Clailton Ataíde de Freitas* pela amizade e a total atenção dedicada na construção deste, para que o resultado final fosse o melhor possível.

Ao Professor Doutor *Sérgio Marley Modesto Monteiro* pelo acolhimento enquanto e durante freqüentei suas aulas nas dependências da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS).

Não poderia deixar de agradecer também a *Maristela Ribas*, pela amizade, atenção e sua constante disponibilidade para solucionar problemas burocráticos surgidos durante o curso.

Agradecimento especial ao pesquisador *Honório Kume* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) pelas conversas informais que possibilitaram a realização da presente dissertação, assim como, elevou o nível da discussão do problema proposto.

Aos técnicos do Instituto Rio Grandense do Arroz (IRGA), *Camilo Feliciano Oliveira*, *Tiago Sarmiento Barata* e *Victor Hugo Kayser* que não pouparam esforços quando acionados para entrevistas extra-oficiais na busca de informação de ordem técnica e de dados acerca da cultura do arroz no Brasil e Rio Grande do Sul (RS).

À *Osmira de Fátima da Silva* pelos dados cedidos e por seu excelente e fundamental trabalho desempenhado na Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – Centro Nacional de Pesquisa em Arroz e Feijão (Embrapa/CNPAP).

À *Carolina Seeger Bortoluzzi* pelo amor e companheirismo durante a realização deste trabalho e de outros que virão.

A todos os professores presentes em minha formação do curso de Mestrado, pelo acolhimento e auxílio no decorrer de minha passagem pelo departamento.

À Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), pela excelência do ensino público.

Enfim, aos meus verdadeiros amigos e pessoas sinceras que me cercam. À vocês que sempre estiveram do meu lado e me agüentaram tanto nos bons e maus momentos, o meu muito obrigado.

A vida ideal consiste em
ter bons amigos, bons livros
e uma consciência sonolenta.

(Mark Twain)

RESUMO

Dissertação de Mestrado
Mestrado em Integração Latino-Americana
Universidade Federal de Santa Maria, RS, Brasil

CRIAÇÃO E DESVIO DE COMÉRCIO NO MERCOSUL: O CASO DO ARROZ EM CASCA

Autor: Rafael Pentiado Poerschke
Orientador: Prof.^a Dr.^a Rita Inês Pauli Prieb
Data e Local da Defesa: Santa Maria, 15 de agosto de 2008.

Resumo: Os Acordos Regionais de Integração permeiam a economia internacional como uma alternativa à total liberalização dos mercados. No caso a união aduaneira imperfeita do Mercado Comum do Sul (Mercosul) alterou a dinâmica do mercado de arroz. Nesse caso, o Brasil ao remover as restrições ao comércio para os membros do Bloco reduziu a proteção em uma TEC de 10%. Como efeito, a mudança nos instrumentos de política comercial, em função da integração, geraram uma re-orientação dos fluxos de comércio no Mercosul. Com um olhar na economia brasileira e sobre o mercado de arroz, essas alterações, pela ótica da abordagem das uniões aduaneiras, teriam qual padrão de comportamento, sabendo que o Brasil é fiel importador de arroz da Argentina e Uruguai – agora beneficiados pela ausência de restrição tarifária? Segundo a abordagem Vineriana esses efeitos poderiam ser benéficos – criação de comércio – ou prejudiciais – desvio de comércio – para o bem-estar econômico. Os efeitos, criação e desvio de comércio, ocorridos no Mercosul foram mensurados por meio de um modelo de equilíbrio parcial para o cereal a fim de estimar o potencial de comércio criado e desviado. Como resultado, tem-se que no período de 1995 a 1999 se concentra o maior potencial de comércio criado com a desgravação tarifária no Bloco. Bem como, o comércio criado entre 1991 e 1994 superou o comércio desviado para dentro do Bloco. Sob essa ótica, a partir da direção comércio criado, a Argentina foi país que mais se beneficiou com a remoção das tarifas. Contudo, o comércio criado, paulatinamente, diminuiu ao longo do tempo para ambos os membros do Mercosul. Do lado do desvio de comércio, seus valores foram mínimos e, dessa forma, os prejuízos ao comércio com terceiros, pouco representam se comparado ao potencial de comércio criado no interior do Bloco. Por fim, ficou claro que mediante a alterações na tarifa, no comércio de arroz, existe um grande potencial de criação de comércio e um real impacto sobre as importações e produção brasileira de arroz.

Palavras-chave: União Aduaneira, Mercosul, Arroz, Equilíbrio Parcial.

ABSTRACT

Dissertação de Mestrado
Mestrado de Integração Latino-Americana
Universidade Federal de Santa Maria, RS, Brasil

CRIAÇÃO E DESVIO DE COMÉRCIO NO MERCOSUL: O CASO DO ARROZ EM CASCA

(TRADE CREATION AND DIVERSION IN MERCOSUL: THE CASE OF THE ROUGH RICE)

Author: Rafael Pentiado Poerschke

Advisor: Prof.^a Dr.^a Rita Inês Pauli Prieb

Date and Place of defense: Santa Maria, August 15 of 2008.

Abstract: The Regional Integration Agreements surround the international economy as an alternative to total liberalization of markets. Latin America was not astonished with the resurgence of the post-cold war regionalism. Regarding the imperfect customs union Mercosur, even when in this kind of agreement the goal is a Common External Tariff (CET) that would stimulate the external competitiveness under the aegis of the XXIV article of the GATT/OMC, discrimination still persists. In this case, Brazil, by removing restrictions to commerce for the members of the Block, reduced the CET tariff to 10 %. As an effect of the change in trade politics due to integration, a redirection in Mercosur trade flow took place. With a glance on the Brazilian economy and the rice market, which behavioral pattern would these alterations have, under the optics of the customs unions approach, knowing that Brazil is a loyal rice importer from Argentina and Uruguay – now with the benefit of the absence of tariff restriction? According to the Vinerian approach, these effects might be beneficial – trade creation – or damaging – trade diversion – for the economical welfare. These effects to Mercosur can be measured with a partial equilibrium model for the cereal in order to find the potential of trade creation and diversion after the change in Brazil's import politics. As a result, we find that the greatest trade potential was created with the tariff reduction in the Block, from 1995 to 1999, as well as the trade creation surpassed the trade diversion to the Block from 1991 to 1994. Regarding the trade creation, Argentina was the more benefited country to the removal of tariffs. Nevertheless, the trade creation has gradually diminished for both members of the Mercosur. As consequence the Brazilian internal production has been more competitive than the imports, even without tariff protection. Regarding trade diversion, its values were minimal, so the damages to third party trade represent somewhat if compared to the potential of trade creation in the Block. Finally, it was clear that the alterations of the rough rice trade tariff allowed a great potential of trade creation and a real impact on the Brazil importation and internal production of rice.

Keywords: Custom Union, Mercosur, partial equilibrium, rough rice.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Oferta e Demanda do bem X no país I (P_I)	32
Figura 2 – Oferta e Demanda do bem X no país I (P_I)	34
Figura 3 – Área cultivada de arroz no Brasil, por sistema de cultivo (1986/2007).....	44
Figura 4 – Produtividade média do arroz no Brasil, por sistema de cultivo (1986/2007).....	45
Figura 5 – Produção de arroz no Brasil, por sistema de cultivo (1986/2007)	46
Figura 6 – Relação Percentual entre Rio Grande do Sul e Brasil: Área semeada e produção (1980/2007)	48
Figura 7 – Evolução do consumo de arroz (base casca) e da população, em milhões no Brasil (1980/2007)	52
Figura 8 – Balança Comercial brasileira, em mil toneladas, base casca (1960/2008)	54
Figura 9 – Comportamento do logaritmo da série de quantidade de arroz em casca importado do Mercosul (LQ), Renda Real (LY), Preço Doméstico (Pd) e Preço de Importação (LPm) – set/1991-dez/2007	110
Figura 10 – Diagrama de dispersão da série quantidade de arroz em casca importado do Mercosul (LQ), Renda Real (LY), Preço Doméstico (Pd) e Preço de Importação (LPm) – set/1991-dez/2007	111
Figura 11 – Erro e Erro em função do Erro defasado – modelo sem ajustes	120
Figura 12 – Erro e Erro em função do Erro defasado.....	122

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Quadro de oferta e demanda de arroz no Paraguai (1991/2008)	37
Tabela 2 – Quadro de oferta e demanda de arroz na Argentina (1991/2008)	40
Tabela 3 – Quadro de oferta e demanda de arroz no Uruguai (1991/2008)	42
Tabela 4 – Área plantada de arroz no Brasil – 1976/77 a 2006/07 – mil hectares	49
Tabela 5 – Produção de arroz no Brasil – 1976/77 a 2006/07 – mil toneladas	50
Tabela 6 – Produtividade do arroz no Brasil – 1976/77 a 2006/07 – kg/ha	51
Tabela 7 – Importações brasileiras de arroz em casca por origem – 1989/2008 – mil toneladas	55
Tabela 8 – Quadro de oferta e demanda no Brasil (1991/2008).....	55
Tabela 9 – Relação de coeficientes sugeridos para função demanda brasileira agregada segundo autor.....	70
Tabela 10 – Elasticidades de Longo Prazo para as Importações brasileiras (1978/1996).....	73
Tabela 11 – Elasticidades de Longo Prazo para as importações brasileiras (1966/1995).....	75
Tabela 12 – Tarifas Aduaneiras impostas pelo Brasil ao arroz com origem de Terceiros.....	86
Tabela 13 – Comparativo entre Criação e Desvio de Comércio para o Brasil no comércio de arroz em casca – 1991/1995 (Em mil dólares)	88
Tabela 14 – Resultado da Criação de Comércio para o Brasil no comércio de arroz em casca – 1991/2007 (Em mil dólares)	90
Tabela 15 – Resultado da Criação de Comércio para o Brasil de arroz em casca por membros do Mercosul – 1991/2007 (Em mil dólares).....	94
Tabela 16 – Resultado para os testes de raiz unitária (ADF)	114
Tabela 17 – Ordem de Integração das variáveis utilizadas no modelo	115
Tabela 18 – Resultado para o teste de co-integração de Johansen	116
Tabela 19 – Matriz de correlação entre as variáveis utilizadas	117
Tabela 20 – Resultado para o teste de White (p).....	120
Tabela 21 – Resultado para os testes de significância dos parâmetros e regressão.....	121

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Equação utilizada para a elasticidade-preço de importação	87
Quadro 2 – Correlograma de LQ	112
Quadro 3 – Resultados para o teste Jarque-Bera para normalidade dos resíduos	121

LISTA DE ANEXOS

ANEXO A – Histograma da série de Quantidade de arroz em casca importado do Mercosul (LQ), Renda Real (LY), Preço Doméstico (LPd) e Preço de Importação (LPm) – set/1991 até dez/2007.	128
ANEXO B – Correlograma da Renda Real (LY), Preço Doméstico (LPd) e Preço de Importação (LPm).....	129
ANEXO C – Teste ADF da série de quantidade importada (LQ)	131
ANEXO D – Teste PP da série de quantidade importada (LQ)	134
ANEXO E – Teste ADF da série de Renda Real acumulada (LY).....	137
ANEXO F – Teste PP da série de Renda Real acumulada (LY).....	140
ANEXO G – Teste ADF da série de Renda Real acumulada na primeira diferença (DLY) ..	143
ANEXO H – Teste ADF da série de preços domésticos (LPd).....	146
ANEXO I – Teste PP da série de preços domésticos (LPd).....	149
ANEXO J – Teste ADF da série de preços de importação (LPm).	152
ANEXO K – Teste PP da série de preços de importação (LPm).....	155
ANEXO L – Teste ADF da série de quantidade importada na primeira diferença (DLQ)	158
ANEXO M – Teste ADF da série de Renda Real acumulada na segunda diferença ($D2LQ$)	159
ANEXO N – Teste ADF da série de preços na primeira diferença ($DLPd$).....	160
ANEXO O – Teste ADF da série de preços de importação na primeira diferença ($DLPm$).	161
ANEXO P – Teste de Johansen para co-integração das variáveis utilizadas na equação de demanda.....	162
ANEXO Q – Teste de Breusch-Godfrey para presença de autocorrelação dos resíduos	165
ANEXO R – Teste de White para presença de heteroscedasticidade.....	166
ANEXO S – Teste de White com termos cruzados para presença de heteroscedasticidade..	167
ANEXO T – Saída do modelo utilizado para estimar a elasticidade-preço do arroz em casca do Mercosul – corrigidos as violações de homocedasticidade e ausência de autocorrelação.....	168

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ACA	–	<i>Asociación del Arroz en Uruguay</i>
ACP	–	Acordo Comercial Parcial
ACPA	–	<i>Asociación Correntina de Plantadores de Arroz</i>
ADF	–	Teste de Dickey-Fuller Aumentado
ALADI	–	Associação Latino-Americana de Integração
ALALC	–	Associação Latino-Americana de Livre Comércio
ALCA	–	Área de Livre Comércio das Américas
ALCs	–	Áreas de Livre Comércio
AR	–	Autocorrelação
ARIs	–	Acordos Regionais de Integração
BCB	–	Banco Central do Brasil
BLS	–	<i>Bureau of Labor Statistics</i>
BLUE	–	<i>Best Linear Unbiased Estimator</i>
CAN	–	Comunidade Andina de Nações
CAMEX	–	Câmara de Comércio Exterior
CARICOM	–	Comunidade e Mercado Comum do Caribe
CC	–	Criação de Comércio
CE	–	Comunidade Européia
CM	–	<i>Common Market</i>
CMC	–	Conselho do Mercado Comum
CONAB	–	Companhia Nacional de Abastecimento
CU	–	<i>Customs Union</i>
DC	–	Desvio de Comércio

DIEA	–	<i>Direcion Integrada de Estadísticas Agropecuarias</i>
ECLAC	–	<i>Economic Commision for Latin America and the Caribbean</i>
Embrapa	–	Embrapa Empresa Brasileira de Pesquisa e Agropecuária
EUA	–	Estados Unidos da Amércia
FAS	–	<i>Foreign Agricultural Service</i>
FAO	–	<i>Food and Agriculture Organization</i>
FTAs	–	<i>Free Trade Agreements</i>
GATT	–	<i>General Agreement on Tariffs and Trade</i>
GMA	–	<i>Asociacion e Industria de Molinos Arroceros</i>
IBGE	–	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IED	–	Investimento Externo Direto
IIC	–	Índice de Intensidade de Comércio
INDEC	–	<i>Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de la Republica Argentina</i>
IRGA	–	Instituto Rio Grandense do Arroz
IOR	–	Índice de Orientação Regional
IPEA	–	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
IVCR	–	Índice de Vantagens Comparativas Reveladas
MC	–	Mercado Comum
MCCA	–	Mercado Comum na América Central
MCE	–	Mecanismo de Correção de Erros
MDIC	–	Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior
MFN	–	Nação Mais Favorecida (Cláusula)
MQO	–	Mínimos Quadrados Ordinários
NBM	–	Nomenclatura Brasileira de Mercadorias
NCM	–	Nomenclatura Comum do Mercosul
PA	–	Pacto Andino
PTA	–	<i>Partial Trade Agreement</i>
PIB	–	Produto Interno Bruto
PICE	–	Programa de Integração e Cooperação Econômica
POF	–	Pesquisa de Orçamento Familiar
PP	–	Phillips-Perron
PPI	–	Producer Price Index
PPP	–	Produtos Primários e Pesca

RTAs	–	<i>Regional Trade Agreements</i>
SAGPyA	–	<i>Secretaria de Agricultura, Ganadería, Pesca y Alimentos da Republica da Argnetina</i>
SECEX	–	Sistema Aliceweb da Secretária de Comércio Exterior do Brasil
SH	–	Sistema Harmonizado
SMART	–	<i>Software for Trade Analsys and Restrictions Trade</i>
SRF	–	Secretaria da Receita Federal
TA	–	Tratado de Assunção
TCR	–	Taxa de Câmbio Real
TEC	–	Tarifa Externa Comum
TPSM	–	<i>Trade Plicy Simulation Model</i>
UA	–	União Aduaneira
UNCTAD	–	<i>United Nations Conference on Trade and Development</i>
UE	–	União Européia
USDA	–	<i>United States Departement of Agriculture</i>
VAB	–	Valor Agregado Bruto
WB	–	<i>The World Bank</i>
WTO	–	<i>World Trade Organization</i>

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	19
1.1 Objetivos	20
1.1.1 Objetivo geral	20
1.1.2 Objetivos específicos.....	20
1.2 Justificativa.....	21
1.3 Estrutura do trabalho	21
2 MERCOSUL: PARA ALÉM DE UMA ÁREA DE LIVRE COMÉRCIO	22
2.1 Integração Regional na América Latina	22
2.2 Mercosul: União Aduaneira Imperfeita.....	26
2.3 Marco Teórico: a abordagem Vineriana da União Aduaneira.....	30
3 A PRODUÇÃO DE ARROZ NO ÂMBITO DO MERCOSUL	35
3.1 Argentina, Paraguai e Uruguai: potenciais exportadores no Mercosul	35
3.1.1 O Paraguai: menor <i>player</i> do Mercosul.....	36
3.1.2 A Argentina: terceira maior produção do Bloco.	37
3.1.3 O Uruguai: excelência na produção de arroz no Mercosul	40
3.2 O Brasil: maior produtor e consumidor do Mercosul.....	42
3.2.1 A evolução da produção, produtividade e da área de arroz brasileira.....	43
4 ASPECTOS METODOLÓGICOS.....	57
4.1 Referencial Metodológico	57
4.1.1 Fundamentos matemáticos e teóricos do modelo de Equilíbrio Parcial: a abordagem das elasticidades.....	57
4.1.2 As estimações das funções demanda de importação brasileira.	62
4.1.3 Elasticidades de Armington para o Brasil	70
4.1.4 Modelos de Equilíbrio Parcial: aplicações aos fluxos brasileiros de comércio.....	72
4.2 Metodologia e fonte de dados.....	78

4.2.1 Modelo SMART de Criação e Desvio de Comércio.....	78
4.2.2 Cálculo da Criação de Comércio.....	79
4.2.3 Cálculo do Desvio de Comércio.....	83
4.2.4 Fonte e base dos dados.....	84
5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS.....	87
5.1 Criação e Desvio de Comércio no Mercosul:o caso do arroz em casca.....	87
5.2 Criação de Comércio : a formação do Mercosul no Mercado brasileiro de arroz.....	89
6 CONCLUSÕES.....	95
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	97
APÊNDICE.....	108
APÊNDICE A – Descrição da abordagem econométrica do modelo utilizado.....	109
APÊNDICE B – Descrição algébrica do modelo utilizado.....	123
ANEXO.....	127

1 INTRODUÇÃO

O aumento considerável de acordos de integração regional entre países está influenciando as economias nacionais e o inter-relacionamento entre os países próximos geograficamente. Essa integração vem ocorrendo em duas vias: uma multilateral e outra regional. Um dos objetivos principais de uma integração, mesmo que regional, consiste na criação de mercados maiores e mais competitivos, ou seja, almeja um aumento do bem-estar e eficiência econômica dos países inseridos no processo.

O Tratado de Assunção (TA), em março de 1991, se apresenta como um marco da integração no Cone Sul, estabelecendo as bases para um mercado comum entre Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai, que se traduziu em janeiro de 1995 na união aduaneira do Mercado Comum do Sul (Mercosul). Posterior ao processo de integração, verifica-se no agregado de mercadorias, um notável crescimento do fluxo comercial do Brasil com o Mercosul. Tendo se destacado a Argentina como principal parceiro comercial brasileiro intrabloco.

Atualmente, os países membros do Mercosul em meio a avanços, também, têm enfrentado divergências internas que resultam numa certa paralisação no processo de integração, sendo essas na maioria unilaterais, enleadas de interesses, algumas vezes, protecionistas e/ou privados não integracionistas. O setor agropecuário brasileiro, por ser apontado como sensível quanto à competitividade acarretava forte risco, principalmente para as culturas do Sul, como a do arroz e trigo, por exemplo. Então, a supressão das barreiras tarifárias equivale, sem dúvida, a falar de prudência. A crítica, por parte de produtores e associações, ressalta que o arroz do Mercosul tomou uma grande parcela de mercado dos produtores brasileiros – em função da competitividade superior desses produtores.

Sob a ótica Vineriana das uniões aduaneiras, é possível verificar os efeitos da criação de uma união aduaneira entre Estados. Pela abordagem Vineriana, os efeitos estáticos na economia de acordos deste tipo são divididos entre criação e desvio de comércio. O primeiro efeito ocorre quando os países signatários do Tratado de Assunção passaram a ter acesso a produtos mais baratos produzidos por membros do Bloco, trazendo um efeito de aumento de bem-estar. O segundo efeito decorre da substituição de importações de terceiros por importações dos membros do Bloco. Esse deslocamento artificial do comércio está relacionado a perda de bem-estar e eficiência.

Tais efeitos foram previstos e a atual situação do setor arrozeiro é simplesmente efeito da união aduaneira e, pode-se depreender que era plausível em função de o Brasil ser um importador líquido do arroz no Mercosul, mas seu tratamento parece instável pelos Governos e por alguns produtores. Pois, no caso da ação cautelar impetrada por associações de arroseiros e tratoraços, talvez causassem conseqüências mais graves do que tentaram evitar. Nesse sentido, é factível que parte da produção doméstica, anteriormente protegida e teoricamente de menor eficiência, fosse substituída por outras fontes mais eficientes, do interior do próprio Bloco e de terceiros. O resultado da supressão tarifária foi refletido na queda do preço do arroz nas prateleiras de supermercados e maior pressão ao preço pago ao produtor brasileiro.

1.1 Objetivos

1.1.1 Objetivo geral

Sendo assim, o presente trabalho, sob a ótica brasileira, se propõe a responder “em que medida, ou ainda, quais foram os efeitos de criação e desvio de comércio para o arroz em casca com a formação do Mercosul”? Dessa forma, esta resposta servirá de parâmetro para avaliar os impactos estáticos da união aduaneira sobre o mercado de arroz no Mercosul por meio da abordagem Vineriana e, também, como alicerce para estimar a influência de novas alterações da atual TEC do arroz em casca para o Brasil.

1.1.2 Objetivos específicos

- a) Verificar a magnitude dos efeitos criação e desvio de comércio a partir das importações brasileiras de arroz em casca no período de transição para a TEC (1991-1994);
- b) Identificar o ápice do potencial da criação de comércio e o país do Mercosul que mais se beneficiou com o Tratado de Assunção;

c) O potencial de comércio criado entre 1991 e 2007 com a isenção tarifária para o arroz do Mercosul;

d) Apresentar conclusões e sugestões acerca do estudo proposto.

1.2 Justificativa

Tendo por base a discussão acerca dos efeitos estáticos gerados pela formação do Mercosul no mercado de arroz, sob a ótica brasileira, é necessário que se desmitifique a idéia muitas vezes aceita, de que a integração só trouxe reflexos negativos para a produção brasileira e, possivelmente, para o bem-estar econômico. O Brasil, por ser um país que não é auto-suficiente em arroz depende das importações de arroz de outros países. A supressão tarifária sobre os membros do Bloco e a imposição de uma TEC para terceiros pressionaram o preço interno do arroz brasileiro. Isso afetou diretamente o produtor e, em diversos momentos aludiu que o motivo dessa situação fosse a formação do Mercosul. Nesse sentido, é preciso verificar a magnitude da criação e desvio de comércio além de apontar o maior beneficiado com a supressão tarifária e ainda mapear a evolução da criação de comércio nesses 17 anos de Mercosul.

1.3 Estrutura do trabalho

O presente trabalho está dividido em seis capítulos, sendo o primeiro esta introdução ao problema, seguido de um marco teórico sobre a integração econômica e o Mercosul. Um terceiro e quarto que versam sobre o mercado de arroz no Mercosul e a revisão de literatura do modelo de equilíbrio parcial, os pormenores da metodologia e fonte de dados utilizada para atingir os resultados propostos. Por fim, inferir sobre os resultados no quinto capítulo e culminar com a conclusão do estudo proposto.

2 MERCOSUL: PARA ALÉM DE UMA ÁREA DE LIVRE COMÉRCIO

Em torno de 380 Acordos Regionais de Integração¹ (ARIs) foram notificados ao GATT/WTO² até julho de 2007. Desses, cerca de 205 estão ainda em funcionamento e pelo menos 90% são Áreas de Livre Comércio³ (ALCs) e os 10% restantes evoluíram para uma etapa de união aduaneira⁴ (UA). A América concentra quatro desses em condição de UA. O presente capítulo aborda dos ancestrais do Mercado Comum do Sul (Mercosul) a discussão de sua atual UA sob uma ótica Vineriana por seus efeitos estáticos sobre o bem-estar econômico.

2.1 Integração Regional na América Latina

A complexidade das questões políticas por trás das relações econômicas no âmbito da Integração Regional do Mercosul levou ao descrédito os primeiros acordos da década de 1960 ao mesmo tempo em que expuseram o desejo perseguido nos Governos Latinos pela Integração. A cristalização desse ensejo se deu com maior intensidade após um processo de (re)democratização e maior abertura comercial. Dessa forma, as tentativas de integração na América Latina são partes de uma história, com presente e futuro.

A raiz dessa quase utópica integração latina, poderia ter sido deflagrada a partir da tentativa falha do líder revolucionário Simon Bolívar no ano de 1826 no ensaio de prover a integração continental da América em meio ao Congresso do Panamá⁵. Contudo, como sua

¹ Usualmente na literatura esses acordos são tratados pelo termo em inglês como *Regional Trade Agreements* (RTAs).

² O Acordo Geral de Tarifas ou no idioma que dá origem a sigla, *General Agreement on Tariffs and Trade* (GATT), foi estabelecido em 1947 como incentivo a uma total ou maior liberalização comercial. Está atualmente inserido nas bases da *World Trade Organization* (WTO) que passou a funcionar em 1995. Sobre esse avanço da liberalização, Baldwin (2006) salienta que os níveis de proteção em 1960 fossem ainda elevados, esses eram inferiores ao período entre guerras. Segundo o autor, a média da tarifa aplicada na Europa e América do Norte era de 18% e 15%, respectivamente, e atingiram um dígito apenas na década de 1970.

³ Também chamados de *Free Trade Agreements* (FTAs).

⁴ Também chamadas de *Customs Union* (CU).

⁵ Foi um congresso idealizado por Simon Bolívar no intento de articular uma confederação hispano-americana. Compareceram ao congresso os representantes do México, Peru e Grã-Colômbia em que acordaram mais uma aliança militar – contra intervenção política e econômica em território Latino da Espanha – do que a própria integração. Curiosamente, Bolívar é constantemente lembrado por Hugo Chávez (1999-) atualmente como sendo um herói integrador e socialista em meio a sua Revolução Bolivariana. É importante lembrar que “Bolívar era um aristocrata Venezuelano que herdou terras e minas. Era um homem da elite, leitor de Adam Smith [...] um

idéia não avançou, é mais sensato pensar no Pacto do ABC⁶. O ABC foi celebrado em maio de 1915 e aproximou os Governos de Argentina, Brasil e Chile para uma cooperação exterior envolto a um cenário de busca pela hegemonia no Cone Sul.

Mais tarde, no início dos anos 1950, sob os Governos de Juan Domingo Perón (1946-1955/1973-1974) na Argentina e Getúlio Vargas (1930-1945/1951-1954) no Brasil, agora pós-Segunda Guerra, dividiram a idéia de que o futuro dos povos latinos dependeria da magnitude de suas reservas de alimentos e matérias-primas. A alternativa seria um novo ABC cujo restante da América Latina deveria gravitar em torno do eixo Argentina-Brasil-Chile. O projeto vislumbrado por Perón que reuniria as vontades de Brasil e Argentina foi frustrado pela Associação Latino-Americana de Livre Comércio (ALALC). Assim, é seguro afirmar que as iniciativas latino-americanas anteriores ao avanço da segunda onda de globalização⁷ não lograram frutos consideráveis para a liberalização comercial. Os avanços significativos só foram verificados ao longo da década de 1980 na América Latina após a superação da estrutura protecionista e rompimento do modelo substitutivo de importações que vigorava nos anos 1980 “através do relaxamento contínuo das barreiras impostas aos produtos importados, tanto de forma unilateral como preferencial” (PORTUGAL E AZEVEDO, 2000, p. 153). Em um esforço os países latinos superaram o velho regionalismo⁸ acelerando o processo no período pós-guerra fria como resultado da multilateralização – mesmo que ainda com discriminação.

Em 1960, foi criada a ALALC, com o objetivo de diminuir a proteção tarifária e formar uma área de livre comércio em um prazo de 12 anos (SEITENFUS, 2005, p. 279). Seu propósito principal era alargar os mercados e obter ganhos de escala para viabilizar o processo de substituições de importação vigentes nos países. Fatores como a ausência de constrangimento, um prazo pretensioso, uma grande heterogeneidade das partes, constante

economista liberal que libertou seus próprios escravos [...] um político conservador, pois, acreditava que as novas repúblicas precisavam de governos fortes (TIME, 2008)”.

⁶ Para uma discussão mais apurada desse momento da história ver Cervo e Rapoport (1998) e Reckziegel (2004).

⁷ Baldwin e Martin (1999) chamam a atenção para as diferenças e similaridades entre as duas ondas de globalização – a primeira onda entre 1870-1914 e a segunda iniciada a partir de 1960 –, pois, essas “duas ondas são superficialmente similares mas fundamentalmente diferentes” diante do novo contexto pós-grande guerra. Sobre globalização econômica e suas ondas ver Chesnais (1996), Hirst e Thompson (1998), Baldwin e Martin (1999), Ianni (2006).

⁸ Para uma discussão maior sobre as características do primeiro e segundo impulso ao regionalismo, ou velho e novo regionalismo, ver Ethier (1998), Bhagwati (1993), Sabbatini (2001) e Winters (2001). Ainda, nesses artigos a discussão se estende ao modelo de regionalismo – aberto ou fechado – e os motivos do sucesso das iniciativas *second best* em contrapartida a via multilateral sob a égide do artigo XXIV do GATT/OMC – o qual contraria a MFN.

violação nas cláusulas de Nação Mais Favorecida⁹ (MFN) e o antagônico objetivo que mesclava liberdade comercial e protecionismo do modelo de substituição de importações, traduziram-se na relutância dos governos em fazer concessões. Esse conjunto multifacetado de fatores e conjuntura levou à substituição da ALALC em 1980. Schaposnick (1997, p. 186) também atribui o fracasso da extinta ALALC à falta de vontade de mudança. Pois, segundo o autor não apresentava vantagens concretas e possuía prazos demasiadamente curtos para harmonizar tamanha heterogeneidade das economias que ali se envolveram.

Outros acordos foram também assinados nessa década e muitos desses precederam o Mercosul. Em 1960, El Salvador, Guatemala, Nicarágua e Honduras pretendiam criar um Mercado Comum na América Central¹⁰ (MCCA). Em 20 de maio de 1969, através do Acordo de Cartagena: Bolívia, Colômbia, Equador e Peru visavam formar, também, uma união aduaneira. Essa tentativa bem sucedida ficou conhecida como o Pacto Andino (PA). Em 1996 o PA deixa de ser um Pacto e passa a ser conhecido como a Comunidade Andina de Nações¹¹ (CAN). Em 1973, mais ao caribe, através do Tratado de Chaguaramas, atualmente une 14 países¹² do Caribe em uma união aduaneira imperfeita que é reconhecida como a Comunidade e Mercado Comum do Caribe (CARICOM).

Depois de intensas relações diplomáticas entre os Governos de Brasil e Argentina, foi somente em 1980, que o General Jorge Rafael Videla (1976-1981) – presidente da Argentina – e General João Batista Figueiredo no Brasil (1979-1985) encontraram-se e sepultaram qualquer hipótese de conflito no Cone Sul – motivados por avanço no comércio e cooperação em energia e também na indústria bélica. No ano de 1980, a ALALC deu lugar à Associação Latino-Americana de Integração¹³.

⁹ A Cláusula da Nação mais Favorecida estabelece que qualquer dos Estados Membros se compromete a estender automaticamente aos demais Estados do Tratado, qualquer vantagem, favor, franquia, imunidade ou privilégio que conceda a um produto originário ou destinado a terceiros. Tem por finalidade eliminar qualquer discriminação entre os membros.

¹⁰ Foi criado em 13 de dezembro de 1960 a partir do Tratado de Manágua que acordaram uma união aduaneira que deveria funcionar dentro de cinco anos da assinatura do Tratado. Após vários protocolos, o MCCA permanece na condição de união aduaneira imperfeita. Em julho de 1962 a Costa Rica aderiu ao tratado.

¹¹ É outro complexo processo de integração Latino com diversas mudanças ao longo de sua história que também possui uma Tarifa Externa Comum (TEC). Entre as principais mudanças, está a saída do Chile em 1976 sob a presidência de Augusto Pinochet (1973-1990) e da Venezuela em 2006, sob o Governo de Hugo Chávez para se incorporar ao Mercosul. Também, vale ressaltar os estritos laços com o Mercosul, cuja CAN tem como associados todos os membros desse. Ainda, o Chile que retornou a condição de sócio em setembro de 2006.

¹² Antígua e Barbuda, Bahamas, Barbados, Belize, República Dominicana, Granada, Guianas, Haiti, Jamaica, Montserrat, San Cristoban e Nevis, San Vicente e Granadinas, Santa Lúcia, Suriname, Trinidad e Tobago.

¹³ A ALADI foi criada em 12 de agosto de 1980 pelo Tratado de Montevideú. Tem como membros: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Cuba (1999), Equador, México, Paraguai, Peru, Uruguai e Venezuela. A ALADI tem como objetivo expandir a integração da região a fim de garantir seu desenvolvimento econômico e social.

Esse novo acordo, em vigência até hoje, assumiu uma posição bem mais flexível que o anterior, uma vez que não estabelecia prazos nem mecanismos para eliminar as barreiras ao comércio. Segundo Seitenfus (2005, p. 280) a ALADI recolhe os ensinamentos da Associação anterior e propõe uma pauta modesta, porém objetiva e pragmática. Tem como cerne de sua criação a idéia de incentivar acordos preferenciais entre os membros, que se ampliariam até formar uma única área comercial. Dessa forma os signatários pretendem “como objetivo de longo prazo o estabelecimento, em forma gradual e progressiva de um mercado comum latino-americano” (art. 1º). Para alcançar tal fim nenhuma data limite foi fixada.

A partir de 1979, os países do Cone Sul começaram a intensificar suas relações diplomáticas. Nesse mesmo ano, foi assinado o Acordo Tripartite entre Paraguai, Argentina e Brasil para solucionar problemas estratégicos oriundos dos recursos hídricos fronteiriços – demonstrando a rivalidade tão profunda como difusa entre esses. Assim, esse acordo evoluiu para o Programa de Integração e Cooperação Econômica (PICE) entre Brasil e Argentina. Somente em 1988, os dois países assinam um Tratado que previa a integração, cooperação e desenvolvimento, com a pretensão de criar um mercado comum em 10 anos. Porém três anos mais tarde, um acordo mais abrangente viria em substituição a esse.

Segundo Cervo e Rapoport (1988, p. 318-330) o relacionamento mais intenso na parte comercial foi vivido ao longo dos Governos dos presidentes José Sarney (1985-1990) e Raul Alfonsín (1983-1989). O Tratado de Integração, Cooperação e Desenvolvimento¹⁴ celebrado em 1988 à sombra da ALADI, entre Brasil e Argentina, previa a formação de um mercado comum entre os dois países dentro de um prazo de 10 anos. A Ata de Buenos Aires, de 1990, adaptou os objetivos propostos no Tratado de 1988 às políticas de abertura econômica e reforma aduaneira defendida por Carlos Saúl Menem (1989-1999) e Fernando Collor de Mello (1990-1992) reduzindo prazo para alcançar um mercado comum para dezembro de 1994. Vendo a aceleração do processo de integração entre Brasil e Argentina, Uruguai e Paraguai prevendo a perda de preferência nesses mercados, foram levados a somar esforços para a construção de um espaço econômico comum entre os países da Bacia do Prata.

Na América Latina os anos 1990 são sinônimos de ajustes profundos nas estruturas do Estado e mercados. O aparelho estatal “[...] é levado a reorganizar-se ou ‘modernizar-se’ segundo exigências do funcionamento mundial dos mercados, dos fluxos de fatores de produção, das alianças estratégicas” (IANNI, 2006, p. 59). Foram transformações que

¹⁴ Essa aproximação incipiente foi advinda pelo Tratado de Integração, Cooperação e Desenvolvimento, assinado em 29 de novembro de 1988 entre os governos do Brasil e Argentina. Além do objetivo de constituir um espaço econômico comum por meio da liberalização integral do comércio recíproco, previa a eliminação de todos os obstáculos tarifários e não-tarifários ao comércio de bens e serviços.

promoveram uma maior abertura comercial, reformas fiscais e privatizações. A liberalização precoce chilena se estendeu a todo continente. As tarifas alfandegárias médias decaíram dos 41,6% da década de 1980, levando-se em conta a tendência a acordos comerciais como o Mercosul e o Pacto Andino que acentuaram esta tendência (DABÈNE, 2003, p. 280). Para o Brasil esse resultado foi mais agudo entre 1991/93 que caíram para 13,5% e 11,2% em 1994 (ABREU, 2004, p. 7).

Com o término da Segunda Guerra e a superação da mentalidade e condução de políticas protecionistas os países da América Latina estão tornando unívocos seus interesses econômicos. Tanto nos Andes como no Cone Sul os países lançaram-se em um esforço de cooperação política e econômica que se cristalizou em diversos acordos: Comunidade Andina; Mercado Comum Centro-Americano; Mercado Comum do Caribe; e, no atual Mercado Comum do Sul.

2.2 Mercosul: União Aduaneira Imperfeita

O ecumenismo entre os países do Cone Sul ocorre concomitante ao retorno dos Governos Civis no Brasil e Argentina. O Mercado Comum do Sul foi criado em meio a princípios comuns que contemplassem a diversidade de seus quatro membros. O Bloco surgiu a partir do Tratado de Assunção¹⁵ (TA), assinado em 26 de março de 1991 pelos Presidentes da Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai. O objetivo principal, como o nome já denota, era a criação de um Mercado Comum¹⁶ (MC) que vigorasse a partir de 1º de janeiro de 1995.

Em 17 de dezembro de 1994, com a assinatura do Protocolo de Ouro Preto, que conferiu ao Mercosul uma personalidade legal¹⁷, a credibilidade do Bloco foi reforçada na concretização do objetivo de imposição de uma TEC. Ademais, segundo Kume e Piani (2001) depois de cumprida a fase de transição no período de 1991-94¹⁸, a TEC entraria em plena

¹⁵ O Tratado de Assunção deixa claro em seu art. 1º a constituição do Mercado Comum do Sul como uma área de livre circulação de bens e fatores produtivos. Também, prevê o estabelecimento de uma Tarifa Externa Comum por meio de uma política comercial comum. O estabelecimento da TEC, segundo o art. 5º prevê uma transição de forma gradual – vide Anexo 1 do TA – para alcançar em 31 de dezembro de 1994 com uma tarifa zero entre os membros. E ainda salienta uma forma de regionalismo aberto, ou seja, buscou uma TEC que incentivasse a competitividade externa dos membros. Para mais discussões sobre objetivos gerais e específicos do TA ver Ventura (2005).

¹⁶ Também chamado de *Common Market* (CM).

¹⁷ O Protocolo conferiu ao Mercosul uma estrutura intergovernamental em detrimento da supranacional como encontrada na União Européia (UE).

¹⁸ Segundo Portugal e Azevedo (2000, p. 148-155) antes mesmo da implementação do cronograma de redução preferencial das tarifas para o Mercosul, surgiu em maio de 1988 reduções nas tarifas médias e iniciativas de

vigência em 2006. Contudo, a convergência para uma única TEC esbarrou na Lista de Exceções¹⁹ e outras iniciativas unilaterais que perfuram a TEC, baseados em argumentos macroeconômicos que buscam a aprovação de seus parceiros, os quais quase invariavelmente acabam por referendar as demandas por tais medidas. Segundo crítica de Seitenfus (2004, p. 214) o Mercosul enfrenta todo tipo de problema em sua trajetória à exceção do princípio de democracia representativa nos membros. Ainda, Ventura (2005) critica a forma *spaghetti bowl* das intensas relações bilaterais, ademais, além dos membros existem muito mais sócios. Pois, a união aduaneira²⁰ do Mercosul ao mesmo tempo confunde zonas de livre comércio com países que têm uma união aduaneira no Pacto Andino.

A discussão mais ferrenha na imposição de uma TEC se manteve sobre os bens duráveis ficando os produtos agropecuários em segundo plano na discussão sobre a tarifa²¹ a ser aplicada. Conforme David e Nonnenberg (1997, p. 22-23) o Brasil por ser um importador líquido de arroz estava sujeito ao aumento das importações provenientes da Argentina e Uruguai com a redução das tarifas de importação. Contudo, os autores sugerem que a produção brasileira de arroz é competitiva podendo aumentar sua produção não apenas para substituir a importação, mas, principalmente, para tornar-se exportador. Mas, segundo mostraram os resultados, a participação do arroz uruguaio e argentino cresceu no mercado internacional entre 1980 e 1994, pois, as exportações desses elevaram-se mais que a média mundial, mas também mais do que a média das exportações totais dos dois países, representando nítida trajetória de especialização.

remoção das redundantes restrições não-tarifárias que se estendeu pelo Governo Collor. Segundo Azevedo e Portugal (1998) as médias caíram de 51% em 1985/86 para 41% e 32,2% em 1988 e 1990, respectivamente. Para um estudo mais detalhado do processo de abertura comercial brasileira e características da política brasileira de importações para o final da década de 1980 e Plano Real ver por completo Azevedo e Portugal (1998), Portugal e Azevedo (2000), Markwald (2001) e Abreu (2004).

¹⁹ Por decisão do Conselho de Mercado Comum (CMC) foi alongada essa convergência (Decisão CMC N°. 59/07). O CMC estabeleceu um máximo de 100 itens executados para a Argentina e Brasil, 225 para o Uruguai e 649 para o Paraguai. A convergência deve seguir um programa gradual previsto para durar até 2015 no Uruguai e Paraguai e 2010 para Argentina e Brasil, dessa forma, a UA no Mercosul pode ser taxada de “imperfeita” até que se finalize a transição. Para os pormenores da convergência, as informações estão disponível na página do Mercosul e sumariamente listados pela Decisão CMC N°. 59/07. Uma outra discussão do processo de convergência da TEC no Mercosul é recomendada em Olarreaga, Soloaga e Winters (1999), Kume e Piani (2001, 2003a, 2003b) e Azevedo (2004).

²⁰ Entende-se por união aduaneira a substituição num único território aduaneiro de dois ou mais territórios aduaneiros, quando esta substituição tem por conseqüência: i) eliminar os direitos aduaneiros e as outras regulamentações comerciais restritivas para o fluxo essencial das trocas comerciais entre territórios constitutivos da união [...] e ii) que os países membros apliquem substancialmente os mesmos direitos aduaneiros e outros regulamentos ao comércio com territórios não participantes GATT (p. III, art. XXIV).

²¹ Segundo Krugman e Obstfeld (2005, p. 139-141) a tarifa é o mais simples instrumento de política comercial utilizado para proteger algum setor/produto internamente. Por definição, é um imposto cobrado sobre um bem importado. No caso, a TEC do Mercosul é versão *ad-valorem*, ou seja, uma fração do valor dos bens importados.

Inúmeras são as críticas ao Mercosul, contudo, em sua curta jornada de história em muito já se avançou, mas, há ainda um longo caminho a ser percorrido, tomando como paradigma a União Européia. Atualmente, está caracterizado com um esquema de integração “raso²²”, por esse motivo, o Mercosul ainda é um processo de imersão e constante experimentação.

No cerne da maioria dos acordos de Integração listados na WTO repousa a busca pela alteração – maximização – do bem-estar público. Mas tais alterações em consequência de uma integração são de difícil determinação *a priori*, contudo, por trás de um projeto bem sucedido existe um conjunto de condições. A convergência de políticas macroeconômicas, mesmo que em um ritmo de ajustamento diferente derivado das assimetrias de ordem política, fiscal e social, denotava as aspirações liberais que afluíam no Cone Sul. Num estágio mais acelerado, na Argentina e Brasil, são de fato concomitantes e serviram como propulsor e de alicerce na formação do Bloco. De um modelo endógeno de desenvolvimento esses países buscaram e ainda continuam perseguindo, um ajustamento/estabilização macroeconômica para consolidar políticas de abertura comercial e apagar definitivamente as dificuldades das décadas anteriores.

Dessa forma, entende-se “que o objetivo fundamental da atividade econômica é um aumento do bem-estar” (BALASSA, 1961, p. 24). A criação do Mercosul tem como objetivo primeiro a supressão de barreiras tarifárias e não-tarifárias denotando o caráter econômico preponderante da integração entre Brasil e Argentina, seguido do Uruguai, Paraguai e Venezuela²³. Tal desobstrução corrobora com o ideal de livre comércio entre os Estados membros e tende a proporcionar mercados maiores e mais eficientes, ou seja, aumentando a produtividade dos fatores e preços menores pela criação de comércio (MACHADO, 2000, p. 20).

Algumas medidas verificadas foram comuns e quase concomitantes nos países membros do Mercosul, como: privatizações e atração de Investimento Externo Direto (IED), gradual desregulamentação e abertura comercial e o combate à hiperinflação – que levou a sobrevalorização das moedas no Brasil (julho 1994) e Argentina (março de 1991). No entanto, “subsistem numerosas e fortes assimetrias” em relação ao processo de convergência das

²² Em inglês, *Shallow*, como empregado por Baldwin (1997) o que significa que o Mercosul é assim classificado por não envolver supragovernabilidade e manter a condução das decisões do Mercado Comum em âmbito intergovernamental. Para maior discussão sobre *Deep and Shallow integration schemes* ver Baldwin (1997). Quanto à discussão mais apurada sobre supranacionalidade e Blocos de cooperação ver Ianni (1999), Ferrajoli (2002) e Ventura (2005).

²³ Para a inclusão da Venezuela como Membro pleno do Mercosul é necessário ainda o reconhecimento dos parlamentos do Paraguai e Brasil.

políticas cambiais, fiscais, monetárias entre outras (CHALOULT E HILLCOAT, 1996, p. 171) em virtude da complexidade da matriz produtiva nesses países.

Para tanto, espera-se que o aumento do bem-estar econômico de algum Estado membro em particular se não dê com base na redução do bem-estar de nenhum dos outros membros, satisfazendo assim, a condição de Pareto ótima. Sendo assim, no caso da criação de comércio do arroz, que aparentemente beneficiou a produção da Argentina e Uruguai, inicialmente, não foram bem absorvidos pelos produtores brasileiros²⁴, sobretudo, os gaúchos responsáveis por 60% da produção brasileira (IRGA, 2008). Ao integrarem-se, os membros esperam que esse fenômeno esteja presente em ambos os Estados, de outro lado as economias/setores que não se apresentarem competitivas tendem a sair do mercado ou adequar-se à realidade competitiva, outrora distorcida pela proteção tarifária.

Em uma abstração, seria como se houvesse uma reconversão do setor aproveitando-se daquilo que ainda o torna competitivo, contudo, no caso do arroz mercosulino causou um enorme constrangimento para o Brasil as atitudes tomadas pelos arroseiros gaúchos, que, no momento em que entraram com o pedido de medida cautelar não se identificaram como cidadãos, enquanto, um processo de integração, mas, apenas observavam passivos o processo sem se reconhecerem incluídos no mesmo. Pois, uma vez que a ação cautelar impetrada denota que naquele momento eram avessos a tal processo por entender que a entrada de arroz dos membros do Bloco era a principal responsável pela redução da rentabilidade do setor, ou seja, da redução do preço pago ao produtor brasileiro. De fato, a tendência em um processo de supressão tarifária é tornar os preços dos importados relativamente menores no mercado interno. Nesse caso específico, o preço relativo do arroz chegava no mercado nacional em similar patamar ao cereal brasileiro. Sem a tarifa para os Membros a tendência seria uma equalização dos preços na direção ao mais competitivo, ou seja, do preço de exportação do arroz Argentino e Uruguaio. Mas é um tanto confusa tal situação pois se busca um aumento do comércio devido a desgravação tarifária, ou seja, almeja-se a criação de comércio.

²⁴ Para uma discussão maior do reflexo da criação de comércio no setor e mercado de arroz brasileiro ver Ilha et al. (2004), Einloft (2006), Poerschke e Prieb (2007) e Oliveira (2007). Sobre a repercussão internacional da medida cautelar deferida em agravo de instrumento pela Egrégia 4ª Turma do Tribunal Regional Federal da 4ª Região – Porto Alegre – em favor da Associação de Arroseiros de Itaquí e outras em abril de 2000 no Rio Grande do Sul (RS) ver Perotti (2000), Hahn (2001), Secretaría del Mercosur (2006) e Poerschke e Prieb (2007).

2.3 Marco Teórico: a abordagem Vineriana da União Aduaneira

Segundo Markwald (2001) a extinção das barreiras não-tarifárias anteriores ao cronograma de reduções tarifárias que vigorou entre 1991 e 1994 é o ponto de inflexão entre o regime fechado e protecionista herdado do modelo de substituição de importações e o regime de economia mais aberta. O Tratado de Assunção foi apenas mais uma das diversas mudanças na política de importação brasileira.

A proximidade e semelhanças no consumo entre as nações, assim como, a necessidade de maximizar o bem-estar econômico favorece a formação de acordos regionais em diversos graus de intensidade de integração. Dessa forma, os RTAs são tratados que discriminam geograficamente o comércio exterior e podem ser divididos em quatro²⁵ classificações segundo Baldwin e Venables (1995): a) uma área de livre comércio que prevê a eliminação das barreiras ao comércio entre os membros mas preserva a autonomia das políticas comerciais dos membros; b) a união aduaneira é um acordo que além de possuir as características de uma ALC, os membros adotam uma TEC; c) um mercado comum que prevê a livre circulação de fatores de produção, bens e serviços entre os membros do Bloco, geralmente, pela complexidade do acordo é necessário que se adote uma coordenação macroeconômica conjunta entre os membros; e, d) acordo comercial parcial²⁶ (ACP) que se refere à situação na qual as tarifas entre os membros são reduzidas, mas não completamente eliminadas.

Dessa forma, a integração econômica é vista como um processo de eliminação de fronteiras – fronteiras econômicas que demarcam o mercado nacional – e barreiras de natureza econômica entre dois ou mais países (MACHADO, 2000). As fronteiras se apresentam como obstáculos ao livre fluxo de bens, serviços e fatores de produção entre países. Nesse sentido, a integração econômica busca a criação de mercados maiores, tomando como base que são mercados mais eficientes do que os menores.

A teoria que envolve a integração é definida por Machado (2000, p. 23-24) baseado em Viner (1999) e Lipsey (1999) como o ramo da teoria da proteção que trata dos efeitos da discriminação das barreiras alfandegárias entre países e seus impactos sobre o fluxo e o

²⁵ Balassa (1964) e Machado (2000) trazem algumas classificações além das de Baldwin e Venables (1995), contudo, a essência na ordem e origem dos processos é a mesma. Ainda, nesses autores podem ser observados alguns argumentos estáticos e dinâmicos, a favor da integração como: utilização de economias de escala, especialização, aproveitamento do comércio fronteiriço, eficiência industrial, incrementar a capacidade de barganha, dentre outras.

²⁶ Também chamado de *Partial Trade Agreement* (PTA).

padrão de comércio. Tem como objeto o estudo dos impactos da formação de uniões aduaneiras ou mercados comuns sobre o bem-estar econômico e se restringe à discussão desses impactos.

A contribuição de Viner (1999) foi importante, pois, demonstrou que, em determinadas circunstâncias, a formação de áreas de livre comércio ou uniões aduaneiras não constitui necessariamente um movimento em direção ao livre comércio. O autor propõe que a maior consequência de uma UA seria a troca das fontes de oferta de bens, sendo que essa troca pode servir para aumentar ou diminuir o bem-estar econômico. Os benefícios dependeriam da magnitude do efeito criação de comércio (*trade creation*), enquanto seus custos estariam associados à magnitude do desvio de comércio (*trade diversion*).

Dessa forma, quando a criação de comércio é predominante, pelo menos um dos membros será beneficiado, talvez ambos possam se beneficiar, caracterizando o efeito “desejável” da UA. Mas, se o desvio de comércio é o efeito predominante, terceiros serão prejudicados pela formação da UA – a imposição da TEC beneficiaria um produtor ineficiente interno ao Bloco à custa de terceiros que em uma situação de livre comércio seriam mais eficientes.

Tratando de um caso de integração econômica, ou, propriamente dito, de uma união aduaneira, a qual prevê dentre suas medidas um acordo para se chegar a alíquotas de importação comuns para terceiros e a total remoção das barreiras internas ao comércio intrabloco, acabam por alterar o excedente do produtor e do consumidor. Segundo Viner (1999) uma UA além de um movimento para o livre comércio é o movimento na direção de oferta de bens a preços menores. Dentro dessa ótica surgem específicas consequências. Para ilustrar o efeito de uma tarifa sobre produto importado considere um exemplo prático, com base nas curvas de oferta (S) e demanda (D) de um país pequeno P_1 que aplique uma tarifa aos demais que tem como opções de comércio P_2 e P_3 . Quando dois países P_1 e P_2 assinam um acordo comercial, sob a égide do artigo XXIV do GATT/OMC, por exemplo – está implícita a redução da proteção comercial, e os produtos de P_2 que antes eram penalizados pela tarifa passam a ser vendidos a preços menores²⁷ em P_1 . Assim, se os custos de P_2 são menores em relação a P_1 , as importações intrabloco tendem a aumentar e a gerar uma criação de comércio (CC). A queda da tarifa implica que os consumidores irão pagar preços menores

²⁷ Lipsey (1999) salienta que na formação de uma união aduaneira o preço relativo no mercado doméstico de um bem importado varia com a remoção da tarifa, ou seja, considera também que as uniões aduaneiras podem ter efeitos sobre o consumo.

no mercado interno, portanto, seu excedente aumentará em função da diminuição do excedente do produtor e da arrecadação de receitas através da extinta tarifa. Por esse motivo, segundo Viner (1999, p. 108) a CC é identificada como um elemento positivo, pois acarreta um aumento do bem-estar econômico.

Contudo, com um terceiro país P_3 no mercado e com maior eficiência e vantagem de custo em relação a P_2 , P_1 certamente importaria esse produto de P_3 na situação de livre comércio. Assim, com a assinatura de um acordo comercial entre P_1 e P_2 e a eliminação da tarifa (T) entre ambos traria uma alteração no fluxo de importações de P_1 . Pois, após a assinatura do mesmo, a remoção tarifária traz o produto de P_2 a um patamar de preço inferiores que P_3 , os consumidores passarão a consumir bens produzidos em P_2 , que não é o produtor mais eficiente, enquanto em uma situação de livre comércio P_1 importaria o mesmo produto de P_3 . Desse modo, existe um desvio de comércio (DC), que, segundo Viner (1999, p. 108) seria o elemento negativo da integração e não desejável. E, em sua concepção, esse seria o efeito ineficiência ocasionando uma perda de bem-estar.

Teoricamente os conceitos de criação e desvio de comércio são vislumbrados por meio de um diagrama de oferta e demanda. A Figura 1 mostra um gráfico que representa o mercado do produto X em P_1 . Em que S é a oferta interna, S_2 e S_3 são as ofertas do mesmo bem provenientes de P_2 e P_3 , respectivamente. As elasticidades das ofertas externas são assumidas como infinitas nesse modelo hipotético.

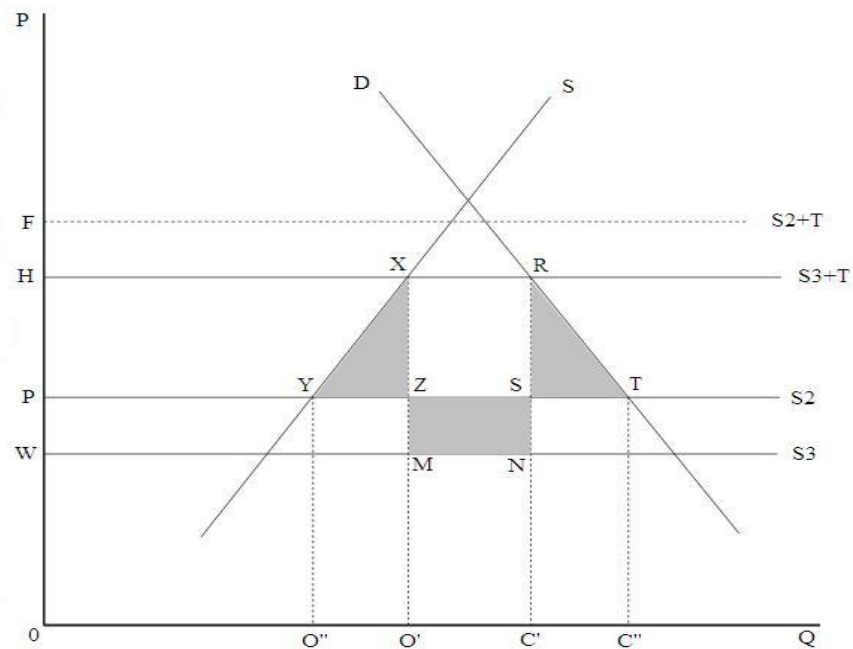


Figura 1 – Oferta e Demanda do bem X no país I (P_1).

Inicialmente, P_1 adota uma tarifa externa WH . As ofertas de P_2 e P_3 com a tarifa passam a ser, respectivamente, S_2+T e S_3+T . Como P_3 tem custos menores, P_1 naturalmente importa $O'C'$ de P_3 . Admitindo uma união aduaneira entre P_1 e P_2 eliminar-se-ão as tarifas entre os mesmos mantendo a discriminação a P_3 . Dessa maneira, o bem X proveniente de P_2 passa a custar menos que o similar produzido em P_3 , o que significa que P_2 será a nova fonte provedora do bem X para P_1 . A produção de P_1 cai para OO'' e o consumo aumenta em OC'' . Assim, a criação de comércio pode ser vislumbrada a partir da redução da produção doméstica e do aumento no consumo. Se P_1 produzisse o que importa de P_2 , arcaria com um custo adicional de $XO'O''Y$. Como no caso P_1 importa $YZO'O''$, a área do triângulo XYZ representa a economia de recursos que passa a ser feita.

Analisando o lado da demanda, P_1 estaria consumido em OC' . Para consumir OC'' , os consumidores estariam dispostos a pagar $RC'C''T$. Como a despesa com importados é $TC''C'S$, a área do triângulo RST representa um aumento do excedente do consumidor. Em suma, o total de comércio criado é dado pela soma da área dos triângulos XYZ e RST .

Anterior a formação do Bloco, quando P_1 adquiria o bem de P_3 , o custo de importação $O'C'$ era dividido em duas distintas partes: o retângulo $MNC'O'$, que representa o

pagamento aos importadores, e o retângulo $XRMN$, que representa a receita com a tarifa. Desse modo, $XRC'O'$ representa o custo de importação. Com a formação do Bloco, a despesa $O'C'$ passa a $ZSC'O'$. O pagamento ao país exportador aumenta em $ZSMN$. Essa quantia representa o peso morto provocado pela preferência dada ao fornecedor mais custoso, ou seja, a ineficiência causada pelo desvio de comércio.

O efeito líquido do acordo comercial pode ser avaliado através da comparação da área total dos triângulos, que representam os efeitos de criação, com a área do retângulo, que representa as conseqüências do desvio. Na Figura 1 é possível observar que os triângulos somam uma área proporcionalmente maior que o retângulo. Dessa forma, a criação de comércio prevalece e o efeito líquido do Bloco é o aumento do bem-estar e eficiência. Uma situação contrária é mostrada na Figura 2. Conforme pode ser visto, as áreas dos triângulos somam uma área aproximadamente menor que a área do retângulo. Assim, o desvio supera o efeito da criação de comércio levando a uma redução de bem-estar e eficiência.

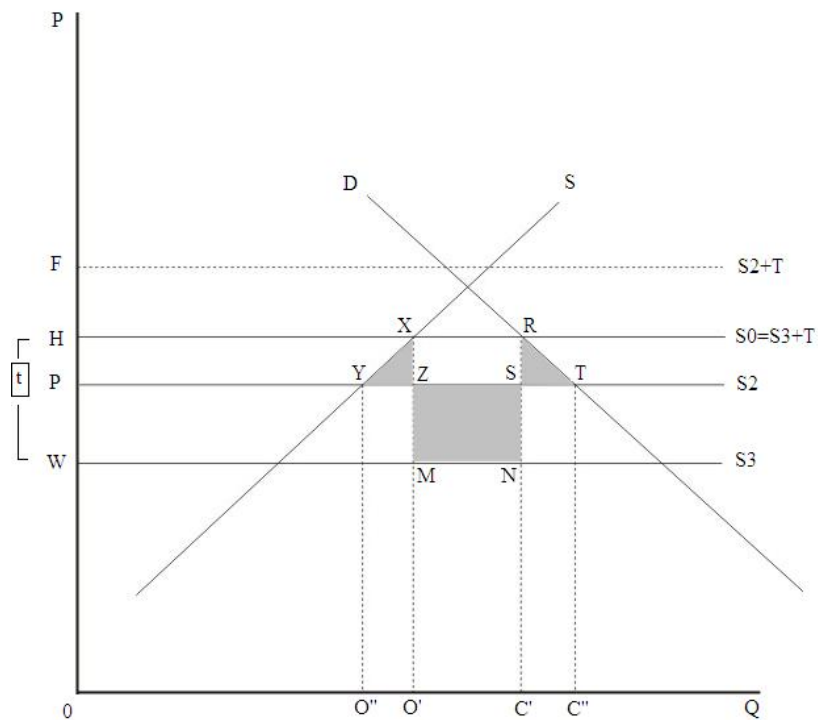


Figura 2 – Oferta e Demanda do bem X no país I (P_1).

3 A PRODUÇÃO DE ARROZ NO ÂMBITO DO MERCOSUL

O arroz exerce um importante papel no mercado agropecuário da América do Sul, embora, os maiores produtores e exportadores estejam na Ásia. O Brasil figura como maior produtor e consumidor de arroz da América Latina. No mercado brasileiro, Argentina e Uruguai competem como exportadores com os Estados Unidos, mas, não com os países asiáticos¹. A partir dos anos 1990, intensificou-se a expansão da produção nesses países. O mesmo comportamento se verifica na produção brasileira, contudo, ainda dependente das importações de Argentina, Estados Unidos e Uruguai para prover a demanda interna. Este capítulo apresenta os aspectos relacionados à produção de arroz nos países signatários do Tratado de Assunção dividindo-os entre superavitários em arroz – Argentina, Paraguai e Uruguai – e o Brasil – maior importador do Bloco. Para esses, aborda-se a evolução da cultura de arroz, assim como, peculiaridades da cultura.

3.1 Argentina, Paraguai e Uruguai: potenciais exportadores de arroz no Mercosul

No Mercosul é latente a distinção entre exportadores e importadores de arroz. Embora o Brasil seja o maior produtor de arroz do Bloco é, também, o maior importador e consumidor do cereal. Contudo, os demais membros que também se dedicam a produção de arroz não possuem um consumo elevado dessa fonte de carboidrato e por esse motivo apresentam um excedente comerciável. À exceção do Brasil, o Mercosul se apresenta como um *player* no comércio de arroz mundial, contudo, boa parte do excedente de arroz no Mercosul continua sendo absorvida pelo Brasil.

3.1.1 O Paraguai: menor *player* do Mercosul

O Paraguai pode ser visto como um país que apresenta uma dinâmica econômica relativamente simples, uma vez que sua base econômica está fortemente vinculada ao setor

¹ Segundo Cornish e Fernandez (2005) entre 1995-2000 Tailândia, Vietnã, Índia e China responderam juntos por 60% da média de 25 milhões de toneladas exportadas ao ano. Esses mesmos países foram responsáveis por 64% das 388 milhões de toneladas produzidas ao ano no mesmo período.

agropecuário. Ressalta-se a importância do setor agropecuário paraguaio que respondeu por 90% do total exportado em 2006 e por 45% da geração de emprego (MAG, 2007). Sob a ótica do mercado de arroz sua influência é quase nula, tanto como, produtor, consumidor ou *player* desse mercado.

No contexto do Mercosul, a importância econômica paraguaia em toda história contemporânea é muito discreta. Sua representatividade no Produto Interno Bruto (PIB) do Bloco foi de 0,8% em 2005 (ECLAC, 2007) e da relação entre Valor Agregado Bruto (VAB) da agricultura² com o PIB manteve uma média de 17% entre 1995 e 2005. Dentre os países do Mercosul o Paraguai possui o PIB mais dependente do setor agropecuário. Em 2005, o VAB desse setor contribuiu com 19,51% na formação do PIB paraguaio passando para 25,20% do PIB em 2006. Somente a agricultura foi responsável por 16,60%, pecuária e exploração florestal, responderam por 6,60% e 1,90%, respectivamente (MAG, 2007).

O principal cultivo do Paraguai é mandioca, base da alimentação da população e responsável por 34,3% da produção total, seguida pela soja com 28,6% do total colhido no país. Na balança comercial da conta de exportações, o principal produto da pauta é a soja, que responde por 45%, seguido do algodão, com 43% do total exportado de produtos primários.

O arroz, nesse caso não tem prioridade e nem expressividade entre as principais *commodities* exportáveis pelo Paraguai, ou seja, foi exportado apenas 50 mil toneladas em 2007 (Tabela 1). Na cultura do cereal utilizam-se os modos de cultivos em sequeiro (terras altas) e irrigado, contudo, o país concentra sua produção no sistema irrigado. Nos anos de 1970, cultivou-se, anualmente, no país, cerca de 26 mil hectares (ha), com produção estimada em 50,8 mil toneladas. A década de 1980 registrou incremento de cerca de 28,85% na área. Contudo, a partir da entrada do Paraguai no Mercosul, sua área tem se mantido por volta de 30 mil ha cultivados por safra. A partir da safra de 1995/96 a produtividade paraguaia vem se mantendo próxima dos 4.000 kg/ha (Tabela 1). Também, em quase todo período de existência do Mercosul manteve a oferta doméstica de arroz superior ao seu consumo, possibilitando um pequeno excedente exportável. Em 2006, sua produção representou apenas 0,76% do total produzido de arroz no Mercosul. Em termos estatísticos esse percentual é insignificante.

Dos Departamentos, pode-se apontar três principais que concentram cerca de 88,20% da produção de arroz paraguaio. Misiones é o departamento que teve maior expressão na produção de arroz na safra 2005/06, respondendo por 46,8% do total produzido no país, seguido de Itapua e Caazapà com 23,1% e 18,3% respectivamente (MAG, 2007).

² Incluindo os valores de caça, silvicultura e pesca.

Conforme a Tabela 1 as lavouras de arroz Guaranis visam suprir apenas a demanda interna – que vem diminuindo ao longo do tempo, visto que, a expressividade na pauta de exportação de produtos agropecuários. O quadro de oferta e demanda paraguaio, que segue, traduz sua pouca expressão no mercado de arroz do Mercosul. Finalmente, o Paraguai tem a menor área semeada de arroz do Mercosul e, também, a menor produtividade nessa cultura – 3,86 t/ha em média entre 1995/2008. Por essas características o Paraguai não figura como destaque na produção de arroz no âmbito do Mercosul.

Tabela 1 – Quadro de oferta e demanda de arroz do Paraguai (1991/2008).

Safra	1991/92	1995/96	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04	2004/05	2005/06	2006/07	2007/08
Área (1.000 há)	33	44	27	27	28	31	28	28	28	28	28
Produtividade (t/ha)	2,58	3,02	3,93	4,06	3,93	4,03	3,93	3,93	3,93	3,93	3,93
Estoque Inicial	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Produção	57,82	90,48	72,11	74,82	74,83	85,03	74,83	74,83	74,83	84	74
Produção Casca	85	133	106	110	110	125	110	110	110	110	110
Oferta Total*	57,82	90,48	72,11	74,82	74,83	85,03	74,83	74,83	74,83	84	84
Importações	3	8	12	10	10	10	10	10	10	10	10
Consumo	60	91	78	83	84	84	81	50	27	34	34
Demanda Total*	63	99	90	93	94	94	91	60	37	44	44
Exportações	0	6	0	0	0	13	34	57	50	50	10
Estoques Finais	0,82	1,48	1,11	0,83	0,83	1,03	0,83	0,83	0,83	0,83	0,82

* - 1.000 Toneladas.

Fonte: *Foreign Agricultural Service* (FAS/USDA, 2008) adaptados pelo autor.

3.1.2 A Argentina: terceira maior produção do Bloco

Dentro do bloco, a Argentina é vista como um grande parceiro comercial em algumas *commodities* e, em outras, como um grande concorrente e detentor do terceiro maior PIB da América Latina. A Argentina é o país do Mercosul que menos depende da agricultura em relação ao PIB mesmo que seja caracterizado como um grande produtor e *player* no mercado agropecuário. Entre 1900 e 1930 a agropecuária contribuiu com 45% da formação do PIB argentino; nos quarenta anos seguintes, 1930-1970, sua contribuição caiu para 17% (FERRER, 2005, p. 264). Entre a década de 1980 e 1990 a participação continuou em declínio, caindo de 10% para 5% no transcurso desse período (FERRER, 2005, p. 341) passando para 4,9% em 2005 (ECLAC, 2007). Essa relação entre Valor Agregado Bruto agropecuário³ e PIB entre 1995 e 2005 vem se mantendo estável ao longo desse período.

³ Incluindo os valores de caça, silvicultura e pesca.

A grave crise econômica enfrentada pela Argentina foi amenizada pelo desempenho do setor agropecuário, uma vez que o PIB desse setor se manteve estável, contrastando com o PIB agregado que veio reduzindo desde 1998-2001. Dessa forma, Delgado (2002) afirma que nesse período o setor agropecuário acompanhou parcialmente o movimento da economia. Essa estabilidade demonstrada pelo setor foi devido, segundo Ferrer (2005), a dotação de recursos naturais na Argentina e o avanço da revolução tecnológica que possibilitaram a redução de custos⁴. Com a reforma cambial de janeiro de 2002, que acabou com a paridade peso/dólar mantida por quase 11 anos, o setor voltou a encontrar espaço para crescer com suporte na conjuntura internacional favorável ao agronegócio, pois, o crescimento do PIB agregado da economia em 2007 foi de 9,7% (INDEC, 2008).

Sem dúvida, foi um cenário pessimista até fins da crise para economia como um todo. O PIB teve uma retração de 18% a preços constantes, mas, segundo Freijo, Portillo e Maceira (2003) a agricultura manteve um padrão contra-cíclico durante o auge da crise. O crescimento verificado no setor agropecuário se deve, principalmente, ao complexo soja, em especial, pelo uso de transgênicos que mais tarde estendeu-se ao Brasil. Nesse cenário, Freijo, Portillo e Maceira (2003) reconhecem que as exportações de produtos primários de pesca (PPP) e manufaturas de origem agropecuária (MOA) cresceram 9% em 2002, enquanto que os setores de veículos e combustíveis apresentaram decréscimos na produção.

O milho é o principal cereal produzido pela Argentina e respondeu por 45,52% da produção entre as safras de 2001/02 e 2005/06 seguido do trigo e do sorgo representando cerca de 40,41% e 7,31 %, respectivamente, da produção total. Assim como no Paraguai, a produção de arroz não tem muita expressividade, e representou, nesse período, apenas 2,65% da produção portenha de grãos e 8,66% do Bloco. Dentre os produtos de destaque em representatividade na pauta de exportação, fazem parte o complexo soja e cereais, com 40% e 16% do montante de US\$ 12,9 milhões porque respondem os PPP e MOA em 2005. Contudo, segundo Chaloult e Hillcoat (1996, 1997), com um olhar sobre o fluxo comercial agropecuário entre Brasil e Argentina nos primeiros anos de Mercosul, as exportações portenhas de arroz passaram a ter importância para a Argentina, pois, quase triplicaram.

Nesse sentido, são latentes quatro momentos na história do arroz na Argentina: década de 1970 em que a área semeada não ultrapassava os cem mil hectares e com produtividades médias de 3.500 kg/ha; década de 1980, momento em que a produção deu sinais de avanço baseada nos incrementos de produtividade que se aproximou dos 4.000 kg/ha; nos anos 1990

⁴ Ferrer (2005, p. 241) salienta esse resultado devido aos avanços como a rotação de cultura, plantio direto, nova gama de insumos (máquinas, implementos e herbicidas) e a biotecnologia.

a área semeada aproximou-se dos 200 mil ha, com produtividade por volta de 5.000 kg/ha; e o primeiro quinquênio dos anos 2000, período em que a produção Argentina experimenta um salto tecnológico bem definido baseado no avanço da produção combinando eficiência.

Verificou-se, entre as safras de 1991/92 e 2006/07, a ampliação de 90,52% da produção Argentina de arroz. Contudo, na safra 2006/07 ocorreu retrocesso que pode ser explicado, em parte, pelo bom desempenho no mercado internacional de outras *commodities* e o fraco desempenho do arroz.

O cultivo desse cereal se concentra no método irrigado e é geograficamente localizado ao norte da Argentina. É explorado principalmente nas províncias de Entre Rios, Corrientes, Santa Fé, Formosa, Misiones e Chaco. Dessas, Entre Rios e Corrientes se destacam na produção. Corrientes sozinha respondeu em 2005/06 por 45,45% (545,6 mil toneladas) dos 170,3 mil ha semeados (SAGPyA, 2008), seguida de Entre Rios e Santa Fé com 38,34% e 11,69% do total. Essas três províncias concentram cerca de 95,48% da produção Argentina na safra 2005/06 (SAGPyA, 2008). Esses departamentos, também, concentram fortemente a indústria processadora de arroz. Entre Rios processa cerca de 85% de tudo que é produzido no país em 45 indústrias processadoras – 37 delas estão localizadas na província de Entre Rios (SAGPyA, 2008). Contudo, boa parte dessa produção tem como destino o mercado externo.

Na Argentina, conforme o seu quadro de oferta e demanda (Tabela 2), o arroz não ocupa um lugar de destaque no cardápio Portenho, pois, suas exportações superaram o próprio consumo⁵ interno na maioria das safras. Depois do Brasil, a Argentina é o segundo maior produtor de arroz no Mercosul conforme a área semeada. Sua produtividade, que gira em torno de uma média de 5,88 t/ha é ainda inferior a média atingida no Uruguai e, dessa forma, sua produção ocupa o posto de terceira maior do Bloco com uma previsão de produção de 654 toneladas para a safra 2007/08. Quanto às importações, ao longo de sua história o volume tem sido discreto e insignificante.

⁵ Segundo o INDEC (2008), o consumo *per capita*, considerando alimentação no interior e fora do domicílio, está por volta de 5 a 6 kg/ano.

Tabela 2 – Quadro de oferta e demanda de arroz na Argentina (1991/2008).

Safra	1991/92	1995/96	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04	2004/05	2005/06	2006/07	2007/08
Área (1.000 ha)	140	193	151	124	133	174	165	169	162	180	140
Produtividade (t/ha)	4,67	5,11	5,77	5,74	5,40	6,56	6,37	6,95	6,56	6,92	4,67
Estoque Inicial	50	124	244	211	306	351	534	617	646	592	50
Produção	444,90	670,75	593,20	484,35	488,44	776,87	714,97	799,32	723,13	847,62	444,90
Produção casca	654	986	872	712	718	1.142	1.051	1.175	1.063	1.246	654
Oferta Total*	494,90	794,75	837,20	693,35	794,44	1.127,87	1.248,97	1.416,32	1.369,13	1.439,62	494,90
Importações	2	7	13	11	18	10	10	9	10	10	2
Consumo	180	210	235	245	265	275	285	294	305	310	180
Demanda Total*	182	217	248	256	273	285	295	303	315	320	182
Exportações	207	366	378	134	175	294	325	450	450	450	207
Estoques Finais	109,90	225,75	237,20	327,35	372,44	568,87	648,97	681,32	624,13	689,62	109,90

* - 1.000 Toneladas.

Fonte: *Foreign Agricultural Service* (FAS/USDA, 2008) adaptados pelo autor.

3.1.3 O Uruguai: excelência na produção de arroz no Mercosul

O Uruguai é um país predominantemente pecuarista, tendo 85% do território dedicado ao pastoreio. No contexto do Mercosul, tem o terceiro maior PIB do Bloco e representou cerca de 2,07% em 2005 (ECLAC, 2007). A relação entre Valor Agregado Bruto da agricultura⁶ com o PIB entre 1995 e 2005, cresceu aproximadamente 2,81%. O país, mesmo com uma economia de dimensões diminutas, a relação VAB da agropecuária/PIB é próxima a brasileira e superior a Argentina. Em 2005 o VAB agropecuário uruguaio contribuiu para 8,86% da formação no PIB caindo para 8,79%, em 2006 (MAG/DIEA, 2008).

Assim como na Argentina, a consolidação do Mercosul foi benéfica para a produção agrícola uruguaia. Apesar de ter 24,3% do total das exportações representados pelo complexo carnes, os maiores reflexos recaíram sobre a produção agrícola lastreado no bom desempenho externo das oleaginosas (MAG/DIEA, 2008). A soja, que ocupava uma área de 18,6 mil ha em 1990/91 saltou para 309,1 mil ha em 2005/06 (DIEA, 2007). Sua importância nas exportações também cresceu, pois, dos 24% passou a representar 30,1% das exportações agrícolas em 2006. Mesmo assim, o arroz vem se mantendo como segundo maior cultivo em área no Uruguai.

A produção de arroz uruguaio, na safra 2005/06, respondeu por 43,5% do total produzido pelo Uruguai seguido da soja (21,20%) e do trigo (15,2%). A representatividade do arroz também é grande na pauta de exportações de produtos agrícolas. Em 2006, as exportações de arroz responderam por 47% do total de produtos agrícolas exportados. O

⁶ Incluindo os valores de caça, silvicultura e pesca.

arroz, além de representar um dos principais produtos exportáveis do Uruguai, se apresenta com uma organização *sui generis* em relação aos demais do Bloco. Segundo Oliveira (2007) o número reduzido de produtores e de indústrias se traduz em duas associações – Associação de Cultivadores de Arroz do Uruguai (ACA) e Associação e Indústria de Molinos Arroceros (GMA) – que, segundo Batello (2008), definem um “*Precio Convenio*” que é o mesmo para todos os produtores a fim de dividir os resultados comerciais. Dessa forma, segundo Batello (2007) tal integração vertical vai além de uma prévia fixação de preços para comercialização, pois, permite acordar políticas comuns em diversas frentes, como sementes, pesquisa, crédito, dentre outras que garantem a estabilidade da lavoura orizícola.

Segundo Batello (2008) o método de cultivo do arroz uruguaio é 100% irrigado e está concentrado em três regiões: Norte e Litoral Oeste (Artigas, Salto, Paysandú, Rio Negro e Soriano), Centro (Rivera, Tacuarembó e Durazno) e Leste (Cerro Largo, Treinta y Três, Rocha e Lavalleja). O Norte e o Litoral Oeste concentraram cerca de 23,60% da produção de arroz do país em 2005/06, com produtividade média de 7.905 kg/ha. O Centro, responde por 10,30% da produção obtendo uma produtividade média de 6.834 kg/ha. A Região Leste do Uruguai é a principal produtora de arroz no país, pois, participou com 66,10% da produção com produtividade de 7.165 kg/ha.

Assim como na Argentina, a maior parte do arroz produzido no Uruguai é voltado para exportação em função do baixo consumo⁷ desse cereal no mercado interno. Segundo a ACA (2008) o Uruguai é o maior exportador da América Latina e nos últimos anos alterna entre quinto ou oitavo maior exportador do mundo. Assim sendo, cerca de 81,71% do total da produção em 2005/06 foi exportada. Por essas razões, o Uruguai se configura como o grande agente exportador de arroz no Mercosul. Assim, sua produção está voltada à demanda no mercado internacional, principalmente, a brasileira.

O Uruguai parece estar ciente da vulnerabilidade e riscos de uma produção voltada para poucos mercados, aludindo a uma maior diversificação dos destinos para o arroz. Há que se ressaltar que em 1998 eram destinados ao Brasil 75,80% de todo o cereal exportado pelo Uruguai. Em 2006, em função de o Brasil ser o principal demandante de arroz uruguaio, o Uruguai a buscou novos mercados – Irã, Haiti, Bélgica, Iraque, dentre outros – diminuindo para cerca de 39,02% a participação do Brasil na demanda por exportações uruguaias. A ACA (2008) com base nos levantamentos da CONAB (2008b) projetou que o Uruguai deverá

⁷ Segundo a ACA (2008), o consumo *per capita*, considerando alimentação no interior e fora do domicílio, está por volta de 7,4 kg/ano.

exportar em 2008, cerca de 500 mil toneladas para o Brasil – aproximadamente 43% do total projetado para exportação em 2008.

Conforme a Tabela 3 o Uruguai possui uma área semeada semelhante as proporções da Argentina. Contudo, sua produtividade média de 6,78 t/ha é a maior do Bloco o que lhe garante figurar como segundo maior produtor do cereal (Tabela 3). O grande volume produzido (735 mil toneladas por safra em média), aliado à produtividade (6,61 t/ha em média) e baixo consumo, se traduzem em um excedente exportável e competitivo externamente. Dessa forma, o Uruguai se apresenta como o maior *player* entre os exportadores de arroz no Mercosul. A Tabela 3 sintetiza o quadro de oferta e demanda do arroz uruguaio.

Tabela 3 – Quadro de oferta e demanda de arroz no Uruguai (1991/2008).

Safra	1991/92	1995/96	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04	2004/05	2005/06	2006/07	2007/08
Área (1.000 ha)	127	146	154	160	153	186	180	177	145	180	145
Produtividade (t/ha)	4,87	6,62	6,69	5,88	5,92	6,79	6,74	7,29	7,88	7,14	6,87
Estoque Inicial	41	19	173	58	141	60	119	94	64	64	35
Produção	421,09	657,82	700,68	639,46	616,33	859,18	825,85	878,23	777,55	874,83	832,17
Produção Casca	619	967	1.030	940	906	1.263	1.214	1.291	1.143	1.286	1.190
Oferta Total[†]	462,09	680,82	873,68	697,46	757,33	919,18	944,85	972,23	841,55	938,83	867,17
Importações	0	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Consumo	80	80	100	100	100	100	100	100	100	100	65
Demanda Total*	80	84	100	100	100	100	100	100	100	100	65
Exportações	344	600	736	475	615	725	775	834	700	800	748,30
Estoques Finais	38,09	0,82	37,68	122,46	42,33	94,18	69,85	38,23	41,55	38,83	38,09

* - 1.000 Toneladas.

Fonte: *Foreign Agricultural Service (FAS/USDA, 2008)* adaptados pelo autor.

3.2 O Brasil: maior produtor e consumidor do Mercosul

O Brasil possui uma das economias mais industrializadas e também o maior mercado da América Latina com o setor agropecuário respondendo por considerável parcela do PIB e exportações. No contexto do Mercosul, o país responde por cerca de 66,16% do PIB do Bloco (ECLAC, 2007). É ainda, o maior PIB da América Latina, em 2005 respondeu por cerca de 30,72% do PIB total. A relação entre Valor Agregado Bruto da agricultura⁸ com o PIB, entre 1995 e 2005, cresceu, aproximadamente, 14,16%. Dos países do Bloco, considerando a

⁸ Incluindo os valores de caça, silvicultura e pesca. Ainda, Lucena e Souza (2001) concluíram que o complexo agroindustrial brasileiro segue exercendo importantes impactos sobre a economia, principalmente, pelas compras de insumos e geração de emprego.

grande diversificação da economia, a relação VAB da agricultura/PIB é a segunda maior do Bloco, ratificando a herança agroexportadora.

Em 2007 o VAB da agricultura contribuiu com 5,52% na formação do PIB brasileiro contra os 4,16% de 2006 (IBGE, 2008). Como boa parte desse VAB é gerado por exportáveis o arroz não se destaca muito em extensão de área no Brasil (cerca de 6,13%), pois, não é um produto com excedente para o mercado externo. Dessa forma, segundo a Conab (2008c, 2008d) o arroz representa cerca de 8,5% da safra 2007/08 de grãos brasileira, atrás da soja (41,77%) e do milho (40,78%).

A expressividade das importações do Bloco para complementar a oferta doméstica se justificam, pois, o arroz é largamente utilizado no cardápio dos brasileiros para suprir boa parte das necessidades calóricas da população, além de ser consumido em todas as classes, principalmente, nas dos três primeiros estratos de renda⁹ (HOFFMANN, 2000, p. 19) é garantia de segurança alimentar.

Por isso sua história no Brasil é antiga e, conforme Pereira (2002), o cultivo do arroz é anterior à colonização, pois, os índios já conheciam o cereal por *abati-uaupé* – milho d'água, em idioma tupi. No século XVI já fazia parte das lavouras da Bahia passando a importante cultivo do Maranhão no século XVIII para se beneficiar no Rio de Janeiro, capital brasileira até a construção de Brasília (DF). Em meados dos XVIII e XIX o cereal até mesmo chegou a fazer parte da pauta de exportação brasileira. Mas, o desenvolvimento da cultura só se acentuou nos séculos XX e XXI.

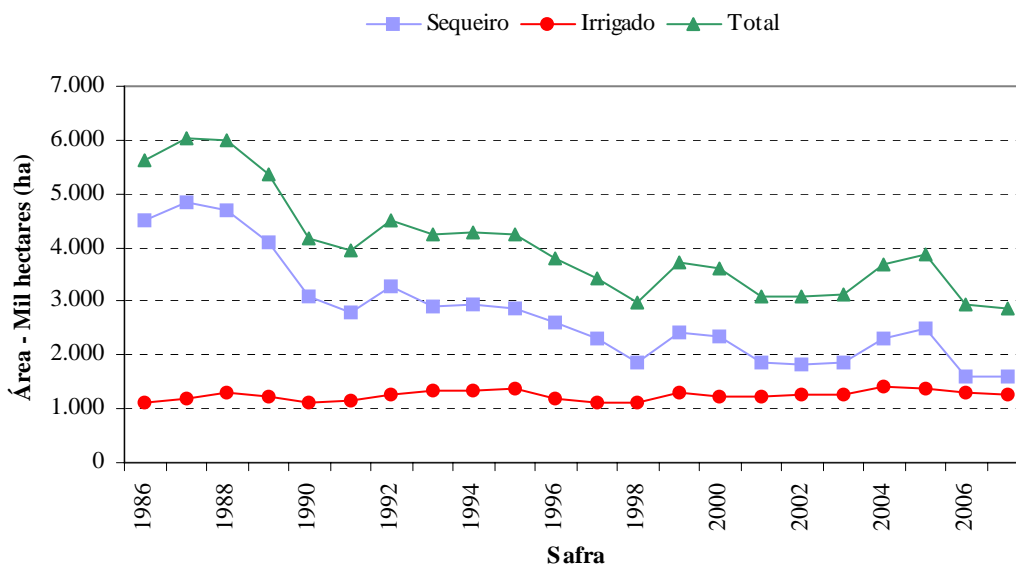
3.2.1 A evolução da produção, produtividade e da área de arroz brasileira

O processo de produção do arroz no Brasil utiliza-se de dois padrões tecnológicos distintos: i) arroz de terras altas (sequeiro), cultivo predominante nos Estados do Centro-Oeste, Norte e Nordeste; e, ii) arroz irrigado, cultivado principalmente na Região Sul. A característica que determina o tipo de cultivo é a intensa utilização de recursos hídricos que demanda o sistema irrigado (GOMES E MAGALHÃES JR., 2004).

Em 1986, a área cultivada de arroz no Brasil era de 5.608 mil hectares, sendo 1.110 mil ha de irrigado e 4.498 mil ha de terras altas. Em 2007, esta área diminuiu para cerca de

⁹ Essa afirmação se baseia nos estratos de renda segundo o IBGE (1998) que engloba até aqueles que recebem mais de 3 a 5 salários mínimos.

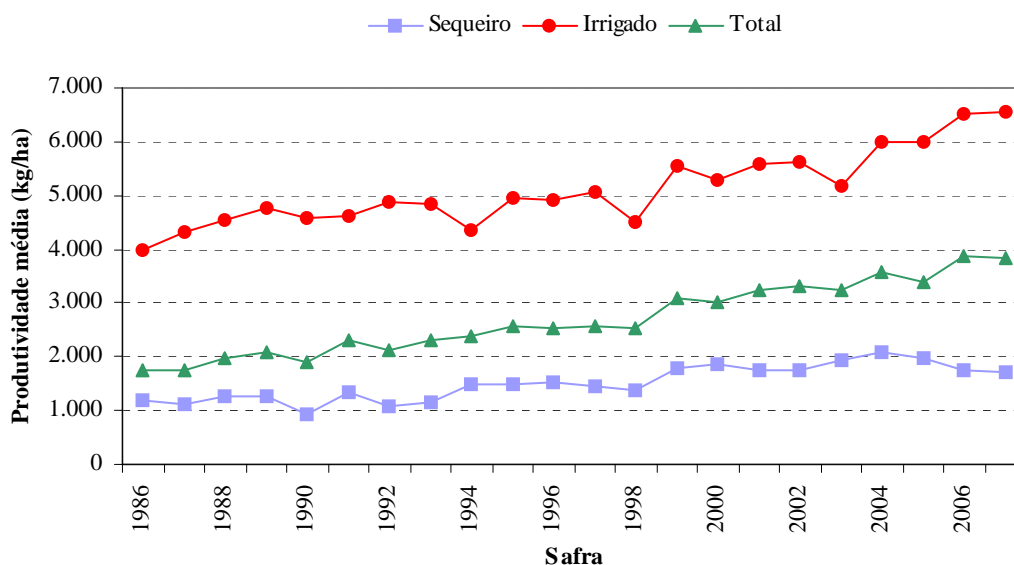
2.863 mil ha, e está atualmente distribuída entre 1.259 mil ha de arroz irrigado e 1.604 mil ha de sequeiro. Dessa forma, entre 1985 e 2007 houve decréscimo de 48,94% da área cultivada com o cereal no Brasil, sendo que em sequeiro houve declínio de 64,34%, enquanto o irrigado cresceu cerca de 13,48%. Esse avanço da área de arroz cultivado em sistema irrigado em meio à queda da área total brasileira pode ser vislumbrado na figura que segue.



Fonte: Embrapa (2008).

Figura 3 – Área cultivada com arroz no Brasil, por sistema de cultivo (1986/2007).

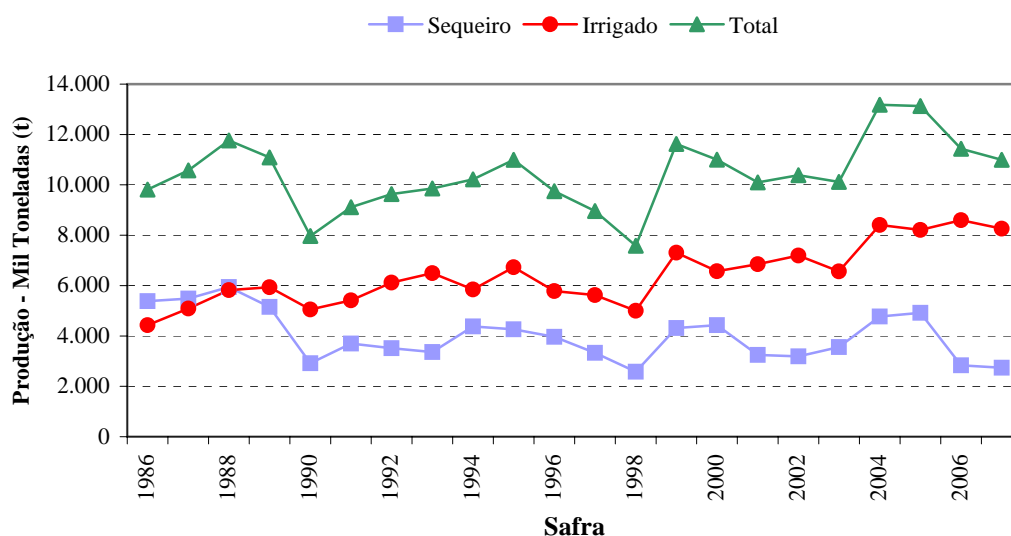
Mesmo com a redução da fronteira agrícola, os avanços tecnológicos permitiram que a produtividade (rendimento) médio das lavouras orizícolas no Brasil fosse crescente (Figura 4). Em 1986, o país apresentava rendimento de 1.750 quilogramas por hectare (kg/ha), apresentando o arroz em terras altas produtividade média de 1.197 kg/ha e o irrigado 3.992 kg/ha. O rendimento década após década vem crescendo e somente nos anos 1990, a produtividade média cresceu em 62% e mais 26% entre 2000 e 2007. Ao todo, o rendimento médio da lavoura arrozeira no Brasil cresceu 118,7% desde 1986. O arroz de cultivo irrigado é o que tem puxado essa média para cima ao longo dessas décadas. Pois, a produtividade média do tipo irrigado elevou-se para 64,28% (4.000 kg/ha para 6.558 kg/ha) contra 42,54% (1.197 kg/ha para 1.706 kg/ha) do cereal cultivado em terras altas. A figura que segue traduz essa evolução da produtividade brasileira ao longo de sua história.



Fonte: Embrapa (2008).

Figura 4 – Produtividade média do arroz no Brasil, por sistema de cultivo (1986/2007).

Assim, o suprimento de arroz esteve garantido e a produção se manteve equilibrada, mesmo com a redução da área semeada. Comparando-se as safras de 1986 e 2007, verifica-se um crescimento de 12,05% na produção total, passando de 9.813 mil toneladas, para 10.996 mil toneladas. Por sistema, essa variação foi de um incremento em 86,46% no cultivo irrigado enquanto nas áreas de sequeiro houve uma queda de 49,17% (Figura 4). Nesse sentido, é evidente a dicotomia no comportamento da produção brasileira de arroz segundo os modos de cultivo. Pois, as vantagens competitivas naturais de algumas Regiões têm se traduzido na especialização do cultivo. O caso irrigado, no Sul, assim como, se verificou no Uruguai e Argentina tem avançado em pesquisa e produtividade. Contudo, de outro lado, o cultivo em terras altas tem sido substituído por outras culturas.



Fonte: Embrapa (2008).

Figura 5 – Produção de arroz no Brasil, por sistema de cultivo (1986/2007).

Essas inerentes diferenças regionais levam à especialização do sistema de cultivo salientado pela história da evolução da cultura no Brasil. A Região Sul do país, ao longo de 30 safras, apresentou um equilíbrio na área de cultivo. Dessa forma, na safra de 1976/77 foram semeados 1.278 mil hectares, que se comparados à safra 2005/06 e 2006/07 – que apresentaram um cultivo de 1.258 mil ha e 1.167 mil ha, respectivamente – ambas sofreram variação negativa muito pequena se comparado às demais Regiões.

Apesar da quase manutenção da extensão de área plantada, a tecnologia adotada na Região Sul proporcionou um impressionante ganho de eficiência, com produtividades crescentes a cada safra – ignorando adversidades climáticas. O desenvolvimento e a disseminação de novos cultivares pelos produtores, cujas características apresentam alta produtividade, qualidade de grão e estabilidade de produção, foram responsáveis pelo incremento produtivo da Região (ALVIM E NETTO, 1999).

Polarizada e com características de produção diferentes, o caminho da produção do arroz foi alternado ao longo de sua história. Dessa forma, distingue-se um pólo irrigado no Sul do país e outro de sequeiro formado por Estados como Matogrosso (MT), Tocantins (TO) e Maranhão (MA) (FERREIRA E WANDER, 2005, p. 39). A área no segundo pólo tem diminuído em função da substituição dessas áreas de arroz de sequeiro motivadas por preços

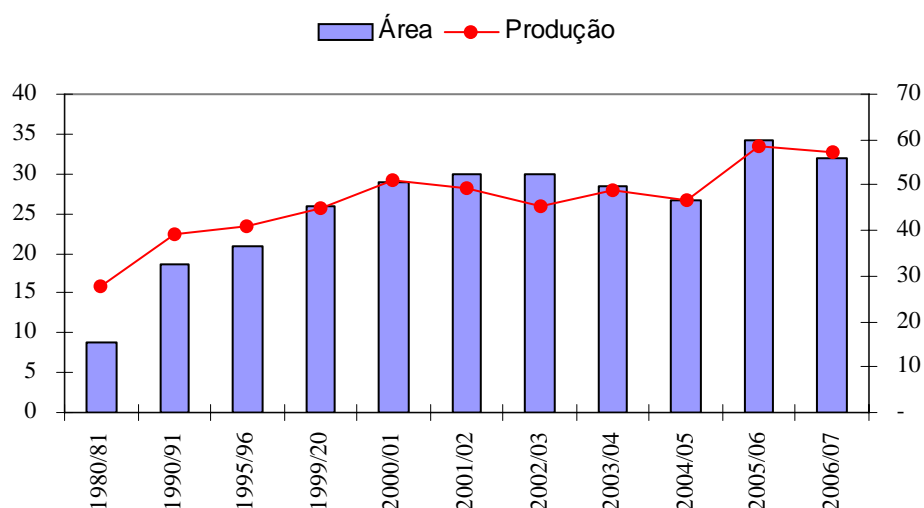
mais atrativos¹⁰ em culturas como soja, milho e outras (ALVIM E NETTO 1999, p. 15). Diferentemente, em uma fronteira de produção mais antiga como o Sul, o arroz tem maior importância em determinadas propriedades rurais – propícias à produção do cereal – e capital imobilizado próprio para a cultura devendo-se então manter a produção para cobrir os custos fixos (ALVIM E WAQUIL, 1998, p. 15). Ainda, Alvim e Netto (1999) e Alvim e Waquil (1998) salientam o avanço das pesquisas concernentes a melhoria genética dos cultivares de arroz irrigado. Também, a Região Sul apresentou uma concentração de instituições de pesquisa e extensão rural, os quais permitiram que os resultados dos campos experimentais sejam transferidos com mais rapidez e eficiência para a maioria dos produtores de arroz.

A existência de recursos naturais favoráveis ao cultivo do arroz irrigado, com produtividade muito mais elevada do que o arroz de sequeiro, bem como a presença de extensos vales e baixadas planas e úmidas, como também, a abundância de recursos hídricos, foram fundamentais para a expansão do cereal por toda a Metade Sul do Estado do Rio Grande do Sul (OLIVEIRA, 2007). Conforme (GOMES E MAGALHÃES JR., 2004), em termos locais, essa é a principal cultura, participando com 40% da produção gaúcha.

Por outro lado, o mesmo comportamento não se verifica nas demais Regiões brasileiras. Posterior a safra de 1992/93, a Região Sul se manteve com a maior extensão de área cultivada de arroz no Brasil – exceto na safra 1995/96 em que a área foi ligeiramente inferior a Região Nordeste. É possível verificar uma ampliação dessa participação em virtude da redução de área em praticamente todas as demais Regiões do País – exceto na Região Norte.

Para se ter idéia do peso do Estado do RS na produção nacional de arroz basta observar a evolução da representatividade da área e produção do Rio Grande do Sul em relação ao total brasileiro (Figura 6). Entre as safras 2000/01 e 2006/07, o Estado Gaúcho passa a responder, em média, por 51% do total da produção brasileira de arroz e por volta de 30% da área semeada com o cereal.

¹⁰ É provável que um aumento do preço no período anterior estimule o aumento da produção no período seguinte. Então, o agricultor responde a uma variação no preço, seja através de uma variação na área plantada, seja através da utilização de diferentes quantidades de insumos agrícolas (ALVIM E WAQUIL, 1998, p. 12).



Fonte: Elaboração própria com dados CONAB (2008a) / IRGA (2008).

Figura 6 – Relação Percentual (%) entre Rio Grande do Sul e Brasil: Área semeada e produção (1980/2007).

Por Regiões, confrontando os extremos (safras 1991/92 e 2006/07), conforme a Tabela 4 é possível notar expressivas reduções nas áreas semeadas nas Regiões Centro-Oeste (– 59,87%), Nordeste (– 36,94%) e Sudeste (– 83,43%). Embora, os extremos sejam passíveis de vieses, nota-se que a taxa de crescimento anual da área nessas Regiões foi igualmente negativa, com destaque para o Sudeste que apresenta uma taxa de crescimento negativa de cerca de 8,05% ao ano, seguido do Centro-Oeste e Nordeste, com taxas negativas de 5,58% e 2,12%, respectivamente. Contudo, o Norte foi a única Região que registrou um significativo aumento de área, com elevação de 5,11% no período em questão puxado a uma taxa de crescimento de área anual de 3,41%. No Sul, a taxa de crescimento também foi positiva, mas, com uma magnitude inferior, ou seja, a área cresceu somente 0,47% ao ano. Assim, observou-se que durante 30 safras a área total semeada no Brasil diminuiu cerca de 50,50% a uma taxa de crescimento de – 2,48%. Nesse mesmo período, o Estado do Rio Grande Sul vem aumentando sua proporção da área plantada no Brasil em 2,11% ao ano. Pois, em 1976/77 respondia por 9,45% (566 mil ha) da área total plantada passando a 954 mil ha em 2006/07 (32,16%).

Tabela 4 – Área plantada de arroz no Brasil – 1976/77 a 2006/07 – em mil hectares.

Safras	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul	Rio Grande do Sul	Brasil	% RS
1991/92	471,80	1.183,40	1.103,10	694,10	1.162,00	875,00	4.614,40	18,96
1992/93	467,30	1.050,80	971,00	654,60	1.241,60	960,00	4.385,30	21,89
1993/94	542,40	1.097,40	924,90	576,20	1.250,30	975,00	4.391,20	22,20
1994/95	604,00	1.113,60	767,00	544,00	1.239,30	975,00	4.267,90	22,84
1995/96	532,50	1.081,90	718,50	452,00	1.078,70	828,80	3.863,60	21,45
1996/97	529,60	1.010,10	555,00	374,00	1.025,70	779,10	3.494,40	22,30
1997/98	575,00	712,40	617,40	269,00	1.075,20	849,20	3.249,00	26,14
1998/99	621,10	757,50	1.007,90	264,60	1.194,10	985,10	3.845,20	25,62
1999/00	615,60	800,00	896,70	208,70	1.156,60	942,20	3.677,60	25,62
2000/01	563,40	727,90	630,90	171,40	1.155,00	940,30	3.248,60	28,94
2001/02	529,50	735,30	605,20	145,80	1.203,80	985,00	3.219,60	30,59
2002/03	551,60	720,30	606,30	133,10	1.174,80	960,40	3.186,10	30,14
2003/04	593,00	777,00	892,40	136,10	1.277,50	1.060,80	3.676,00	28,86
2004/05	663,30	820,50	1.013,60	152,30	1.288,20	1.071,20	3.937,90	27,20
2005/06	455,40	734,90	442,20	127,40	1.257,90	1.039,70	3.017,80	34,45
2006/07	495,90	746,20	442,70	115,00	1.167,70	954,40	2.967,50	32,16
Média	450,66	1.061,05	1.325,75	609,18	1.140,18	820,82	4.586,83	19,66
Taxa de Crescimento Anual¹¹ (%)	3,41	-2,12	-5,58	-8,05	0,47	2,11	-2,48	

* - Referente ao intervalo que compreende as safras de 1976/77 a 2006/07. Obtida através do modelo log-linear $\ln Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t$, em que a Taxa de Crescimento é resultado de $\exp^{\alpha_1} - 1 * 100$.

Fonte: Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB, 2008a).

Embora exista uma aparente redução da área semeada no Brasil, verifica-se o aumento da produção com base em ganhos de eficiência e não no alargamento da fronteira agrícola. Esse fenômeno, como salientado, tem fortes características regionais, ou seja, na Região Sul se concentrou maior parte dessa produção formando o já referido pólo. Conforme verificado na série de preço¹¹ pago ao produtor, mesmo com os preços do cereal em franca queda – presença de tendência determinista – ao longo da década de 90 a produção continuou crescendo (ALVIM E NETTO, 1999). Cerca de 10,36% entre a safras 1991/92 e 1999/00 e crescendo mais 23% no período seguinte (safras 2000/01 a 2006/07) puxada por uma taxa de crescimento de 3,45% ao ano – 3,92% no Rio Grande do Sul. Se observado os extremos desse intervalo, 1991/92 a 2006/07 a Região Sul, que cresceu cerca de 40% nessas 17 safras e pode ser considerada responsável pela estabilidade no fornecimento de arroz à população (GOMES E MAGALHÃES JR., 2004).

Novamente, as Regiões Centro-Oeste, Sudeste e Nordeste foram as únicas que apresentaram redução de produção. Contudo, no Brasil como um todo observa-se avanço de 1,17% no volume produzido (Tabela 5). Isso é resultado basicamente do aumento da produtividade e não no aumento da fronteira agrícola.

¹¹ Para uma abordagem das componentes da série temporal de preços pagos ao produtor, base casca e fornecido pelo IRGA, ver Viana e Souza (2006).

Tabela 5 – Produção de arroz no Brasil – 1976/77 a 2006/07 – mil toneladas.

Safras	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul	Rio Grande do Sul	Brasil	% RS
1991/92	744,20	884,10	1.741,20	1.234,30	5.499,30	4.567,50	10.103,10	45,21
1992/93	761,30	816,80	1.343,20	1.229,40	5.752,30	4.886,40	9.903,00	49,34
1993/94	977,30	1.628,70	1.675,00	1.063,20	5.179,20	4.221,80	10.523,40	40,12
1994/95	1.109,00	1.709,40	1.459,00	947,50	6.013,10	5.070,00	11.238,00	45,11
1995/96	996,00	1.684,80	1.410,60	811,20	5.135,30	4.210,30	10.037,90	41,94
1996/97	985,20	1.502,20	1.177,80	729,80	5.129,50	4.160,40	9.524,50	43,68
1997/98	968,70	933,10	1.470,90	508,60	4.581,60	3.609,10	8.462,90	42,65
1998/99	1.098,60	1.120,00	2.330,30	485,70	6.547,60	5.605,20	11.582,20	48,39
1999/00	1.150,90	1.337,20	2.428,20	438,00	6.068,80	5.087,90	11.423,10	44,54
2000/01	1.121,20	1.004,50	1.684,30	325,20	6.250,80	5.190,50	10.386,00	49,98
2001/02	1.090,00	966,40	1.650,10	343,00	6.576,60	5.464,80	10.626,10	51,43
2002/03	1.261,50	1.124,80	1.749,10	311,60	5.920,10	4.696,40	10.367,10	45,30
2003/04	1.330,50	1.168,30	2.517,50	337,00	7.607,10	6.432,70	12.960,40	49,63
2004/05	1.529,80	1.251,80	2.660,70	379,70	7.533,00	6.332,90	13.355,00	47,42
2005/06	1.014,60	1.115,10	1.139,00	300,80	8.152,20	6.872,90	11.721,70	58,63
2006/07	1.115,80	1.047,30	1.180,80	274,60	7.698,10	6.419,60	11.316,60	56,73
Média	796,70	1.289,71	1.961,73	972,77	5.044,82	4.114,68	10.064,58	40,05
Taxa de Crescimento Anual* (%)	5,40	-0,61	-1,75	-5,82	3,45	3,92	1,17	

* - Referente ao intervalo que compreende as safras de 1976/77 a 2006/07. Obtida através do modelo log-linear $\ln Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t$, em que a Taxa de Crescimento é resultado de $\exp^{\alpha_1} - 1 * 100$.

Fonte: Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB, 2008a).

A possibilidade de se manter crescente a produção, mesmo com decréscimo de área semeada e pressão nos preços externo e interno foi possível devido ao incremento tecnológico nas lavouras. Novos cultivares foram desenvolvidos, de melhor qualidade e rendimento, resistência a adversidades climáticas, facilitando os manejos das lavouras e fertilização adequada, além da introdução de novos métodos de controle de pragas e doenças, acarretaram incremento médio de 81% no rendimento médio das lavouras no Brasil (safras 1976/77 a 2006/07), como se pode notar na Tabela 6. A produtividade média brasileira cresceu cerca de 3,75% ao ano. Todas as Regiões ao longo do tempo aumentaram sua eficiência, mas, com incrementos diferenciados (Tabela 6).

O maior salto de produtividade verificado foi no Centro-Oeste que aumentou sua produtividade em 4,06% ao ano. Na Região Sul, cuja produtividade é superior as demais Regiões, a taxa foi superior e se manteve por volta de 2,97% ao ano. Esse avanço, em todas as Regiões, elevou a produtividade média brasileira a 2.361 kg/ha a uma taxa de crescimento de 3,75% a cada safra (Tabela 6).

Tabela 6 – Produtividade do arroz no Brasil – 1976/77 a 2006/07 – kg/ha.

Safras	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul	Rio Grande do Sul	Brasil
1991/92	1,577	0,747	1,579	1,778	4,417	5,220	2,190
1992/93	1,629	0,777	1,383	1,878	4,733	5,090	2,258
1993/94	1,802	1,484	1,811	1,845	4,633	4,330	2,397
1994/95	1,836	1,535	1,902	1,742	4,142	5,200	2,633
1995/96	1,870	1,557	1,963	1,795	4,852	5,080	2,598
1996/97	1,860	1,487	2,122	1,951	4,761	5,340	2,726
1997/98	1,685	1,310	2,382	1,891	5,001	4,250	2,605
1998/99	1,769	1,479	2,312	1,836	4,261	5,690	3,012
1999/00	1,870	1,672	2,708	2,099	5,247	5,400	3,106
2000/01	1,990	1,380	2,670	1,897	5,412	5,520	3,197
2001/02	2,059	1,314	2,727	2,353	5,463	5,548	3,300
2002/03	2,287	1,562	2,885	2,341	5,039	4,890	3,254
2003/04	2,244	1,504	2,821	2,476	5,953	6,064	3,511
2004/05	2,306	1,526	2,625	2,493	5,847	5,912	3,377
2005/06	2,228	1,517	2,576	2,361	6,481	6,610	3,884
2006/07	2,250	1,403	2,667	2,388	6,593	6,726	3,814
Média	1,699	1,254	1,770	1,793	4,305	4,875	2,361
Taxa de Crescimento Anual* (%)	1,93	1,54	4,06	2,43	2,97	1,77	3,75

* - Referente ao intervalo que compreende as safras de 1976/77 a 2006/07. Obtida através do modelo log-linear $\ln Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t$, em que a Taxa de Crescimento é resultado de $\exp^{\alpha_1} - 1 * 100$.

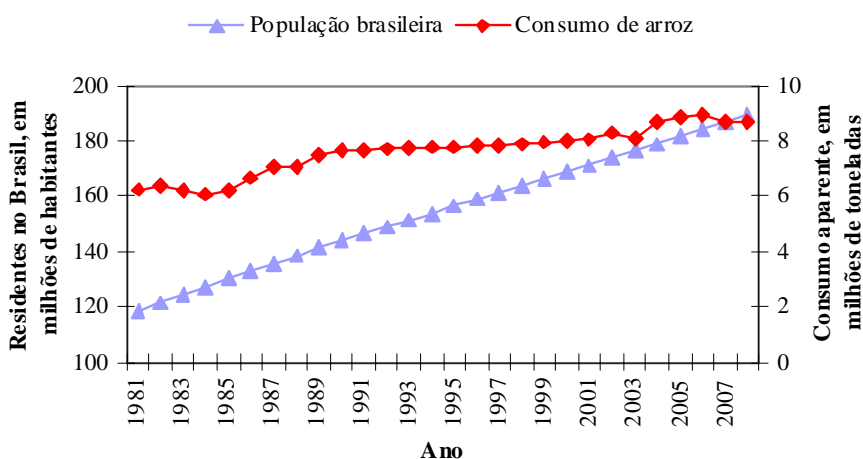
Fonte: Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB, 2008a).

Em função do elevado consumo interno a produção nacional não conseguiu – ao longo do período que compreende a formação do Mercosul – ainda ser auto-suficiente. Todo esse cenário alude a um aumento da demanda brasileira pelo cereal e na busca da autonomia e garantia da segurança alimentar da população. Contudo, segundo a Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) (IBGE, 2004) o arroz é um cereal que tem um consumo estimado em 24,55 quilos *per capita* por ano¹² (base beneficiado). Fracionando por Região, o Centro-Oeste possui o maior consumo *per capita* 34,58 kg, seguido pela Região Sudeste (27,27 kg), Norte (26,94 kg) e Nordeste (20,65 kg). A Região Sul, a maior produtora, figura como a Região com menor consumo *per capita* de arroz no Brasil com 18,03 kg.

Contudo, esses dados da POF não englobam o consumo total e sim o domiciliar. Segundo Barata (2005), como consequência da modernização da sociedade brasileira, o consumo de arroz não acompanhou o crescimento populacional. As principais causas do descompasso entre consumo de arroz e crescimento vegetativo foram as alterações nos

¹² Conforme pesquisas anteriores do POF o consumo desse cereal vem diminuindo com o passar do tempo. Para 1974/75 o consumo estimado pelo IBGE era de 31,571 kg/*per capita* passando em 1987/88 a um consumo médio no Brasil de 29,725 kg/*per capita* (IBGE, 1991). Em 1995/96 o consumo de arroz diminuiu, passando para 26,483 kg/*per capita* (IBGE, 1998). Essa diminuição, segundo a Embrapa (2008) ocorre a partir de 1994 (Plano Real), quando “houve uma expansão da massa salarial e melhoria do poder aquisitivo da população, levando à retração no consumo de arroz e à diversificação do uso de proteínas animais, massas e produtos elaborados com maior valor agregado”.

hábitos alimentares, expressas por um maior acesso das mulheres¹³ ao mercado de trabalho, aumento das refeições extradomiciliar¹⁴ (HOFFMANN, 2000, p. 22), pela difusão de produtos mais elaborados e que economizam tempo a fim de dinamizar o dia-a-dia e pelo desconhecimento das características nutricionais do arroz. Conforme a Figura 7 é possível verificar que o consumo não tem acompanhado o crescimento populacional no Brasil.



Fonte: Elaboração própria com dados IBGE (2008a) / FAS/USDA (2008).

Figura 7 – Evolução do consumo de arroz (base casca) e da população, em milhões, no Brasil (1980/2007).

Quanto à inserção do Brasil no mercado internacional de arroz e sua balança comercial de arroz, é passiva de uma periodização dividida em três fases. Inicialmente, uma primeira fase se identifica entre os anos de 1960 e 1976, nos quais o Brasil atua no mercado de forma superavitária em arroz, exportando um excedente que não ultrapassou um máximo de 570 mil toneladas (base casca), mantendo uma média de 157,5 mil toneladas/ano. A segunda fase, entre 1977 e 1988, mostra uma clara reversão em relação a etapa anterior. Nesse período, a demanda por arroz ultrapassa a oferta interna levando o Brasil a adquirir, em

¹³ Schlindwein (2006) salienta a mudança do padrão de consumo alimentar das famílias brasileiras desde a década de 1970. A autora além de citar que o consumo domiciliar de arroz caiu 46% entre 1970 e 2003, ressalta que 54% das mulheres brasileiras, que atualmente são chefes de famílias, trabalham e 26% dos chefes de família são mulheres. E esse papel contemporâneo está diretamente ligado ao custo de oportunidade de seu tempo, ou seja, está diretamente relacionado a um aumento da probabilidade de consumo e no gasto domiciliar com alimentos que demandam menor tempo de preparo. A repercussão seria uma redução em alimentos tradicionais como feijão, arroz e mandioca (SCHLINDWEIN, 2006).

¹⁴ Conforme o IBGE (2004) em torno de 62% das famílias brasileiras costumam consumir algum tipo de alimentação fora do domicílio. A pesquisa corrobora com as conclusões de Schlindwein (2006), pois, essa salienta essa mudança de hábitos alimentares, verificada na redução de alimentos considerados saudáveis, como o arroz e feijão, e um aumento da alimentação rápida.

média, 459,4 mil toneladas por ano de arroz em casca em função do aumento da demanda interna.

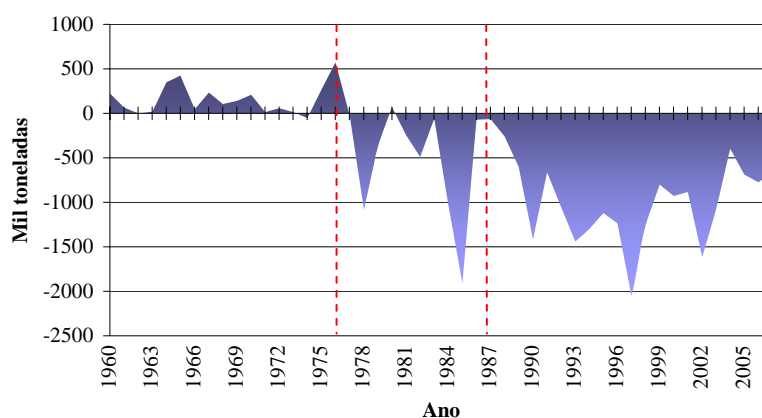
Uma terceira etapa é nítida na Figura 8, ou seja, a formação do Mercosul favorece o déficit comercial de arroz. Segundo Magrini e Canever (2003) entre 1991 e 2001, o valor bruto da produção arrozeira decaiu aceleradamente. De fato, Gasques (2008) aponta para redução de 25% da renda agrícola do produtor de arroz no Brasil. A renda que em 1999 era estimada em R\$ 7.590 milhões cai para a casa de R\$ 5.731 milhões em 2007¹⁵. Como parte da produção está no Rio Grande Sul, boa parte dessa queda de rentabilidade do setor atingiu o RS.

Assim, o reflexo é maior no Rio Grande do Sul que ainda faz fronteira com Uruguai e Argentina. Uma saída para inverter a queda nos preços e a redução da rentabilidade do setor, segundo o IRGA em a Lavoura Arrozeira (2008), está em adotar uma política de escoamento de parte da produção interna para exportação e aliviar a pressão interna nos preços. Com o salto da produção que tem se verificado nas últimas três safras o Brasil buscou mercados para o arroz de menor qualidade – quebrado – em países da África retomando o perfil exportador. Contudo, esse perfil se voltou a um tipo de arroz de baixa qualidade. Mas, no agregado o quadro de déficits na balança não foi revertido.

Segundo o IRGA o Brasil para a safra 2007/08 conforme previsão deverá galgar novos mercados para arroz elaborado além de manter os já conquistados (LAVOURA ARROZEIRA, 2008). Dessa forma, segundo o IRGA haveria atenuação da pressão exercida pelo arroz uruguaio e argentino sobre os preços internos, o que garantiria para o setor uma rentabilidade mais elevada. Considerando a safra 2007/08 e a crise dos mercados de alimentos, a possibilidade de exportação proporcionaria essa consolidação até mesmo com real valorizado¹⁶. A Figura 8 traduz essa variação do comportamento da Balança Comercial brasileira de arroz em casca.

¹⁵ Ambos os valores das rendas estão deflacionados pelo IGP-DI da FGV – dezembro de 2007. Segundo o Rice Almanac (MACLEAN et al., 2002) depois de dois anos de resultados positivos em (2002/03 e 2003/04) as duas safras seguintes foram de resultados adversos para as principais regiões produtoras do cereal, ou seja, padrões cíclicos.

¹⁶ As boas cotações internacionais do arroz em 2008 elevaram as exportações brasileiras do cereal beneficiado. Segundo o AliceWeb (2008) as exportações brasileiras do primeiro semestre cresceram cerca de 1.000%. Entre janeiro e junho foram exportadas cerca de 100.728 toneladas de arroz ante um total de 56.784 toneladas exportadas entre janeiro e dezembro de 2007.



Fonte: Elaboração própria com dados FAS/USDA (2008).

Figura 8 – Balança Comercial brasileira, em mil toneladas – base casca. (1960/2008).

Nos últimos 15 anos essas importações têm se concentrado no Mercosul e nos Estados Unidos. O histórico das importações com origem do Mercosul, conforme o AliceWeb (2008), representam cerca de 54,81% do total importado pelo Brasil.

O remanescente das aquisições tem origem os Estados Unidos (40,65%) e o restante em países asiáticos como Tailândia e Vietnã. Essa lista também inclui China e Índia – outros grandes exportadores mundiais, mas, estatisticamente insignificante. Conforme a Tabela 7 o Uruguai deteve cerca de 24,66% entre 1991 e 2007, atrás de Argentina e Estados Unidos, com parcelas de 29,79% e 40,65% do total importado pelo Brasil respectivamente.

Com auxílio dos dados de importações brasileiras de arroz fica evidente que o Brasil tem como fontes principais os Estados Unidos, Argentina e o Uruguai. Nesse sentido, os produtores desses países tendem a ser os maiores beneficiados com a redução tarifária brasileira. O volume de arroz em casca importado pelo Brasil segundo origem está disposto na Tabela 7.

Tabela 7 – Importações brasileiras de arroz em casca por origem – 1989/2008 – mil toneladas.

	Estados Unidos	Uruguai	Argentina	Paraguai	Vietnã	Outros	Total/Ano
1989	0	0	0	0	0	6	6
1990	66.955	3.720	0	0	0	1	70.676
1991	304.759	5.187	9.208	0	0	4	319.158
1992	9.252	11.078	69.432	0	0	900	90.662
1993	10.599	45.867	45.088	1.200	0	790	103.544
1994	193.284	39.526	12.271	450	0	0	245.531
1995	142.842	176.169	37.914	100	1.996	28	359.048
1996	4	114.054	41.210	7.933	0	0	163.202
1997	4	103.638	83.082	10.977	3	0	197.703
1998	317.167	129.502	126.161	1.681	0	20.673	595.185
1999	218.056	100.231	316.468	1.685	0	1.138	637.577
2000	74	0	175.775	24.567	0	6	200.422
2001	2	30.022	177.298	11.890	0	4	219.215
2002	6.523	84.998	121.783	7.797	0	1	221.102
2003	466.561	138.263	43.840	1.487	0	0	650.152
2004	61.985	92.773	47.824	11.595	0	120	214.297
2005	100	9.671	4.965	29.588	0	22	44.346
2006	1	3.262	1.171	26.374	0	0	30.807
2007	58	5.175	3.118	38.177	0	0	46.528
2008*	0	1.549	1.550	11.884	0	0	14.983
Total/Origem	1.798.225	1.094.684	1.318.160	187.382	1.998	23.694	4.424.143

* – Dados parciais de importação (janeiro/abril).

Fonte: AliceWeb (2008).

Conforme o quadro de oferta e demanda brasileiro (Tabela 8) fica claro que o consumo brasileiro é superior aos demais países do Bloco e sua oferta doméstica foi sempre inferior em todo o período. Nesse sentido, as importações brasileiras de arroz representam entre 8-9% do consumo interno nacional atual. É possível ainda verificar que nas últimas duas safras as exportações aumentaram, contudo, a balança comercial brasileira de arroz em casca continua negativa.

Tabela 8 – Quadro de oferta e demanda no Brasil (1991/2008).

Safra	1991/92	1995/96	1999/00	2000/01	2001/02	2002/03	2003/04	2004/05	2005/06	2006/07	2007/08
Área (1.000 HA)	4.614	3.858	3.655	3.142	3.149	3.186	3.732	3.921	2.996	2.975	3.000
Produtividade (T/HA)	2,19	2,6	3,13	3,25	3,3	3,25	3,43	3,37	3,86	3,81	3,92
Estoque Inicial	1.659	2.085	1.369	1.656	1.171	538	586	1.342	1.746	1.114	564
Produção	6.871	6.820	7.771	6.936	7.070	7.053	8.712	8.999	7.877	7.703	7.993
Produção Casca	10.100	10.026	11.424	10.196	10.393	10.368	12.807	13.229	11.579	11.324	11.750
Importações	450	770	602	654	625	1.117	813	550	750	689	850
Oferta Total	8.980	9.675	9.742	9.246	8.866	8.708	10.111	10.891	10.373	9.506	9.407
Consumo	7.700	7.815	8.025	8.050	8.300	8.100	8.687	8.860	8.974	8.789	8.900
Exportações	0	8	58	22	25	19	79	282	282	150	300
Demanda Total	7.700	7.823	8.083	8.072	8.325	8.119	8.766	9.142	9.256	8.939	9.050
Estoques Finais	1.280	1.868	1.775	1.218	591	627	1.503	2.313	1.681	867	207

* - 1.000 Toneladas.

Fonte: *Foreign Agricultural Service (FAS/USDA)* adaptados pelo autor.

Por fim, a Tabela 8 salienta a superioridade do volume consumido e produzido pelo Brasil em relação aos demais membros do Bloco. A área de aproximadamente 3 milhões de hectares não é suficiente para suprir a demanda de quase 13 milhões de toneladas ano (base casca) da população brasileira. Como já ressaltado, a área vem encolhendo, contudo, a produtividade tem crescido proporcionando o aumento da produção.

4 ASPECTOS METODOLÓGICOS

O presente capítulo se dedica, primeiramente, a revisar os trabalhos fundamentais que utilizaram o modelo de equilíbrio parcial para estimar os efeitos de uma mudança tarifária, bem como, os principais trabalhos voltados para o Brasil que se cercaram desse objetivo. Ainda, como a abordagem das elasticidades envolve a utilização de elasticidades-preço, efetua-se uma revisão dos principais trabalhos que se preocuparam em estimar funções de demanda e elasticidades de Armington para o Brasil. Também, este capítulo expõe a metodologia e as fontes de dados empregados para atingir os objetivos propostos pelo presente estudo.

4.1 Referencial Metodológico

4.1.1 Fundamentos matemáticos e teóricos do modelo de Equilíbrio Parcial: a abordagem das elasticidades

Em termos de equilíbrio parcial, as técnicas empregadas para detectar *ex post* ou estimar *ex ante* impactos no fluxo de comércio em decorrência de acordos de integração variam segundo objetivos. Nesse sentido, são de grande evidência na literatura estudos que levam em consideração modelos de equilíbrio parcial pela abordagem das elasticidades. Tal metodologia é capaz de mensurar empiricamente efeitos advindos de uma mudança da política de importação em função da formação de Acordos de Livre Comércio e uniões aduaneiras, ou seja, mensuram efeitos estáticos advindos da abertura comercial discriminatória entre países e/ou Blocos. As três abordagens de modelos de equilíbrio parcial¹ – crescimento da taxa de importação, gravitacional e abordagem das elasticidades – para estimar o impacto no fluxo de comércio em decorrência de um acordo comercial são cruciais na condução de uma Política Comercial.

¹ O estado de equilíbrio “[...] é, essencialmente, uma situação na qual inexistem tendências para a mudança [...] e por essa razão que a análise de equilíbrio [...] é conhecida como Estática” (CHIANG, 1982, p. 36).

A criação do Mercosul teve como objetivo principal a remoção de barreiras tarifárias e não-tarifárias entre os membros do Bloco além de reduzir o nível de proteção tarifária do então Mercosul². O resultado dessas alterações na Política Comercial do Brasil, agora em conjunto aos sócios, reflete em alterações dos volumes comercializados pelo país. Essa mudança do *quantum*, na forma de criação e desvio de comércio, podem ser simulados ou mensurados com um modelo de equilíbrio parcial *ex post* ou *ex ante* baseado em dados reais.

Conforme Laird e Yeats (1986, 1990) esses modelos, mesmo que limitados e inferiores a modelos de equilíbrio geral, possibilitam inferir com grande nível de detalhe os efeitos das alterações de políticas comerciais que conduzem a mudanças nas tarifas de proteção.

A abordagem marshalliana de equilíbrio parcial é utilizada no intuito de verificar possíveis conseqüências de uma mudança de preço relativo sobre a quantidade transacionada e sobre a estabilidade do equilíbrio. Segundo Zini Jr. (1995), assume-se que as funções de oferta e de demanda sejam estáveis, e que o nível de preços pode ser tomado como dado, embora os preços relativos domésticos dos bens importados e exportados devam mudar em decorrência da desvalorização da moeda ou alteração na proteção tarifária. O modelo de equilíbrio parcial, isto é, um modelo de determinação do preço em um mercado isolado, ou que apenas uma mercadoria é considerada – no caso do arroz – reconhece que os produtos são diferenciados por país fornecedor e, com base nas equações usuais de oferta de exportação e demanda de importação, são derivadas das expressões algébricas nas quais são estimados os impactos potenciais comerciais resultantes da abertura dos mercados e adoção de uma Tarifa Externa Comum.

Tal modelo calcula o efeito de primeira ordem de reduções tarifárias diferenciais, no contexto estabelecido de acordos preferenciais de comércio como o Mercosul. Esses efeitos variam entre estáticos e dinâmicos³. Jacob Viner em 1950 ao investigar os efeitos de uma união aduaneira nas correntes de trocas fez sua distinção: a) a criação de comércio (CC), decorrente da redução dos preços recebidos pelos importadores e do aumento dos preços recebidos pelos exportadores⁴; e, b) o desvio de comércio (DC), decorrente do barateamento dos produtos provenientes dos parceiros em relação aos produtos procedentes de nações que não fazem parte do referido acordo (VINER, 1999).

² Em uma perspectiva brasileira a adoção da TEC aprovada no Mercosul elevou a tarifa efetiva média de 1,9% em 1993 a 4,4% nos produtos agropecuários (KUME E PIANI, 2003b).

³ Para uma discussão mais pormenorizada sobre os efeitos dinâmicos de um processo de integração ver Balassa (1964, p. 155-247) e Machado (2000).

⁴ A diferença entre esses dois preços são as incidências de tarifas e das barreiras não-tarifárias, dos gastos com transportes e serviços.

Para isso Viner (1999) adota as seguintes pressuposições⁵: os bens são homogêneos (para consumo final); a competição é perfeita nos mercados de bens e fatores; há mobilidade de fatores de produção dentro dos países, mas não entre os países; não há custos de transportes; as restrições ao comércio se restringem às tarifas; os custos de oportunidade de produção estão plenamente refletidos nos preços; a economia opera em pleno emprego e há equilíbrio nas transações correntes.

Laird e Yeats (1986) trazem uma metodologia desenvolvida pela *United Nations Conference on Trade and Development* (UNCTAD) e Banco Mundial⁶. Essa metodologia é baseada na abordagem das elasticidades e possibilita inferir sobre os efeitos da formação do Mercosul ou de qualquer outro acordo ou Bloco comercial.

O método foi inicialmente desenvolvido por Baldwin e Murray (1977) e, por meio de equilíbrio parcial, possibilita mensurar os efeitos de uma união aduaneira pela utilização de elasticidades-preço de demanda de importação.

Então, a abordagem das elasticidades estima a magnitude dos ganhos ou perdas em negociações/acordos comerciais. A união aduaneira do Mercosul, na abordagem Vineriana, pode ser vislumbrado sob duas óticas: Criação e Desvio de Comércio. Sob essa ótica e abordagem, para mensurar a criação de comércio a notação utilizada é a seguinte⁷:

$$CC_i = \frac{M_{ijk} Em_{ijk} \Delta t_{ijk}}{(1 + t_{ijk}) \left(1 - \frac{Em_{ijk}}{Ex_{ijk}} \right)} \quad (1)$$

onde:

CC_i = criação de comércio do setor i ;

M_{ijk} = valor das importações do setor i no país j provenientes de k membros e/ou K terceiros;

Em_{ijk} = elasticidade-preço das importações;

t_{ijk} = tarifa *ad-valorem* equivalente, incluindo tarifa aduaneira e barreiras não-tarifárias (BNTs); e

⁵ Ver Robson (1987).

⁶ Tal metodologia é empregada no *Software for Trade Analysis and Restrictions Trade* (SMART), uma versão simplificada do *Trade Policy Simulation Model* (TPSM) desenvolvida e disseminada pela UNCTAD e *The World Bank* (WB). Vale lembrar que o *software* é limitado na medida em que as tarifas para alguns produtos não captam a realidade, no caso do arroz ela é linear de 1991 a 2006 na casa de 10%, por exemplo.

⁷ As variáveis de fluxo (exportações e importações) referem-se a quantidades (peso ou unidades). A abordagem matemática da criação de comércio está descrita no APÊNDICE B (página 123).

Ex_{ijk} = elasticidade-preço das exportações.

Conforme salientado por Laird e Yeats (1986, p. 22) existe a possibilidade de assumir a hipótese de uma elasticidade de exportação infinita. Tal opção é plausível na medida em que as exportações não tenham muito peso no total da produção de j . A CC é agora definida por:

$$CC_i = M_{ijk} \cdot Em_{ijk} \cdot \frac{dt_{ijk}}{(1+t_{ijk})} \quad (2)$$

permitindo uma interpretação bastante simples. A redução na tarifa causa uma variação no

preço $\left[\frac{(dp_{ijk})}{p_i} = \frac{dt_{ijk}}{(1+t_{ijk})} \right]$, que, multiplicada pela elasticidade-preço de importação e pelo

valor das importações no ano-base se traduz na variação nas importações.

Para o desvio de comércio há mais de uma metodologia na literatura. Primeiro, Baldwin e Murray (1977) propuseram que a elasticidade de substituição é igual a variação negativa na produção doméstica ($CC = -\Delta V_j$) e o desvio de comércio é representado pela variação negativa na importação de terceiros ($DC = -\Delta Q_{ijE}^d$), e, assumindo a pressuposição de igualdade na substituição entre percentagem da mudança da produção doméstica e importação de terceiros $\left(\frac{\Delta V}{V} = \frac{\Delta Q_{ijE}^d}{Q_{ijE}^d} \right)$, seus efeitos são representados então em função da criação de comércio e dados pela expressão:

$$DC_i = CC_i \left(Q_{iE}^d / V_{ij} \right) \quad (3)$$

onde Q_{iE}^d representa as importações provenientes dos países que não se beneficiam do acordo e V_{ij} a produção do país importador. Essa necessidade de se obter o nível de produção doméstica do bem em questão limita esse tipo de abordagem. Tal limitação foi apontada por Pomfret (1986) seguido de crítica quanto à subestimação para a mensuração do efeito de desvio de comércio além de aludir para resultados viesados.

Sawyer e Sprinkle (1989) apresentam uma solução através do modelo de Verdoorn (1960) que não inclui a produção doméstica do bem i no cálculo do desvio de comércio

$$DC_i = CC_i \left(\frac{Q_{ijk}^d}{Q_{ijE}^d + Q_{ijk}^d} \right) \quad (4)$$

onde $\left(\frac{Q_{ijk}^d}{Q_{ijE}^d + Q_{ijk}^d} \right)$ representa a relação entre demanda de importações do país j pelo bem i oriundo do país membro k e a notação E para terceiros, com relação às importações totais do bem i pelo país j , oriundas ou não do país beneficiário.

Em um novo avanço uma abordagem mais complexa foi sugerida pela UNCTAD e o *World Bank* conforme Laird e Yeats (1986). O modelo sugerido envolve a utilização de uma elasticidade de substituição entre produtos provenientes de países beneficiados com o acordo comercial e os produtos provenientes de países não beneficiados. A elasticidade de substituição é definida por:

$$ES = \frac{\Delta(\sum M_{ijk} / \sum M_{ijE}) / (\sum M_{ijk} / \sum M_{ijE})}{\Delta(P_{ijk} / P_{ijE}) / (P_{ijk} / P_{ijE})} \quad (5)$$

em que k denota o preço e importações referentes a parceiros (os beneficiados com as reduções tarifárias), e E denota preço e importações referentes a não parceiros. Assim, tem-se:

$$DC_i = \frac{M_{ijk}}{\sum M_{ijk}} \cdot \frac{\sum M_{ijk} \cdot \sum M_{ijE} \cdot ES \cdot \frac{\Delta(P_{ijk}) / (P_{ijE})}{(P_{ijk}) / (P_{ijE})}}{\sum M_{ijk} + \sum M_{ijE} + \sum M_{ijk} \cdot ES \cdot \frac{\Delta(P_{ijk}) / (P_{ijE})}{(P_{ijk}) / (P_{ijE})}} \quad (6)$$

onde:

DC_i = desvio de comércio do setor i ;

M_{ijk} = importações dos parceiros de bloco;

M_{ijE} = importações dos países não-parceiros – terceiros;

P_{ijk} = preço das importações i no país j , proveniente de k (parceiro); e

P_{ijE} = preço do produto i de terceiros.

Ainda Jachia e Teljeur (1999) reduzem (6), sem alterar a robustez do SMART, para

$$DC_i = \frac{\sum M_{ijk} \cdot \sum M_{ijE} \cdot Es \cdot \Delta(P_{ijk}) / (P_{ijE})}{\sum M_{ijk} + \sum M_{ijE} + \sum M_{ijk} \cdot Es \cdot \Delta(P_{ijk}) / (P_{ijE})} \quad (7)$$

Assim, o impacto total da liberalização das importações pode ser medido como

$$\Delta M_i = CC_i + DC_i \quad (8)$$

O resultado esperado, para o aumento do bem-estar mundial segundo a concepção Vineriana, seria que a criação fosse superior ao desvio de comércio. Contudo, para estimar tais efeitos a metodologia exige a estimação das elasticidades-preço e de substituição para o setor ou tipo de bem que se pretende inferir. Em função disso, buscou-se tratar exclusivamente da estimação dessas, em especial, as elasticidades-preço para o Brasil que proporcionam um valioso subsídio para modelos de equilíbrio parcial. Esses trabalhos que envolvem a estimação de elasticidades-preço e renda são mais frequentes e isso se deve ao fato de serem obtidas mais prontamente através de instrumentos de econometria usuais. Por outro lado, até o momento, “os modelos econométricos para estimar elasticidade de substituição são pouco confiáveis, além de serem raras as tentativas nesse sentido”, conforme lembra Carvalho e Parente (1999a, p. 38) e existem dois trabalhos voltados para estimar tais elasticidades – Armington – para grupo de produtos para o Brasil.

4.1.2 As estimações das funções de demanda de importações brasileira

Entre os trabalhos precursores para estimar a demanda brasileira de importações está o trabalho de Abreu e Horta (1982). Nessa tentativa foram estimadas equações agregadas⁸ e desagregadas pelas categorias de uso – bens intermediários⁹, de consumo e capital – entre 1960 e 1980. A especificação do modelo base incluía, além do *quantum* importado por total/por setor (M_i^d), uma variável independente relativa ao nível de atividade (Y_i) – Produto Interno Bruto Real¹⁰ –, e outra variável correspondente a preços relativos¹¹, (PRI_i), e o

⁸ Excluindo os valores referentes à comercialização de petróleo e trigo.

⁹ Entende-se por bens de consumo intermediários aqueles bens que são utilizados para produção de outros bens tidos então como finais (SANDRONI, 2002).

¹⁰ Dado pela soma das quantidades de bens finais multiplicados por preços constantes.

¹¹ O preço relativo exige que se considere dois preços absolutos – no caso interno e externo –, uma vez que é definido como um quociente.

quantum de importações totais defasado (M_{t-1}^d). O modelo foi definido com ambas as variáveis em logaritmo natural, ou seja, log-log:

$$\ln M_t^d = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln PRI_t + \beta_3 \ln M_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

onde ε_t representa o termo de distúrbio aleatório (erro). Conforme a teoria econômica os sinais esperados das elasticidades-renda e *quantum* defasado deveriam ser positivos e o sinal da elasticidade-preço, negativo. Os resultados segundo os autores para o todo agregado foram satisfatórios estatisticamente, enquanto as estimativas desagregadas por categoria de uso foram em parte desapontadoras, pois, apresentaram alguns parâmetros não-significativos nas diversas combinações testadas, revelando o complexo exercício de estimar esse tipo de funções. No agregado, a elasticidade-renda reportada¹² foi de 2,525 e de - 0,487 para elasticidade-preço. Para os bens intermediários, as mesmas ficaram em 1,111 e - 0,547 respectivamente.

Ainda, Zini Jr. (1988) também pesquisou a mudança de preços relativos e tarifas sobre o saldo da balança comercial do Brasil. Para tanto, estimou funções de exportação e importação para o país usando dados trimestrais dessazonalizados de 1970 a 1989. Para as funções de importação supôs um modelo de economia pequena – oferta de importações infinitamente preço-elástica – sob o modelo log-log dado por:

$$\ln M_t^d = \beta_0 + \beta_1 \ln \left(e_t \frac{Pm_t}{Pd_t} \right) + \beta_2 \ln T_t + \beta_3 \ln U_t + \beta_4 \ln Y_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

onde M^d é a quantidade demanda por importação; Pm_t é o preço de importação¹³ em dólares; Pd_t é o preço doméstico dos produtos substitutos da importação; Y_t é a renda doméstica expressa pelo Produto Interno Bruto Real; U_t é o índice de ciclos domésticos; T_t é

¹² Segundo Abreu e Horta (1982) o coeficiente que representa a elasticidade-renda não foi significativo, assim como aconteceu no trabalho de Dib (1981).

¹³ O Preço de Importação (Pm_t) é dado pelo quociente entre o valor (US\$) importado/exportado pela quantidade (kg) importada/exportada.

a tarifa média; e_t é a Taxa de Câmbio Nominal¹⁴ e ε_t é um termo de distúrbio aleatório. Partindo desse modelo básico o autor testou mais três funções estáticas definidas como:

$$M^d = f\left(e \frac{Pm}{Pd}, Pd, T, U, Y\right) \quad (11)$$

$$M^d = f(ePm, Pd, T, U, Y) \quad (12)$$

$$M^d = f\left(\frac{PWW}{PWD}, \frac{Pm}{PWW}, \frac{Pd}{PWD}, T, U, Y\right) \quad (13)$$

em que PWW e PWD são os preços por atacado no resto do mundo e preço de importação do resto do mundo, respectivamente. O autor utilizou uma abordagem econométrica um pouco mais apurada que Abreu e Horta (1982) por selecionar um modelo adequado pelo teste RESET-RAMSEY, além verificar a presença de autocorrelação (AR) e multicolinearidade. O procedimento usado foi Mínimos Quadrados de Dois Estágios para os modelos de importação com presença de AR e de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para aqueles que não apresentaram AR. Também, estendeu suas análises do modo agregado aos produtos industrializados, minerais e agrícolas. Quanto aos resultados, centrando a análise nos produtos agrícolas, salientou a escolha correta do modelo log-log mesmo com um alto erro-padrão. Os sinais para o preço de importação foram negativos conforme a teoria, contudo, somente na função 12 o coeficiente da elasticidade foi significativo e, ainda, inelástico¹⁵ para todos os modelos. Ainda, a taxa de câmbio incorporada pelos modelos não foi significativa, assim como, os sinais do coeficiente para a tarifa estavam contrários a teoria. Os coeficientes estimados para a variável renda-tendencial foram positivos e significativos nos três modelos, sendo selecionado pelo autor a função (12), por sua melhor adequação e resultados.

Portugal (1992)¹⁶ praticamente discutiu e aprofundou os trabalhos de Abreu e Horta (1982) e Zini Jr. (1988), que incorpora testes de co-integração e o mecanismo de correção de

¹⁴ A Taxa de Câmbio Real, geralmente representada por R_t , é igual a $e_t \frac{Pm_t}{Pd_t}$, sendo e_t a Taxa de Câmbio

Nominal, Pm_t o nível de preços no exterior (expresso na moeda desse país) e Pd_t o nível de preços doméstico expresso na moeda corrente.

¹⁵ Os coeficientes da equação de demanda por importação de produtos agrícolas foram gerados a partir de um modelo com base na função (12) para o preço de importação foi $-0,263$ e $1,980$ para a elasticidade-renda. Os coeficientes para a equação agregada foram de $-0,181$ e $1,280$, respectivamente.

¹⁶ Uma metodologia semelhante, que incorpora o MCE, é também encontrada em Azevedo e Portugal (1998).

erros (MCE) para a demanda de importação brasileira. Também, buscou estimar as funções no agregado, bem como, importações de bens de capital e intermediários. Foram utilizados dados trimestrais e referentes ao período em que o Brasil ainda possuía o modelo de substituição de importações datando do período de 1975 a 1988. Ainda, as séries foram transformadas em logaritmo e não foram ajustados sazonalmente. A abordagem mais apurada levou em consideração a ordem de integração das variáveis e a relação de longo prazo das mesmas através da obtenção de um vetor co-integrado. Verificada a igualdade na ordem de integração das séries, o autor sugeriu, então, trabalhar com as séries em nível e não removendo a tendência à maneira de Box e Jenkins para não se perder as propriedades de longo prazo do modelo, portanto, não diferenciando os dados antes da estimação. Na demanda para importações totais o teste de raiz unitária mostrou que todas as variáveis consideradas eram I (1) e também co-integravam. Sua elasticidade-renda foi substancialmente menor (0,344) em relação àquela que era consenso entre Abreu e Horta (1982) e Zini Jr. (1988) e o coeficiente para o preço de importação foi um pouco maior e quase elástico (- 0,910). Quanto aos bens intermediários o coeficiente para o preço de importação ficou próximo da equação agregada (- 0,908) e com uma elasticidade-renda de 0,972. Assim, para a elasticidade-preço os valores ficaram relativamente mais próximos dos - 0,547 relatados por Abreu e Horta (1982). Ao final, salientou a necessidade de desagregar os dados visando aumentar a quantidade de informações disponíveis impedindo/diminuindo o viés, ou seja, devendo ser evitada a abordagem mais generalizada/agregada.

Resende (2000), assim como Portugal (1992), procurou explorar um MCE para o Brasil¹⁷. Contudo, Resende (2000) centrou mais sua análise em testar a adição de novas variáveis explicativas ao modelo sugerido por Portugal (1992). Pois, parte do princípio que nos países em desenvolvimento as importações são fortemente influenciadas por suas receitas de divisas, ou seja, um aumento nessas levaria a uma redução das restrições de comércio e, conseqüentemente, favoreceria as importações. Para isso, em seu modelo inclui uma *proxy* que expressa a disponibilidade de divisas externas da economia brasileira além de *dummies* para testar a existência de ruptura a partir da abertura comercial que se iniciou no Brasil posterior a 1989 e com a implementação do Plano Real. Para o total agregado, a elasticidade-renda encontrada foi baixa (0,543), assim como em Portugal (1992). A partir de 1990:1 salientou uma ruptura no coeficiente que se tornou bastante elevado (3,85) sugerindo que após a abertura comercial as importações tornaram-se bem mais sensíveis a variações da renda. No

¹⁷ Utilizou séries temporais trimestrais que datam do primeiro trimestre de 1978 ao quarto trimestre de 1998.

caso da elasticidade-preço sugerida até 1994:3 foi inelástica ao preço de importação e após esse período verifica-se a mudança no parâmetro para $-1,39$ sugerindo que a estabilização monetária elevou a sensibilidade dos agentes econômicos em relação às mudanças de preços relativos das importações.

Para estimarem as equações de importação e exportação para o Brasil – dados anuais do período de 1955 até 1995 – Castro e Cavalcanti (1997) também investigaram as propriedades de integração e co-integração para nível de atividade e preços relativos. Assim, a especificação das equações de importações por eles adotadas não difere das utilizadas nos trabalhos já citados anteriormente. Um modelo em log-log que incluía o Produto Interno Bruto (PIB) como a *proxy* para o nível de atividade e a Taxa de Câmbio Real (*TCR*) para os preços relativos. Para o total de importação – em dólares – e renda testados na primeira diferença não apresentaram raiz unitária, ou seja, eram integradas de primeira ordem – I (1). Dessas variáveis, de ordem, foram indicados pelos autores até dois vetores de co-integração. Contudo, relataram que as estimações apresentaram diversos problemas de confiança na existência de relações de co-integração, mas, os parâmetros do ponto de vista estatístico eram teoricamente robustos e plausíveis. Para as importações totais a elasticidade da Taxa de Câmbio Real encontrada, ou ΔTCR , equivale a $-0,45$ e $2,03$ para a elasticidade-renda, as mesmas para bens intermediários foram $-0,55$ e $2,63$, respectivamente.

Carvalho e Parente (1999b) estimaram suas equações de demanda de importações relacionadas ao comércio exterior segundo especificações semelhantes às utilizadas por Portugal (1992). Tais especificações baseiam-se no modelo de substituição imperfeita com características de livre diferenciação entre produtos domésticos e estrangeiros, preços também diferenciados e baseados na função básica:

$$M^d = f(Y, TCR.Pm, Pd, T) \quad (14)$$

$$M^s = f(Pm, Pd^*, S^*, Y^*) \quad (15)$$

$$M^s = M^d \quad (16)$$

em que M refere-se ao *quantum* de importações/exportações; Y é o Produto Interno Bruto; TCR é a Taxa de Câmbio Real; Pm , o preço das importações; Pd , o preço doméstico; T , a

tarifa de importação¹⁸; e S , os subsídios à exportação. O sinal $(^*)$ indica que os valores correspondem a economia estrangeira; $(^s)$ indica a equação de oferta; e $(^d)$ indica equação de demanda. Os preços foram expressos em moeda estrangeira – dólares. Como Portugal (1992) e Cavalcanti e Castro (1997) os autores constataram que as séries econômicas relacionadas às estimações de equações de comércio – mensais referentes ao período de 1978 a 1996 – eram integradas de ordem 1 – todas na forma logarítmica. Testando e comprovando a co-integração das variáveis estimou as equações por meio de um MEC. As elasticidades-preço de longo prazo para bens não duráveis e intermediários foram de $-2,003$ e $-1,406$ respectivamente. Para a renda, o parâmetro não foi significativo no modelo e para os bens não duráveis (7,150) e intermediários ficou na casa de 1,337. Os autores também relataram problemas com viés e instabilidade nas estimações dos parâmetros. Apesar dos problemas os autores afirmaram que os resultados são estatisticamente satisfatórios.

Holanda (1999) em seu trabalho objetivou incorporar às estimações já feitas no passado dados mais recentes da economia brasileira. Para isso, formulou um modelo log-log com variáveis trimestrais que cobriram o período do primeiro trimestre de 1975 até o último trimestre de 1997. Utilizou o valor, em Dólares correntes, das importações (M) como variável dependente; a variável para captar o efeito preço é a Taxa de Câmbio Real (TCR) e Produto Interno Bruto como a renda doméstica (Y) para captar o efeito renda. Ainda, utilizou a variável reservas internacionais (R) como *proxy* para barreiras não-tarifárias.

$$M^d = f(TCR, Y, R) \quad (17)$$

O autor estimou funções de exportação e importação para o total agregado e manufaturados utilizando o método de Mínimos Quadrados Ordinários. Em seus resultados para os efeitos preço e renda, para a demanda por importação agregada, encontrou $-0,24$ e $1,12$, respectivamente. Os autores relataram a dificuldade de agregar no modelo variáveis com ordens de integração diferentes, para isso, assumiram a hipótese de que ambas as variáveis eram estacionárias. Assim, relataram que ambos os parâmetros foram significantes e os sinais corresponderam ao esperado pela teoria.

¹⁸ Zini Jr. (1988) e Carvalho e Parente (1999b) avaliam que a utilização da variável Tarifa no modelo pode trazer problemas de má especificação. Pois, conforme os autores, não existe uma série histórica para tarifas setoriais ou por produtos confiável. No caso do arroz, ocorre o mesmo, seria difícil traçar um histórico de tarifas, principalmente, no período anterior a 1994.

Carvalho e Negri (2000) seguem o mesmo modelo de equações verificados em Carvalho e Parente (1999b) para estimar um modelo de comércio exterior, contudo, centram suas análises nos produtos agropecuários. Os autores utilizaram séries trimestrais¹⁹ que começaram no primeiro trimestre de 1978 e terminam no primeiro trimestre de 1998. A elasticidade-preço de importação demonstrou ter grande influência na quantidade importada em uma relação de longo prazo. Conforme os autores a elasticidade encontrada foi de $-1,342$. A taxa de capacidade instalada²⁰ – *proxy* da renda – apresentou valor também acima da unidade (1,200). Por fim, os autores ressaltaram a importância da taxa de capacidade instalada e câmbio na quantidade importada pelo Brasil de produtos agropecuários. No caso das exportações brasileiras desses produtos, o *quantum* se mostrou mais influenciado pelo nível de atividade mundial e, em menor intensidade, pela Taxa de Câmbio Real.

Palmeira (2005) utilizou séries trimestrais que datam do primeiro trimestre de 1992 até o quarto trimestre de 1999 para estimar funções de exportações e importações do Brasil para os países do Mercosul. O autor optou por considerar em seu modelo a adição de duas variáveis *dummy*, a fim de captar os efeitos do Plano Real (junho 1994) e da desgravação tarifária que culminou com a formação da União Aduaneira no Mercosul (janeiro de 1991) concomitante à abertura comercial brasileira. Para a função de importação Palmeira (2005) optou pela forma agregada que segue:

$$M^d = f(Pm, Pd, Y) \quad (18)$$

onde Pm é o preço das importações, Pd é o preço de bens domésticos e Y é relativo a renda doméstica, traduzida pelo Produto Interno Bruto brasileiro. Em um passo posterior segundo a teoria da demanda, propõe-se que:

$$M^d = f\left(\frac{Pm}{Pd}, \frac{Y}{Pd}\right) \quad (19)$$

Como se observa a Taxa de Câmbio Real (TCR) não está incluída, então o autor sugere para Argentina e Uruguai:

¹⁹ Conforme Carvalho e Negri (2000) as séries utilizadas apresentaram, em sua maioria, uma raiz unitária.

²⁰ A taxa de utilização da capacidade instalada utilizada pelo autor foi captada junto à Fundação Getúlio Vargas (FGV).

$$M^d ARG = f\left(\frac{Y}{Pm}, TCR\right) \quad (20)$$

$$M^d URU = f\left(\frac{Y}{Pm}, TCR\right) \quad (21)$$

em que $M^d ARG$ e $M^d URU$ representam as importações em valores reais feitas pelo Brasil com origem na Argentina e Uruguai, respectivamente. A variável TCR seria a *proxy* que contém o efeito preço na quantidade da demanda. O autor testou diversas combinações para a demanda de importações da Argentina, dentre essas, o modelo de melhor ajustamento foi em logaritmo e com a *dummy* referente ao período de transição do Mercosul e Abertura Comercial no Brasil. Para o Uruguai, o melhor modelo dentre os testados foi estimado em logaritmo e com inclusão da variável *dummy* relativa ao período de instituição do Plano Real. A abordagem econométrica foi clássica sem adentrar nos pormenores da teoria de séries temporais.

Como se observa, nenhum dos autores supra-expostos abordaram especificamente um capítulo da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), à exceção da sugestão de Portugal (1992) que aconselhou tal desagregação. No geral, os autores buscaram estimar funções baseadas no agregado da demanda brasileira e, em alguns momentos, se aproximaram do objetivo do presente estudo – nos casos em que desagregaram por categorias de uso. Ainda, no caso que os trabalhos tangenciaram o objetivo deste, alertaram para a complexidade que seria tratar das elasticidades em uma função desagregando por categorias. Apenas em Carvalho e Negri (2000), por abordar o agregado agropecuário, forneceu alguma idéia sobre a grandeza da variável da elasticidade que este estudo pretende estimar. Mas, desses estudos se extraem as várias experiências e resultados relatados sobre as estimações de funções de demanda e oferta de exportações/importações para o Brasil. A Tabela 9 que segue sintetiza os principais resultados por esses autores.

Tabela 9 – Relação de coeficientes sugeridos para função demanda brasileira agregada segundo autor.

Autores	Elasticidade-Renda	Elasticidade-Preço
Abreu e Horta (1982)	2,525	- 0,487
Zini Jr. (1988)	1,280	- 1,181
Portugal (1992)	0,344	- 0,910
Castro e Cavalcanti (1997)	2,030	- 0,450
Holanda (1999)	1,120	- 0,240
Carvalho e Negri (2000)	1,200	- 1,342
Resende (2000)	0,543	- 1,391

Fonte: Elaboração própria.

4.1.3 Elasticidades de Armington para o Brasil

Conforme ressaltaram Carvalho e Parente (1999a, p. 38) são raras as tentativas na literatura nacional de estimar elasticidades de substituição para o Brasil. Em função disso, alguns trabalhos que envolveram equilíbrio parcial adotaram como *proxy* para a *ES* o modo como Erzan e Yeats (1992) abordaram a falta de cálculos para elasticidade desse tipo ou, ainda, utilizaram as elasticidades de Cline et al. (1978) – dependendo do caso. Mais tarde na literatura alguns trabalhos se voltaram a estimar as mesmas. Pois, assumir a presença de uma elasticidade de Armington no modelo é tão importante quanto a estimação da elasticidade-preço. A parte interessante da abordagem desse tipo de elasticidades é o pressuposto que o consumidor distingue produtos por suas fontes. Esse tipo de pressuposto é utilizado também em estudos de comércio internacional, em que os consumidores assumem a diferenciação entre bens domésticos e aqueles importados substitutos, ou seja, a elasticidade de Armington descreve o grau de substituição entre bens domésticos/do bloco e importados/externos ao bloco (GALLAWAY, McDANIEL E RIVERA, 2003).

Erzan e Yeats (1992) estimaram o desvio de comércio simulando um acordo num cenário que Estados Unidos estende preferências comerciais a exportadores da América Latina. Escolheram uma elasticidade com valor meritório de - 1,5 e variaram esse valor meio ponto para baixo e 1,0 para cima a fim de apenas testar a sensibilidade entre bens substitutos em diferentes cenários. Pelo escopo da elasticidade de substituição seria possível inferir e determinar o desvio de comércio conforme um cenário que alterne padrão inelástico ou elástico conforme o grau de desvio em função da substituição, ou seja, o grau de elasticidade entre bens provenientes de países beneficiados com a preferência e aqueles similares provenientes de terceiros na ausência das elasticidades de Armington específicas.

Para suas simulações de alterações nas trocas brasileiras em função de uma abertura aos moldes do projeto da ALCA, Carvalho e Parente (1999a) estimaram o desvio de comércio por setores²¹ da economia. Como medida de sensibilidade adotaram a elasticidade de substituição meritória de $-1,5$. Adicionalmente, procederam com a análise de sensibilidade para um cenário que altere o grau de substituição entre os bens numa amplitude de $-1,0$ e $-2,0$.

De maneira semelhante, em Carvalho et al. (1999) a elasticidade de substituição meritória adotada foi de $-1,5$ e alternaram cenários com versões elásticas e inelásticas a fim de determinar o desvio de comércio advindo da liberalização comercial entre Estados Unidos e Brasil. Nesse ínterim Nonnenberg e Mendonça (1999) em uma análise *ex post* do Mercosul estimaram pela sensibilidade possíveis perdas para um mercado de produtos agrícolas. Os autores começaram com uma elasticidade de substituição em $-1,5$ e variaram a magnitude entre $-0,5$ e $-2,5$ sob as importações desses produtos pelo Brasil. Esse mesmo padrão de inferência utilizado por Nonnenberg e Mendonça (1999) sobre a sensibilidade das importações foi adotado em Vasconcelos (2001) que mensurou o desvio de comércio para grupos segundo NCM de produtos industrializados entre Brasil e Mercosul.

Até o surgimento dos trabalhos de Tourinho, Kume e Pedroso (2002) e Tourinho, Kume e Pedroso (2003) as elasticidades de substituição eram puramente meritórias e, as estimativas de desvio de comércio seguiram um mesmo padrão de avaliação por sensibilidade nas trocas entre os países envolvidos por suas análises. Com a disponibilidade das primeiras estimativas de elasticidades de substituição, para grupo de bens voltados para o Brasil, se percebe a importância de estimativas de criação e desvio em função das experiências realizadas para estimar impactos para novos avanços no sentido de liberalização tarifária. No caso das elasticidades de substituição, os trabalhos anteriores ao cálculo de Tourinho, Kume e Pedroso (2002, 2003) para o Brasil se baseavam em elasticidades usadas em Cline et al. (1978) e no método de Erzan e Yeats (1992), os quais adotaram uma elasticidade para os Estados Unidos de $-1,5$ e, variaram em 0,5 pontos para cima/baixo a fim de medir o grau de sensibilidade das importações e exportações americanas variando de cenários menos pessimistas a outro mais pessimista nos ganhos/perdas com uma liberalização.

Por serem raras e inexistentes para o Brasil Tourinho, Kume e Pedroso (2002) buscaram estimar para o Brasil elasticidades de Armington a fim de medir o grau de substituição entre bens domésticos e importados para 28 setores industriais da matriz insumo-

²¹ Com base na equação (7) do capítulo anterior.

produto brasileira, referente ao período entre 1986 a 2000. Ao tratar as séries percebeu-se séries que não co-integraram. Para contornar o imprevisto, os autores optaram por fazer estimativas segundo quatro tipos de modelos. Além dos modelos em nível – com variáveis I (0) – e co-integrados CI (1,1) estimaram dois modelos chamados de “mistos” que envolviam variáveis com ordens de integração diferentes. Esses modelos “mistos” foram estimados com variáveis I (0) e I (1) que apresentaram ao final resíduo I (0) e parâmetros significantes. Ainda, as estimativas variaram em uma amplitude de 0,16 a 4,95, refletindo os diferentes graus de substituição entre o bem importado e o produto produzido domesticamente na indústria brasileira. Para o grupo “Beneficiamento de produtos de origem vegetal, fumo²²”, envolvendo variáveis sem raiz unitária, a elasticidade de Armington relatada foi de – 2,35. A magnitude foi, segundo os autores, apontada como alta.

Contudo, em Tourinho, Kume e Pedroso (2003), os autores publicaram uma versão revista de Tourinho, Kume e Pedroso (2002). As novas estimativas utilizaram a nova base de dados com as revisões feitas pela SECEX/MDIC, que incluem as informações de 2002 e adicionaram, também, a volatilidade da taxa de câmbio como variável explicativa. Da mesma forma, encontraram limitações com a ordem de integração das séries utilizadas. Também, na parte de séries temporais, foram descritas combinações de séries que não tinham mesma ordem de integração. Defronte ao mesmo imprevisto, os autores optaram por quatro tipos de modelos anteriormente descritos. De posse das novas estimativas, a amplitude do intervalo permaneceu variando entre 0,16 e 4,95, refletindo os diferentes graus de substituição entre o bem importado e o similar doméstico. Ainda, a nova estimativa da elasticidade de substituição para o grupo “Beneficiamento de produtos de origem vegetal, fumo” ficou ligeiramente superior a anterior, ou seja, – 2,47.

4.1.4 Modelos de Equilíbrio Parcial: aplicações aos fluxos brasileiros de comércio

Partindo das notas metodológicas sugeridas em Yeats e Laird (1986) alguns trabalhos foram realizados tendo como foco o Brasil a fim de estimar impactos sobre os fluxos comerciais a partir de um modelo de equilíbrio parcial, contudo, apenas diferem quanto às elasticidades adotadas pelos autores. Ademais, essa gama de trabalhos voltados a mensurar os

²² O grupo seria o equivalente aos 71 produtos do grupo Produtos Alimentares.

efeitos estáticos da integração para o Brasil se dividem em dois grupos: um primeiro grupo²³ de artigos publicados entre 1999 e 2001 que tinham como elasticidades de substituição uma calibragem *default*, como em Yeats e Laird (1986) para se utilizar o SMART e sugerido em Erzan e Yeats (1992); e, o segundo grupo, de artigos que partem de 2001 até o presente, pois, esses incorporam elasticidades de substituição de Armington calculadas por outros autores.

Até o surgimento dos trabalhos de Tourinho, Kume e Pedroso (2002) e Tourinho, Kume e Pedroso (2003) a grande maioria das estimações sobre os fluxos comerciais eram estimadas sem a presença das reais elasticidades de substituição para um agregado ou grupo específico de bens. Em função da dificuldade de se encontrar tais elasticidades para o Brasil alguns autores buscaram mensurar o desvio de comércio como foi feito em Erzan e Yeats (1992).

De início, Carvalho e Parente (1999a) buscaram, então, simular cenários para uma possível integração Brasil à Área de Livre Comércio das Américas²⁴ (ALCA). Assim, utilizaram as elasticidades de longo prazo baseadas na função (14) e extraíram as mesmas em Carvalho e Parente (1999b). Os dados de comércio utilizados são referentes a 1996 e a todos os capítulos na Nomenclatura Brasileira de Mercadorias (NBM) similar a atual Nomenclatura Comum do Mercosul.

Tabela 10 – Elasticidades de Longo Prazo para as importações brasileiras (1978/1996).

Setor	Elasticidade-preço (TCR)
Bens de Capital	- 1,897
Bens Intermediários	- 2,003
Bens Não Duráveis	- 1,406
Bens Duráveis	- 2,928
Bens Combustíveis	- 0,561

Fonte: Carvalho e Parente (1999b).

Os autores com esses suplementos mostraram que a integração entre as Américas traria para o Brasil um aumento muito maior no volume importado, frente ao incremento no total exportado. Confirmando a consistência da metodologia de equilíbrio parcial mostraram que a integração intra-americana incorreria em um desequilíbrio para a balança comercial

²³ Boa parte da literatura produzida nesse grupo de trabalhos pode ser vislumbrada em Castilho (2002) que em forma de resenha descreve alguns dos trabalhos que buscaram estimar os impactos de acordos comerciais por modelos de equilíbrio parcial, gravitacional ou geral.

²⁴ As negociações para a criação da ALCA começaram em dezembro de 1994 com uma perspectiva de integração continental da América.

brasileira. Contudo, a limitação fica na impossibilidade de inferir sobre os efeitos no nível de produção, emprego, tecnologia entre outros. Dessa forma, Carvalho e Parente (1999a, p. 54) chamaram a atenção na medida em que o modelo “não possibilita afirmações sobre o real impacto econômico de longo prazo que uma negociação internacional poderia trazer ao Brasil”. Por fim, confirmam a importância de simulações como essa para se obter *ex ante*, indicações dos setores que deveriam receber uma maior/menor atenção do Governo brasileiro.

Em Carvalho et al. (1999) a sombra da ALCA levou os autores a inferir sobre o efeito preliminar de uma integração entre Brasil e Estados Unidos (EUA) caso haja algum tipo de acordo comercial entre esses países. A fim de inferir sobre os fluxos comerciais entre esses países também empregaram um modelo de equilíbrio parcial. Os autores utilizaram as elasticidades-preço de longo prazo para o Brasil baseadas na função (14) extraído as mesmas em Portugal (1992). Para o caso dos Estados Unidos, essas foram compiladas a partir de Cline et al. (1978). Os dados de comércio utilizados eram referentes ao ano de 1996 e a todos os capítulos na NBM.

De acordo com Carvalho et al. (1999), assim como em Carvalho e Parente (1999a), os resultados apontaram para o mesmo lado. As importações brasileiras provenientes dos Estados Unidos seriam superiores ao crescimento esperado das exportações para aquele mercado. Embora, segundo os autores, exista a possibilidade de incremento de exportações para os EUA, esse representaria um incremento muito pequeno em termos monetários.

Nonnenberg e Mendonça (1999) a fim de inferir sobre possíveis perdas de produção na agricultura brasileira utilizaram, também, um modelo de equilíbrio parcial. De posse dessa metodologia estimaram os valores da criação e desvio de comércio nos Países do Mercosul e no resto do mundo²⁵ advindos da formação do Mercosul para alguns produtos agrícolas, como: arroz; milho; trigo; leite e bovinos. Os autores, como novidade, além da desagregação, estimaram suas próprias elasticidades-preço com dados anuais que datam de 1966 a 1995. Para isso partiram da função genérica de importação agregada expressa como:

$$M^d = f(Y, P_m, P_d) \quad (22)$$

²⁵ Lembrando que no caso do arroz houve uma redução tarifária também na Tarifa Externa Comum. Dos então 20%, agora, a TEC seria de 10% para terceiros e nula para os membros do Bloco.

onde a variável M^d foi definida como o *quantum* do bem importado, Pd o preço doméstico, Pm sendo o preço de importação e Y a renda real²⁶. Contudo, com uma amostra de tamanho reduzido relaxaram as hipóteses básicas do MQO sobre estacionariedade e normalidade dos resíduos (NONNENBERG E MENDONÇA, 1999, p. 7). Assumindo essas condições, sugeriram as seguintes elasticidades-preço (Tabela 11):

Tabela 11 – Elasticidades de Longo Prazo para as importações brasileiras (1966/1995).

Setor	Elasticidade-preço
Arroz	- 2,825
Milho	- 3,356
Trigo	- 0,388
Algodão	- 2,605
Leite	- 0,402
Bovinos	- 1,400

Fonte: Nonnenberg e Mendonça (1999).

Os autores mostraram que a criação de comércio superou amplamente a substituição de importação de terceiros países por parte do Brasil em favor dos membros do Bloco – desvio de comércio – tanto individualmente como para o conjunto dos seis produtos. No caso do arroz, esse fenômeno foi bem mais expressivo para os países do Mercosul do que para o resto do mundo, além de salientar sobre a consistência da metodologia para a mensuração de tais efeitos.

Vasconcelos (2001) buscou avaliar, sob a ótica do equilíbrio parcial, os impactos estáticos do processo de integração. O autor, motivado pela discussão dos efeitos distorcidos do processo de integração para o Mercosul sugeridos por Yeats (1997)²⁷, buscou levantar a

²⁶ Conforme Nonnenberg e Mendonça (1999) a Renda Real resultou da diferença entre Produto Interno Bruto brasileiro e os valores referentes a soma do total importado a fim de evitar dupla contagem.

²⁷ Yeats (1997) preocupado com a proliferação de acordos regionais e seus efeitos para o comércio internacional inferiu sobre o Mercosul utilizando dados de comércio para as categorias de Alimentos, Insumos Agrícolas, Combustíveis Minerais, Metais e Conexos, Manufaturados e Máquinas e Material de Transporte. No artigo avaliou a mudança de políticas comerciais no Mercosul no período entre 1988-1994. As ferramentas utilizadas para inferir sobre os efeitos foram: o Índice de Intensidade de Comércio (IIC); Índice de Orientação Regional (IOR) e Índice de Vantagens Comparativas Reveladas (IVCR). Através desse conjunto de Índices sugeriu, além de uma reorientação, que a intensidade de comércio entre os países membros do Mercosul melhorou significativamente em grupos de produtos que as vantagens comparativas anteriores a integração eram pequenas, ou seja, em produtos de maior valor agregado. Dessa forma, alertou que haviam sido encontradas mudanças substanciais nas trocas intra-mercossul, em especial, no período de transição para a formação da União Aduaneira no Bloco. Contudo, o autor se ateve só nas alterações nas políticas comerciais e esqueceu que no Mercosul, principalmente, Brasil e Argentina, além da abertura comercial, emergiam para uma estabilização monetária e um ajustamento fiscal. Ao afirmar que o comércio ficou mais distorcido no período posterior ao Tratado de

criação e desvio de comércio através dos fluxos de comércio nos setores de Produtos das Indústrias Químicas e Conexas (capítulos 28 a 38); Plástico e Borrachas (capítulos 39 e 40); Pastas de Madeira e Papel (capítulos 47 a 49); Matérias Têxteis (capítulos 50 a 63); Metais Comuns e Suas Obras (capítulos 72 a 83); Máquinas e Aparelhos, Material Elétrico (capítulos 84 e 85) e Material de Transporte (capítulos 86 a 89). As elasticidades-preço por categorias de uso utilizadas pelo autor, assim como em Carvalho e Parente (1999a), foram extraídas em Carvalho e Parente (1999b). Os resultados obtidos por Vasconcelos (2001) contrapuseram as afirmações em Yeats (1997)²⁸. Segundo o autor, no agregado dos setores, a criação de comércio na ótica brasileira estaria entre 14,3% e 12,9% das importações efetivamente ocorridas em 1991. Igualmente, o desvio de comércio²⁹ estaria entre 3,2% e 15,3%. Logo, no agregado, o autor confirmou que a criação de comércio no Mercosul para o conjunto de bens superou o desvio.

Essa preocupação de uma integração do Brasil com mercados como Estados Unidos e Canadá, pela ALCA, também ficou marcada em Negri, Arbache e Falcão Silva (2003). Os autores buscaram quantificar o impacto sobre as exportações brasileiras para mercados como Estados Unidos e Canadá. Assim, com a eliminação total de tarifas, segundo os autores, verifica-se um aumento de US\$ 699 milhões para os EUA e US\$ 53,7 milhões para o Canadá. Como buscaram apenas saber da penetração das exportações brasileiras em outros mercados não foram estimadas elasticidades-preço³⁰ para o Brasil. Dessa forma, as elasticidades-preço referentes a Estados Unidos e Canadá foram obtidas junto ao *Trade Group at World Bank*.

Depois da ampla gama de aplicações do modelo de equilíbrio parcial, ainda existe espaço para uma utilização regional desse. Omar, Braz e Ródenas (2006) buscaram analisar os efeitos da economia Argentina na economia do Rio Grande do Sul, sob a luz do Tratado de Assunção. Os autores escolheram 56 capítulos de produtos relativos a economia do RS descritos na Nomenclatura Comum do Mercosul e que representavam cerca de 45% dos totais de importação da Argentina para um período de tempo compreendido entre janeiro de 1995 e junho de 2004 – com séries bimestrais. As elasticidades-preço foram estimadas pelo próprio autor com base nas funções (18) e (20). Para o cálculo do desvio de comércio a abordagem das elasticidades de substituição foi feita conforme os trabalhos Vasconcelos (2001),

Assunção reconhece que “análises de dados de comércio sozinhos não podem responder essa questão por completo” (YEATS, 1997, p. 29).

²⁸ A literatura sobre índices é vasta, contudo, poder-se-á resumir esses em Vollrath (1989) e o próprio Yeats (1997).

²⁹ Considerando que as elasticidades de substituição adotadas por Vasconcelos (2001) foram de - 0,5, - 1,5 e - 2,5.

³⁰ Negri, Arbache e Falcão Silva (2003) não forneceram as elasticidades de substituição utilizadas para os cálculos de desvio de comércio.

Nonnenberg e Mendonça (1999) e Carvalho e Parente (1999a) que se basearam na metodologia sugerida em Erzan e Yeats (1992). Com os resultados os autores mostraram que para o Rio Grande do Sul à medida que os bens tendem a ser substitutos, o desvio de comércio aumenta – apenas no caso de se considerar a elasticidade de substituição de $-0,5$ –, pois, nos outros casos o desvio supera a criação de comércio. Ao fim os autores concluíram que houve ganhos líquidos de comércio para o RS nas transações comerciais com o principal sócio comercial do Brasil no MERCOSUL.

Em Kume e Piani (2004) verifica-se o avanço do emprego de um modelo de equilíbrio parcial para o Brasil. Os autores em seu estudo contaram com elasticidades de substituição calculadas para o Brasil. Kume e Piani (2004) com dados referentes ao período de 1999-2000, na onda de estudos voltados para a ALCA, buscaram quantificar o impacto da formação desse Bloco para a economia brasileira. As elasticidades-preço de importação para o Brasil dos grupos de bens – bens de capital, bens intermediários, bens de consumo duráveis e não duráveis e combustíveis/lubrificantes – são as mesmas utilizadas em Carvalho et al. (1999) e as elasticidades de substituição entre bens foram as calculadas em Tourinho, Kume e Pedroso (2002). De posse das estimativas, os autores mostraram que a eliminação das tarifas aduaneiras dos EUA causaria um incremento de US\$ 697 milhões nas exportações brasileiras para aquele mercado. Esse aumento estaria baseado em produtos como calçados, suco de laranja, vestuário e têxteis, cerâmicas, vidros e fumo. Estimaram, também, a eliminação de barreiras não-tarifárias, assim, as exportações para o país americano teriam um acréscimo de US\$ 531 milhões. Em contrapartida, os Estados Unidos teriam um ganho potencial em 1.444 produtos e que atingiriam o valor anual de US\$ 2,23 bilhões em 1999-2000 – com máquinas e equipamentos entre os mais beneficiados. Com o modelo de equilíbrio parcial, os autores, atentaram para as dificuldades de se alcançar equilíbrio nas negociações no âmbito da ALCA.

Kume et al. (2004) buscou avaliar *ex ante* o impacto sobre o comércio exterior brasileiro sob a égide de um possível acordo de liberalização recíproca entre o Mercosul e a União Européia (UE). Assim, as elasticidades-preço para os grupos foram extraídas em Carvalho e Parente (1999b) e as elasticidades de substituição utilizadas foram as calculadas em Tourinho, Kume e Pedroso (2003). Os resultados, pelo modelo de equilíbrio parcial, indicaram um adicional de US\$ 947 milhões na exportação de 184 produtos. Já o adicional em importações estaria na casa de US\$ 1.325 milhões.

Fonseca e Hidalgo (2006) aplicaram o modelo de equilíbrio parcial na ótica das exportações agrícolas – café, cacau, soja, açúcar, suco de laranja e carnes para o período de 1999-2002 – brasileiras à luz de uma possível ALCA. Quanto às elasticidades-preço para os

EUA, os autores basearam-se em Cline et al. (1978) e as elasticidades de substituição utilizadas foram retiradas do trabalho revisado em Tourinho, Kume e Pedroso (2003). O resultado líquido encontrado seria de superação das exportações brasileiras se comparado ao aumento das importações dos sócios. Assim, a eliminação tarifária geraria um incremento nas exportações brasileiras de US\$ 185,89 bilhões para os países da ALCA entre 1999 e 2002.

Desse modo, os diversos modelos sugeridos pelos autores foram testados para se encontrar um, dentre todos, que melhor represente a demanda por importações brasileira de arroz do Mercosul e total.

4.2 Metodologia e fonte de dados

4.2.1 Modelo SMART de Criação e Desvio de Comércio

O presente estudo é uma aplicação prática do modelo de equilíbrio parcial. Tal metodologia, proposta em Cline et al. (1978), mais tarde se cristalizou com Laird e Yeats (1986) através da UNCTAD em cooperação com *The World Bank*. O modelo de equilíbrio parcial é uma técnica de simulação e quantificação de efeitos sobre os fluxos de comércio induzidos por trocas nas condições de acesso a mercados. Em particular, pretende-se aplicar esse de forma *ex post* com o propósito de quantificar o volume de comércio criado e desviado em direção ao Mercosul no comércio de arroz em casca com a formação do Bloco.

Para obtenção dos resultados efetua-se uma abordagem pela ótica da demanda, ou seja, pelo fluxo do cereal importado pelo Brasil entre janeiro de 1991 e dezembro de 2007. Desse modo, sob a ótica da importação, o efeito total da redução tarifária para os membros do Mercosul é captado pelo modelo. Segundo a ótica Vineriana, o efeito total estático é diluído em dois componentes:

- a) Criação de Comércio (CC), o qual mensura o aumento das importações brasileiras de Argentina, Uruguai e Paraguai, segundo a redução dos preços relativos dessas importações, *vis-à-vis* preços do mesmo bem doméstico, resultando em um potencial aumento nas importações do Brasil, aliado a redução do excedente do produtor brasileiro;

- b) Desvio de Comércio (DC), o qual mensura o aumento das importações brasileiras dos membros do Mercosul advindo da redução nos preços relativos dessas importações *vis-à-vis* preços de terceiros, resultando em um deslocamento do fluxo natural verificado na ausência de uma TEC, ou seja, a substituição de importações com origem em produtores de terceiros ao Bloco em benefício dos produtores locais do Bloco – Argentina, Uruguai e Paraguai.

Essa análise quantitativa será efetuada tomando por base o Sistema Harmonizado de Designação e Codificação de Mercadorias, ou simplesmente Sistema Harmonizado (SH) combinado com a Nomenclatura Comum do Mercosul. Sua composição, formada por oito dígitos, permite que se verifique as especificidades dos produtos comercializados externamente, em um ordenamento lógico, crescente e de acordo com o nível de sofisticação das mercadorias. O resultado para a mensuração do efeito total no comércio de arroz no âmbito do Mercosul segue conforme a metodologia.

4.2.2 Cálculo da Criação de Comércio

Posto que, a estimação da criação e desvio de comércio está diretamente aplicado, se faz necessário mostrar passo a passo os cálculos, a fim de esclarecer as suposições fundamentais da análise proposta. Particularmente, segundo Viner (1999), a CC depende de três fatores, efetuando as devidas adaptações para o caso do arroz: a) o volume de importações brasileiras de arroz em casca segundo origem; b) a elasticidade-preço para o cereal, que define a porcentagem de troca na demanda por importação quando o preço de importação no mercado brasileiro varia 1%; e, c) a mudança operada na tarifa.

Formalmente, a CC de arroz em casca no Mercosul é definida pela expressão:

$$CC_a = M_{aBM} \cdot Em_{aBM} \cdot \frac{dt_{aBM}}{(1+t_{aBM})} \quad (23)$$

onde:

CC_a = volume de comércio criado de arroz em casca;

M_{aBM} = valor das importações de arroz em casca brasileiras provenientes do Mercosul;

Em_{aBM} = elasticidade-preço de arroz em casca da função de demanda brasileira de importação desse cereal do Mercosul; e

t_{aBM} = tarifa *ad-valorem* equivalente, excluindo barreiras não-tarifárias (BNTs).

Dessa forma, assume-se a pressuposição de Viner (1999, p. 108) de um mundo dividido em três países, no caso, Brasil (A), Mercosul (B) e terceiros (C). O efeito da alteração de política de importação será considerado sobre o bem-estar de A. Sendo que A é um país pequeno³¹ e não influencia o preço relativo do cereal internacionalmente. Na abordagem das elasticidades, o a CC é então proporcional a elasticidade-preço da demanda, por conseguinte, esse parâmetro influencia diretamente nos resultados da metodologia.

Finalmente, a expressão (23) é uma forma reduzida da equação (1). Um modelo que contemple equilíbrio de mercado deve levar em consideração as combinações de preço e quantidades geradas a partir da interação entre as curvas de demanda e oferta. Portanto, estimar uma função de demanda a partir de uma curva individual seria incorreto. Contudo, a fim de contornar esse problema, admitiu-se a elasticidade-preço de oferta como infinita. Essa expressão, então, só é válida na medida em que se assume uma elasticidade-preço de exportação infinita. Conforme salientado por Laird e Yeats (1986, p. 22) tal hipótese³² é incluída no modelo para assegurar que a elasticidade-preço de exportação independe da quantidade importada e que os preços de exportação não irão variar em função do aumento de importações do cereal.

A fim de determinar a elasticidade-preço de importação presente na expressão algébrica (23), ou seja, caracterizar o nível de resposta da importação à variação do preço internacional recorre-se a uma equação de demanda de importações. A abordagem das elasticidades veio à luz nas décadas de 30 e 40 como uma adição à análise keynesiana do multiplicador de comércio exterior³³. Conforme Zini Jr. (1995) tal abordagem – cujo trabalho seminal é de Marshall – analisa o impacto que uma mudança nos preços relativos tem sobre o balanço comercial agregado, ou, nesse caso, na demanda pelo referido cereal.

³¹ Segundo o USDA (2008) a média das importações totais brasileiras de arroz em casca entre 1989-2007, responderam por apenas 2% do consumo interno em 2007 – 13 milhões de toneladas – e 0,05% das 623,21 milhões de toneladas consumidas mundialmente nesse mesmo período. Em relação ao fluxo total de arroz em casca, as importações brasileiras representaram apenas 0,56% do total mundial do cereal exportado em 2007 e 2% da produção de arroz local.

³² As expressões de criação de comércio, bem como as de desvio de comércio fornecem valores em quantidade, devendo-se efetuar, em seguida, a multiplicação pelos preços, para se obter os impactos em valores monetários. No caso de adotar a elasticidade de oferta como infinita e incluir valores em moeda corrente ao invés de quantidades, os impactos de criação e desvio de comércio são obtidos em termos monetários.

³³ Zini Jr. (1995) salienta duas lições importantes da análise do multiplicador: a) as importações dependem da renda doméstica e, b) o saldo líquido na conta corrente é um componente importante da demanda agregada.

A abordagem marshalliana de equilíbrio parcial é utilizada no intuito de verificar as consequências de uma mudança de preço relativo sobre a quantidade transacionada e sobre a estabilidade do equilíbrio. Segundo Zini Jr. (1995), assume-se que as funções de oferta e de demanda sejam estáveis, e que o nível de preços pode ser tomado como dado, embora os preços relativos domésticos dos bens importados e exportados devam mudar em decorrência de uma desvalorização cambial ou alteração de política comercial. No caso da CC, a questão colocada é o efeito de uma mudança no preço relativo sobre o volume importado de arroz em casca, no caso, gerado pela desgravação tarifária acordada através do Tratado de Assunção que constituiu uma TEC entre Brasil, Argentina, Uruguai e Paraguai.

Parte-se, então, para estimação da demanda de importação brasileira no contexto de bens substitutos imperfeitos, ou seja, uma função de demanda marshalliana (ordinária) que relaciona o total da quantidade de arroz em casca importado pelo Brasil com a renda real (Y_t) a fim de capturar a capacidade de gasto doméstico, o preço do bem importado (Pm_t) e o preço de seu substituto doméstico (Pd_t) medidos na mesma moeda.

A função genérica para a importação agregada é então expressa por:

$$M_{aBM}^d = f(Y_B, Pd_{aB}, Pm_{aBM}) \therefore F_1 > 0, F_2 > 0, F_3 < 0 \quad (24)$$

onde Y_B é a *proxy* da renda brasileira; Pd_{aB} é o preço do arroz em casca doméstico; Pm_{aBM} é o preço de importação do mesmo cereal proveniente do Mercosul e M_{aBM} é a quantidade importada pelo Brasil junto aos seus parceiros comerciais do Bloco. Ainda, F_n se refere aos sinais esperados da equação (27), ou seja, os coeficientes esperados das variáveis renda e preço doméstico devem ser positivos e, negativo para a variável preço de importação.

Espera-se que aumentos na renda, bem como, no preço doméstico do arroz em casca somados a uma apreciação da taxa de câmbio real, acarrete efeitos positivos sobre a importação e o inverso ocorre no aumento do preço internacional do produto (CASTRO E CAVALCANTI, 1997). No equilíbrio tem-se a igualdade entre importação e exportação:

$$M_{ijk} = X_{ikj} \quad (25)$$

Considerando que as “relações lineares não são, em geral, suficientes para todas as aplicações econômicas” (WOOLDRIDGE, 2006, p. 41) aliado a afirmação de Nonnenberg e

Mendonça (1999, p. 6) que “a teoria não sugere uma forma funcional como ideal” e tendo como objetivo estimar a elasticidade-preço de importação de arroz com casca, nesse ínterim, introduz-se uma versão log-log da função (24) tal como:

$$Q_{aBM}^d = \beta_0 \times Y_B^{\beta_1} \times Pd_{aB}^{\beta_2} \times Pm_{aBM}^{\beta_3} \times \varepsilon^u \quad (26)$$

que, transformando em logaritmos a equação (26), tem-se:

$$\ln Q_{aBM}^d = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_B + \beta_2 \ln Pd_{aB} + \beta_3 \ln Pm_{aBM} + u_t \quad (27)$$

A opção pelo modelo log-log se deu pelo fato de as elasticidades serem fornecidas diretamente. Sua utilização só é possível desde que os valores nas observações das variáveis explicativas e explicadas sejam positivos³⁴. Assim, o modelo torna-se conveniente na medida em que se busca obter a elasticidade. Pois, de acordo com Hill, Griffiths e Judge (1999) a elasticidade-preço demandada será o próprio parâmetro. Outrossim, Greene (1993, p. 238) afirma que a forma logarítmica é a que melhor se ajusta para a demanda de importação sendo útil em tais estudos. Ainda, ressaltando que aplicar uma transformação linear aos dados suaviza a série e reduz sua escala eliminando possíveis problemas decorrentes quando se trabalham com dados de grandeza elevada.

O método dos MQO será utilizado para obtenção dos parâmetros mantendo as observações em nível. Contudo, em se tratando de séries temporais esse processo incorre em risco. A hipótese de regressão espúria só será descartada se as séries tiverem uma relação de longo prazo entre elas, ou seja, forem co-integradas.

A análise empírica parte da investigação das propriedades de integração e co-integração das séries. Inicialmente, procura-se determinar a ordem de integração das variáveis, através dos testes Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), utilizando-se dos valores críticos calculados fornecidos pelo *software* Eviews 5.0. Ainda, verificada a ordem de integração das variáveis, resta identificar as relações de longo prazo através dos testes de co-integração desenvolvidos por Johansen e Engle-Granger.

Em etapa posterior, espera-se que o modelo de regressão seja linear, corretamente especificado, com ausência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas, tenha

³⁴ Para, $t = \log_b Y \Leftrightarrow Y = b^t$, Chiang (1982, p. 257) complementa, afirmando que “qualquer número positivo Y possui, necessariamente, um logaritmo único, t , na base $b > 1$ [...] conseqüentemente, um número negativo, ou zero, não possui logaritmo”.

resíduo distribuído de forma normal $\sim N(0, \sigma^2)$ –, parâmetros constantes e regressores fixos, ou seja, os estimadores devem ser consistentes, eficientes e não-tendenciosos como as tradicionais suposições sobre os erros:

$$E(u_i) = 0$$

$$E(u_i^2) = \sigma^2 \rightarrow \text{Homocedástico}$$

$$E(u_i, u_j) = 0, \text{ para } (i \neq j) \rightarrow \text{ausência de autocorrelação dos erros.}$$

Por fim, na CC salientam-se novamente as limitações/restrições para a aplicação do modelo sob a abordagem Vineriana de mensuração dos efeitos estáticos da integração no Mercosul. Dessa forma, a equação de CC assume que a elasticidade de exportação é infinita por estimar apenas a equação de demanda por importações. Ainda, lembrando que existem outros modelos, gravitacional e de equilíbrio geral, que podem ser mais eficientes a fim de estimar tais efeitos. Contudo, sua utilização é válida por proporcionar que se captem *ex post*, por exemplo, esses efeitos em um único capítulo da NCM. Por conseguinte, o emprego do modelo de equilíbrio parcial pela ótica da elasticidade é igualmente válido na medida em que proporciona um grande detalhamento nos resultados encontrados.

4.2.3 Cálculo do Desvio de Comércio

O desvio de comércio para dentro do Mercosul é dado a partir da equação (6). Contudo, para facilitar o cálculo procede-se em dois passos. Primeiro, é preciso saber a mudança nos preços relativos. No caso de uma união aduaneira, a qual reduz a tarifa para os membros do Mercosul a zero – TEC, o preço de importação dos países do Bloco relativo ao preço de importação de terceiros cairá proporcionalmente à redução nos gravames. Formalmente Laird e Yeats (1986, p. 23) salientam que a mudança nos preços relativos é especificada em termos do movimento da incidência tarifária da fonte intra e extrabloco. Assim sendo, é definida como:

$$\frac{\Delta(Pm_{aBM})}{(Pm_{aBE})} = \frac{\frac{1+T_1^M}{1+T_1^E}}{\frac{1+T_0^M}{1+T_0^E}} - 1 \quad (28)$$

sendo que o subscrito M representa as tarifas entre os membros do Mercosul no momento anterior ($M_{t-1} = 0$) e no presente ($M_t = 1$). Da mesma forma que E se remete a mesma lógica para não-membros/terceiros. Não havendo mudança nas tarifas aplicadas a terceiros (T_t^E), nesse caso os membros engajam no livre comércio sem a variação T_t^E . A expressão (28) se reduz a:

$$\frac{\Delta(Pm_{aBM})}{(Pm_{aBE})} = \frac{1+T_1^M}{1+T_0^M} - 1 \quad (29)$$

Após o cálculo da mudança de preço relativo, segue-se para o cálculo do desvio de comércio baseado na equação (7):

$$DC_i = \frac{\sum M_{aBM} \cdot \sum M_{aBE} \cdot ES_a \cdot \Delta(P_{aBM}) / (P_{aBE})}{\sum M_{aBM} + \sum M_{aBE} + \sum M_{aBM} \cdot ES_a \cdot \Delta(P_{aBM}) / (P_{aBE})} \quad (30)$$

Como o desvio de comércio está diretamente ligado a sensibilidade da elasticidade de substituição e na mudança de preços relativos com a alteração para uma nova TEC³⁵, na perspectiva de que quanto menor a TEC estabelecida, mais o preço do parceiro comercial se aproxima do vigente no mundo, minimizando, assim, o desvio de comércio e favorecendo a concorrência.

4.2.4 Fonte e base de dados

A base de dados do presente trabalho é composta por séries mensais que datam de janeiro de 1991 a dezembro de 2007³⁶. A quantidade importada de arroz³⁷ em casca foi

³⁵ Ver Kume e Piani (2003a, p. 56-64).

³⁶ Pelo fato de em determinados meses, entre janeiro de 1989 e setembro de 1991, o Brasil não ter importado o cereal de nenhum país, para não constarem zeros nas séries de importação e preço de importação foi necessário tomar as séries a partir de outubro de 1991 para a estimação da elasticidade-preço.

coletada junto ao Sistema AliceWeb da Secretaria de Comércio Exterior do Brasil (SECEX) e sua medida é equivalente ao número de sacas de 50 kg³⁸, bem como, o preço de importação³⁹ (Pm_t).

O Produto Interno Bruto Acumulado⁴⁰ (Y_t) foi fornecido pelo Banco Central do Brasil (BCB) deduzido o valor mensal acumulado das importações brasileiras conforme o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC) a fim de evitar dupla contagem, ambos na unidade padrão (milhões de dólares).

O preço interno⁴¹ do arroz foi cedido pelo Instituto Rio Grandense do Arroz (IRGA). Também foi medido em dólares por saca de 50 kg. A opção por variáveis em dólares (US\$) fez-se na medida em que o Brasil vivenciou uma sucessão de planos econômicos até meados da década de 90. Ainda, todo o universo das variáveis estava expresso em moeda americana. Dessa maneira, as séries foram deflacionadas pelo *Producer Price Index* (PPI) – equivalente ao Índice de Preços no Atacado brasileiro – de fevereiro de 2008, o índice é mensalmente publicado pelo *Bureau of Labor Statistics* (BLS) dos Estados Unidos.

A elasticidade de substituição adotada como *proxy* para o arroz em casca será retirada de Tourinho, Kume e Pedroso (2003). Dessa forma, segundo os autores a elasticidade que mais se aproxima do arroz em casca, conforme definido pelo IBGE, é a calculada para o item “Beneficiamento de produtos de origem vegetal, fumo”. No caso, esse grupo não apresenta elasticidade para o arroz em casca e sim para o arroz beneficiado. Assim sendo, o presente trabalho toma como *proxy* a elasticidade do arroz beneficiado na ausência da elasticidade para o arroz em casca.

³⁷ A Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), de acordo com o capítulo 10 – Cereais – da Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM) considera o arroz em casca a soma do capítulo que vai de 1006.10.10 a 1006.10.92 e 1006.30.11 a 1006.30.29 para o arroz beneficiado. Para o período anterior, da vigência da Nomenclatura Brasileira de Mercadorias (NBM), a convergência para a NCM – 1989 a 1996 – os códigos para o arroz em casca e beneficiado correspondem a 1006.10.0100 a 1006.10.9900 e 1006.30.0100 a 1006.30.9900, respectivamente. Ainda, vale ressaltar para trabalhos futuros, que a série referente às importações da mercadoria 1006.10.0100 a 1006.10.9900, com origem do Uruguai, o dado de setembro de 1995, segundo a Secretaria da Receita Federal (SRF) está com o valor incorreto e superior 105.485.500 kg da realidade para o período.

³⁸ A opção foi feita para seguir um padrão equivalente ao peso da saca comercializada no Rio Grande do Sul conforme especificações do IRGA e de mercado. Vale lembrar que no Estado de Mato Grosso, o arroz é comercializado em sacas de 60 kg.

³⁹ Para se obter o preço de importação referente a saca de 50 kg no tempo t (Pm_t) basta coletar, além da quantidade (M_t) – peso líquido em kg – importada, o valor total (V_t) do tempo t em dólares (FOB-US\$) importados pelo Brasil. Assim: $V_t = Pm_t \cdot M_t$.

⁴⁰ Para o PIB foram utilizadas duas séries para os testes, uma série de PIB acumulada e, outra em valores mensais correntes, ambos deflacionados. Contudo, mesmo que não ajustadas sazonalmente, os resultados foram mais favoráveis para a série acumulada.

⁴¹ Os preços são referentes ao preço da saca de 50kg de arroz em casca irrigado cedidos pelo IRGA.

Quanto às restrições tarifárias e não-tarifárias para os cálculos da criação e desvio de comércio uma restrição foi assumida. Assim, na medida em que é complexo estimar com exatidão a intensidade das restrições não-tarifárias para o arroz⁴², foram utilizadas as tarifas coletadas junto à Receita Federal (RF) e decretos do Governo publicados no Diário Oficial da União (DOU), para o período anterior a TEC, e à Câmara de Comércio Exterior (CAMEX) segundo histórico de boletins e resoluções publicados pela CAMEX, órgão que junto ao MDIC passou a responder pelo controle tarifário brasileiro pós-TEC, para a variável T . No caso do período da desgravação tarifária para os membros do Mercosul, a amplitude tarifária utilizada seguiu a partir da aplicação do Tratado de Assunção, Anexo I. O histórico das tarifas para terceiro está descrito na Tabela 12.

Tabela 12 – Tarifas Aduaneiras impostas pelo Brasil ao arroz com origem de Terceiros.

<u>Intervalo de Vigência</u>		<i>Ad-valorem</i>
Início	Fim	
Nov. 1988	Dez. 1989	20
Jan. 1990	Jun. 1993	15
Jul. 1993	Ago. 1994	10
Set. 1994	Dez. 1994	8
Jan. 1995	Mai. 1995	10
Jun. 1995	Dez. 1995	20
Jan. 1996	Abr. 1996	10
Mai. 1996	Dez. 1999	13
Jan. 2000	Mai. 2001	15,5
Jun. 2001	Ago. 2003	13
Set. 2003	Dez. 2003	4
Jan. 2004	Dez. 2007	10

Fonte: Receita Federal (Relatório de Tarifas Aduaneiras – 1988-89), Decreto 8.085 (1989), Decreto 1.490 (1995), Decreto 1.767 (1995), Decreto 1.848 (1996), Decreto 2.376 (1997), Decreto 3.704 (2000), Decreto 2.624 (1998), Resolução CAMEX n. 16 (2001) e Resolução CAMEX n. 25 (2003).

Por fim, considerando a importância da variável câmbio, essa foi inserida indiretamente junto à variável Pm_t , sendo dados coletados na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADData) e referentes à Taxa de câmbio – efetiva real – IPA-OG – exportações – índice (média 2000 = 100).

⁴² Como exemplo, no nº 4 do Boletim de Política Industrial (1998) para arroz e têxteis era condição para emissão das guias de importação o pagamento à vista pelo importador.

5 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A análise e discussão dos resultados presentes neste capítulo estão divididas em dois momentos conforme os objetivos propostos. Nesse sentido, em um primeiro momento será efetuada a análise do resultado para a criação e desvio de comércio no período da desgravação tarifária ao longo da transição para a união aduaneira a fim de inferir sobre o efeito do Mercosul sob a ótica Vineriana das UAs. Em um segundo momento, pretende-se estimar o total de comércio criado com a formação do Mercosul, bem como, verificar os períodos em que mais se criou comércio e o principal país beneficiado com a formação do Bloco.

5.1 A Criação e Desvio de Comércio no Mercosul: o caso do arroz em casca

Para iniciar a análise dos resultados, antes é preciso salientar as elasticidades utilizadas para o modelo de equilíbrio parcial. Para o caso da elasticidade-preço de demanda de arroz brasileira foi escolhido um modelo co-integrado rodado por MQO¹, cuja elasticidade é muito próxima a $-2,825$ de Nonnenberg e Mendonça (1999), ou seja, o Quadro 1 traz a elasticidade-preço de $-2,956$. Para o caso da elasticidade de Armington foi utilizada como *proxy* a estimativa da elasticidade de substituição de Tourinho, Kume e Pedroso (2003) para o grupo “Beneficiamento de produtos de origem vegetal, fumo”, ou seja, $-2,47$.

Produto	Parâmetros				Testes		
	Const	LPd	LPm	LY	R ^r _{ajust}	DW	F _c (p)
Arroz	10,6021	1,4325	- 2,9560	0,1275	0,7644	2,4242	0,0000*
(p)	0,0000*	0,0081*	0,0000*	0,0427**			

* - Denota rejeição da hipótese nula com grau de 1% de significância estatística.

** - Denota rejeição da hipótese nula com grau de 5% de significância estatística.

Quadro 1 – Equação utilizada para a elasticidade-preço de importação.

De acordo com Viner (1999) o ideal almejado por uma união aduaneira é que a criação de comércio supere o desvio para que se atinja um estágio superior de bem-estar

¹ As minúcias do modelo estão descritas no APÊNDICE A (página 109).

econômico com a formação de uma união aduaneira. O período de transição, que aconteceu de forma linear e crescente entre 1991 e 1994 se traduziu nos resultados dispostos na Tabela 13.

Os efeitos de criação e desvio de comércio foram se acelerando à medida que a desgravação tarifária brasileira acontecia. Nesse sentido, a criação e desvio de comércio com início em 1991 foram crescentes ao longo do período de transição para uma união aduaneira. Dessa forma, de posse dos resultados para o caso do arroz na formação do Mercosul é possível inferir que no período em análise a criação superou em grande parte o desvio de comércio. Apenas em 1994 que os números foram próximos, contudo, a criação ainda supera em aproximadamente US\$ 5.980,44 mil dólares.

A expressividade da criação é maior em 1994, pois, seu montante responde por 24,94% do total de arroz em casca importado pelo Brasil nesse período. O ano de 1994 é o ápice também do desvio de comércio para os países do Mercosul, pois, juntos a criação e o desvio de comércio respondem por aproximadamente 57,80% do total importado.

Como esperado, o efeito benéfico da união aduaneira prevaleceu sobre o ônus da discriminação tarifária. No total, com a formação do Mercosul, estima-se que tenha sido gerado uma criação de comércio em torno de US\$ 42.808 mil dólares e um desvio de US\$ 19.656,24 mil dólares. Juntos, os efeitos estáticos da união aduaneira do Mercosul representam cerca de US\$ 62.465 mil dólares, ou, 30,27% do valor total importado nesse período de análise. A Tabela 13 resume as estimações do modelo de equilíbrio parcial para o caso do arroz no Mercosul.

Tabela 13 – Comparativo entre Criação e Desvio de Comércio para o Brasil no comércio de arroz em casca – 1991/1994 (Em mil dólares).

		1991	1992	1993	1994	Total
CC	(A)	7.721,24	6.403,33	8.029,74	20.654,54	42.808,85
	%(A/D)	7,97	27,48	34,34	32,86	20,74
DC	(B)	2.324,43	329,74	1.327,97	15.674,10	19.656,24
	%(B/D)	2,40	1,42	5,68	24,94	9,52
Efeito Total	(C)	10.045,67	6.733,07	9.357,71	36.328,64	62.465,09
	%(C/D)	10,37	28,90	40,02	57,80	30,27
Total Importado (D)		96.855,25	23.299,34	23.384,19	62.853,25	206.392,03

Fonte: Elaboração própria.

5.2 Criação de Comércio: a afirmação do Mercosul no Mercado brasileiro de arroz

A desgravação tarifária promovida no item arroz com a formação do Mercado Comum do Sul variou conforme sua classificação na Nomenclatura Comum do Mercosul. O Programa de Liberação Comercial imposto desencadeou no Capítulo 10 da NCM, e em todos os demais capítulos, uma redução tarifária progressiva, linear e automática². Assim, o padrão do Mercosul alude para uma opção de integração e liberalização via um Regionalismo Aberto. Regional, pois, o Tratado de Assunção concebia um Mercosul para países fronteiriços e com restrições tarifárias para terceiros, porém, “aberto” por iniciativa de impor uma Tarifa Externa Comum que admita uma competitividade externa. Ambos os tipos de arroz, em casca ou beneficiado, tiveram sua proteção externa reduzida em 50%. A proteção tarifária decresceu de um nível de 20% *ad-valorem* até atingir os 10% atuais para terceiros. O fluxo de arroz e o volume de comércio criado variaram conforme se desencadeava a gradual redução tarifária.

A fim de analisar os resultados das estimações da criação de comércio opta-se por fazê-lo isolando os efeitos sob a ótica de cinco períodos. Os períodos ou cenários, considerando a soma da criação de comércio, são dados como:

- I) período que compreende a desgravação tarifária para os membros do Bloco (julho de 1991 a dezembro de 1994) e alteração/redução para terceiros;
- II) período no qual há intenção de captar o reflexo da eliminação total das restrições tarifárias entre os membros e da imposição de uma TEC para terceiros até, o período final da política de câmbio fixa brasileira (janeiro de 1995 a dezembro de 1998);
- III) período que capta a mudança do regime cambial³ brasileiro e a inércia da TEC (janeiro de 1999 a dezembro de 2001);

² Da mesma forma que “as restrições não tarifárias ou medidas de efeito equivalente, assim como, de outras restrições ao comércio entre os Estados Partes” – conforme o artigo 5º do Tratado de Assunção foram igualmente removidas.

³ Nesse instante exclui-se a possibilidade de considerar os possíveis efeitos positivos do Plano Real em conta de se captar um único efeito sob uma mudança do mesmo ao longo de seu curso. Admitindo a estabilização econômica proporcionada pelo Real e considerando os resultados de Hoffmann (2000, 2007) e da seqüência de pesquisas POF/IBGE (1991, 1998, 2004) o efeito renda no consumo brasileiro de arroz tem pouca influência e está diminuindo dentro dos domicílios de alguns estratos de renda. Prioriza-se então a Política Cambial do Plano Real. Pois, a valorização artificial da moeda brasileira entre 1994 e 1999 pode ser tida como prejudicial à agropecuária na medida em que transfere renda da agropecuária para outros setores e reduz o preço em reais de produtos agropecuários estrangeiros importados forçando, via concorrência, uma redução no preço em reais do produto nacional (BACHA, 2004, p. 54). Ainda, conforme lembra Zini Jr. (1995, p. 149), contraria a lógica de “liberalização e ajustamento” da taxa de câmbio. Pois, ao reduzir a proteção tarifária, a taxa de câmbio é apreciada não prezando preservar o equilíbrio da conta comercial e do nível de emprego. Vicente (2006) salienta que a política de câmbio fixo afetou a balança comercial do agronegócio brasileiro, que após o fim da vigência,

- IV) período que capta novas alterações, para baixo, da TEC no Mercosul (janeiro 2002 até dezembro de 2004); e,
- V) período em que se restabelece a inércia da TEC e de Real apreciado.

Analisando os resultados na Tabela 14, de pronto, percebe-se que a maior parte do volume criado de comércio em função das reduções tarifárias para o arroz se concentrou mais nos exportadores do Bloco do que em terceiros. Essa hipótese havia sido levantada, pois, boa parte do arroz importado pelo Brasil vem do Mercosul. De fato, é verificado um potencial maior de criação de comércio com a eliminação das tarifas, preferencialmente para aqueles países que além de fazerem fronteira com o Brasil – que são fiéis sócios comerciais do Brasil no mercado de arroz – Argentina, Paraguai e Uruguai. Do total criado de comércio com o Mercosul, cerca de 76,56% foi criado entre os países do Bloco e 23,44% para terceiros.

Tabela 14 – Resultado da Criação de Comércio para o Brasil de arroz em casca – 1991/2007 (Em mil dólares).

Período	CC no Mercosul	(%)	CC com Terceiros	(%)	CC Total	(%)
I	21.112,24	7,74	21.696,61	25,99	42.808,85	10,35
II	113.410,07	41,60	27.655,91	33,13	141.065,98	34,11
III	72.729,18	26,68	12.254,71	14,68	84.983,89	27,40
IV	54.392,35	19,95	21.623,05	25,90	76.015,41	24,51
V	10.974,62	4,03	249,99	0,30	11.224,61	3,62
Soma	272.618,47	100%	83.480,26	100%	356.098,73	100%

Fonte: elaboração própria.

No período de transição para uma TEC a criação de comércio verificada para o Mercosul mostrou-se tímida, pois, a desgravação foi progressiva e não imediata. De posse dessa informação, a tomada de decisão dos importadores foi agir com cautela, em 1995 as tarifas seriam nulas aliado a um real sobrevalorizado. No segundo período, em que as tarifas para os membros já haviam sido removidas, houve um salto na criação de comércio paralelo a um real ainda valorizado. Assim, a eliminação das restrições ao comércio intrabloco e o câmbio apreciado acentuaram o potencial de criação de comércio desse período. O período II representa cerca de 41,60% do total criado de comércio entre os membros e 31,85% do total

favoreceu novamente o vigor das exportações frente às importações – sem mencionar a atratividade externa para produtos do complexo soja.

criado de comércio. Ainda, passado o primeiro período, era esperado que a oferta dos países do Mercosul reagisse em resposta ao aumento da demanda brasileira (Tabela 14).

Esse *feedback*⁴ da oferta é vislumbrado no salto de produtividade e produção de Argentina e Uruguai. Na Argentina a produção da safra 1995/96 foi 51% superior a safra do primeiro ano de Mercosul. No Uruguai, a produção cresceu cerca de 56% nesse mesmo período. Já o Brasil nesse período, o setor ainda atordoado, manteve a produção praticamente estagnada – com redução de 0,73% da produção e com uma diminuição ainda mais severa nas duas safras seguintes.

A partir do período III, conforme Tabela 14, é perceptível a redução da criação de comércio, na medida em que é influenciada pela apreciação do câmbio brasileiro e pelo melhor desempenho da produtividade no Brasil – além de não haver novas alterações nas tarifas.

Essa mesma tendência se percebe no período IV, em que o volume criado chega a níveis inferiores ao período I, quando ainda existiam tarifas entre os membros do atual Bloco. Dessa forma, se deduz que a produção nacional vem safra a safra avançando em eficiência. Isto é um indício de que a produção brasileira de arroz tem grande potencial de resposta à competitividade internacional.

Em vista disso, os períodos II e III juntos concentram cerca de 68,28% do potencial criado com a remoção tarifária entre os membros do Bloco, enquanto para os não membros esse percentual chega a 47,81% da criação de comércio. Os períodos II e III (1995/98 – 1999/2001) para membros e não membros concentram cerca de 63,48% do total criado dos cinco períodos estudados. Assim, esses dois períodos podem ser apontados como uma fase potencialmente mais aguda para a produção arrozeira no Brasil e Rio Grande do Sul.

O período II foi um período de queda acentuada de preços internos em função da mudança de política comercial e de câmbio desfavorável para todo o agronegócio brasileiro – além de outros fatores que afetam/afetaram também a competitividade do mercado de arroz brasileiro. O período II pode ser apontado como o ápice do comércio criado com a total remoção tarifária entre os países do Mercosul e uma tarifa externa comum 50% menor. A repercussão desse período para o Rio Grande do Sul pode ser considerada grande, pelo fato de

⁴ Segundo Simon (1977) a decisão compreende três fases principais, as quais são indivisíveis e complementares, estando também envolvidas por um constante *feedback*. Dentre as fases, vale lembrar que a primeira seria a inteligência/investigação que compreende a análise da conjuntura, a segunda é tida como a fase de concepção/desenho, que consiste em analisar os cursos da ação. Por fim, a terceira fase é a escolha, a qual determina a linha de ação dentro das alternativas possíveis.

uma associação de agricultores gaúchos⁵ ter impetrado, contra a União, uma Ação Cautelar no ano de 2000 que pedia a suspensão de importações, ou mesmo, a imposição de cotas para os membros do Mercosul.

Os períodos III e IV podem ser entendidos de duas maneiras que juntas explicam o comportamento do efeito de criação de comércio para os membros do Mercosul:

- a) As mudanças advindas da alteração na política comercial apresentam um *feedback* para se acomodar e diluir os efeitos da união aduaneira, assim como, a produção necessita de um tempo para se ajustar à mudança de realidade entre o período I e II. Então, inicialmente existe um salto das importações impulsionado pela alteração/eliminação das tarifas, alavancado pela âncora cambial do Plano Real. Passado o efeito inicial, o potencial de criação de comércio mostrou uma tendência de queda nos períodos posteriores ao ápice no período II em função de o efeito se concentrar mais no período em que são verificadas alterações nas barreiras tarifárias; e,
- b) Como salientado anteriormente, a produção brasileira de arroz precisou encontrar alternativas para superar a conjuntura desfavorável do período II. Essa superação aconteceu baseada no aumento da eficiência produtiva. Assim, a evolução da produção, observada desde a criação do Mercosul coaduna com a acomodação na criação de comércio gerada intrabloco pós fase aguda. Entre 1990/91 e 2006/07 o Brasil reduziu a área destinada ao arroz em 29,87% aliado a um aumento de produção de cerca de 13,20%.

A dinâmica do comportamento da criação de comércio para terceiros seguiu um padrão semelhante quanto aos períodos e a concentração do efeito criação de comércio. O segundo período tem uma parcela considerável gerada pela redução das tarifas de 20% para uma TEC de 10%. Assim como o período II favoreceu a criação de comércio entre os membros, para terceiros, o período II concentrou cerca de 33,13% do que se criou de comércio externamente. Mas como observado a criação de comércio favoreceu mais os países do Bloco, pois, os valores de criação com terceiros representam cerca de 30,62% do que foi criado entre os membros.

⁵ Para elucidação, reuniram-se a Associação dos Arrozeiros de Jaguarão, Associação dos Arrozeiros de Caçapava do Sul, Sindicato Rural de Cachoeira do Sul, Sindicato Rural de Barra do Quaraí, Sindicato Rural de Candelária, Sindicato Rural de Cacequi, Sindicato Rural de São Gabriel, Sindicato Rural de Jaguarão, Sindicato Rural de Agudo, Sindicato Rural de Santa Vitória do Palmar, Sindicato Rural de Tapes, Sindicato dos Empregadores Rurais de Dom Pedrito e Sindicato Rural de Uruguaiana.

Do segundo para o terceiro período averigua-se uma queda acentuada do potencial de criação de comércio com terceiros. Contudo, na passagem do período III para o IV, a redução do volume não segue em uma tendência decrescente como no caso do Mercosul. Essa diferença de comportamento ocorre em função de novas alterações nos gravames externos do Brasil pela Câmara de Comércio Exterior (CAMEX). Essas intervenções dessa instituição foram motivadas pela iminência de desabastecimento.

Dessa forma, houve aumento de 76,46% do potencial de comércio criado com terceiros no período IV. A dinâmica dessa criação acabou sendo semelhante entre os membros do Mercosul e terceiros na medida em que quando os gravames são alterados, para baixo, acarreta uma potencialização do volume de comércio a ser criado. Assim, enquanto para o Mercosul o período IV caiu 79,82%, para terceiros a alteração promovida nesse período, elevou a criação a patamares superiores ao período anterior.

Por fim, o quinto período, passado os efeitos das mudanças tarifárias, traduz a acomodação das importações de terceiros. Sem mais alterações nas tarifas e com a normalização da produção no Mercosul – incluindo Argentina, Brasil e Uruguai, as importações e o potencial de criação de comércio tendem a diminuir. De fato, do IV para o V período o comércio criado caiu bruscamente. O que se criou de comércio no período V foi cerca de 98,38% inferior ao que se criou no período anterior – de alterações promovidas pela CAMEX.

Assim, do ponto de vista agregado, cerca de 39,61% de comércio criado de arroz em casca com o Mercosul se concentra no período II e a tônica da interpretação do agregado é semelhante a do Mercosul. Pois, dos US\$ 356.098,73 mil dólares criados com o comércio de arroz, cerca de 76,56% se criou no interior do Bloco. Então, o período que mais potencializou essa criação, foi sem dúvida, o momento em que as tarifas foram zeradas intrabloco e reduzidas para terceiros entre o segundo e terceiro período. Posterior a isso, o volume paulatinamente arrefece ao longo do período, considerando o fluxo intrabloco. De forma mais severa, o período V foi quando menos se criou comércio em função da adaptação do setor nacional à realidade imposta pelo Mercosul.

O efeito criação de comércio distribuído entre os países manteve padrão diferenciado entre os períodos analisados. No caso da Argentina, que respondeu por aproximadamente 36,84% do comércio criado no Mercosul, com um potencial de criação concentrado no período III. Esse período é muito representativo e responde por volta de 44,25% do que foi criado de comércio de arroz com a Argentina. No período subsequente, ocorre o já referido

arrefecimento do potencial de criação de comércio. Finalmente, o período V é o período onde se verifica o menor potencial de criação de comércio.

No caso do Uruguai, segundo maior beneficiado segundo a Tabela 15, foi observado a criação total de comércio de US\$ 101.761,81 mil dólares, ou 28,58% do total criado no Mercosul. O período em que mais se criou comércio, diferentemente da Argentina, foi o segundo. O período II responde por cerca de 52,07% do total de comércio criado no Uruguai. No período III ocorre uma queda brusca (80,29%) do potencial de criação de comércio.

Durante o terceiro período o Uruguai – que manteve a maior parcela do mercado brasileiro ao longo do período II – dá lugar à Argentina que assume a posição de maior fornecedora de arroz para o Brasil. Esse fato coaduna com os resultados supra-expostos, ou seja, o período II foi quando mais se criou comércio no Uruguai e que foi superado pela Argentina no seguinte. O período IV foi um momento de recuperação das exportações uruguaias e o potencial de comércio criado ultrapassou novamente a Argentina. Contudo, assim como na Argentina, a criação de comércio despencou no quinto período (Tabela 15).

Tabela 15 – Resultado da Criação de Comércio para o Brasil de arroz em casca por membros do Mercosul – 1991/2007 (Em mil dólares).

Período	I	II	III	IV	V	Total
Argentina	10.312,52	41.367,18	58.061,96	19.954,61	1.505,61	131.201,88
(%)	7,86	31,53	44,25	15,21	1,15	100,00
Paraguai	1.692,17	19.050,50	4.221,71	6.108,13	8.582,27	39.654,78
(%)	4,27	48,04	10,65	15,40	21,64	100,00
Uruguai	9.107,55	52.992,40	10.445,51	28.329,61	886,74	101.761,81
(%)	8,95	52,07	10,26	27,84	0,87	100,00
Mercosul	21.112,24	113.410,07	72.729,18	54.392,35	10.974,62	272.618,47
Externa	21.696,61	27.655,91	12.254,71	21.623,05	249,99	83.480,26
Total	42.808,85	141.065,98	84.983,89	76.015,41	11.224,61	356.098,73

Fonte: Elaboração própria.

O Paraguai, dentre os países do Mercosul, foi o que menos se beneficiou com a desgravação tarifária promovida pelo Mercosul. Seus valores totais respondem por apenas 11,14% do total de comércio criado no Mercosul. Assim como no caso uruguaio, foi ao longo do período II que mais se criou comércio. Contudo, o comportamento dos períodos subsequentes, mesmo que também apresente quedas em relação ao pico de comércio criado, foi diferenciado. Ao invés de queda acentuada do IV para o V, verificou-se uma nova alta de (40,51%). Esse é um sinal de reação da produção paraguaia que tem ganhado uma parcela no mercado de arroz brasileiro. O comportamento da criação de comércio nos países do Mercosul pode ser confirmado com os dados da Tabela 15.

6 CONCLUSÕES

Na formação do Mercosul, o risco de desvio de comércio era grande em função da alta proteção dos países do Bloco. Assim, uma primeira crítica levantada contra acordos regionais e, no caso, o Mercosul, foi de que o Bloco podia ser um desviador e não um criador de comércio. No caso do arroz, essa hipótese existia em função de o Brasil depender, também, do arroz dos Estados Unidos. Contudo, como as importações brasileiras estão historicamente ligadas a Argentina e Uruguai esse efeito seria atenuado.

Também, é válido ressaltar que os valores encontrados, tanto para a criação quanto para o desvio de comércio, são valores potenciais, não estando assim diretamente relacionados com as modificações ocorridas nas importações brasileiras de arroz em casca a partir do ano de 1991. Pois, os valores encontrados dependem diretamente dos valores das importações correntes de um determinado ano, da magnitude da elasticidade-preço da demanda de importação brasileira, da elasticidade de substituição e da variação das tarifas aduaneiras do setor.

Sob a ótica do arroz em casca essa hipótese foi descartada ao se verificar que o potencial de criação de comércio entre 1991-1994 foi superior ao desvio causado. Nesse sentido, o efeito total estimado da união aduaneira do Mercosul para o comércio de arroz foi de US\$ 62.465,09 mil dólares. Desse total, cerca de 68,53% são oriundos da criação de comércio e os US\$ 19.656,24 mil dólares (31,47% do total do efeito líquido) restantes respondem pelo que foi desviado para o interior do Mercosul. Esses resultados conferem ao Mercosul um caráter positivo e criador de comércio para o setor de arroz.

Ainda é possível concluir que existe uma correlação forte entre o método de cultivo irrigado e o volume de produção. Argentina, Uruguai e o Sul do Brasil, em especial, o Rio Grande do Sul, são regiões predominantemente de cultivo irrigado, que apresentam os maiores índices de produtividade do Mercosul. Nesse sentido, o potencial do aumento de importação de arroz pelo Brasil, em função da desgravação tarifária, ocorreu na Argentina e Uruguai, confirmando a posição de *players* no mercado brasileiro.

Na análise do efeito de criação de comércio efetuada sob a forma de períodos, a criação de comércio no Mercosul, na casa de US\$ 272.618,47 mil dólares, foi superior ao volume criado com terceiros (US\$ 83.480,26 mil dólares). E se concentrou nos primeiros períodos, os quais se verificam as maiores magnitudes das alterações tarifárias. Os valores de criação de comércio crescem ao longo do primeiro e segundo períodos e, posteriormente,

decrecerem, paulatinamente, na medida em que a produção brasileira é estimulada a responder com aumentos de produtividade repercutindo da diminuição desse efeito.

Desse potencial criado no interior do Mercosul, é possível apontar a Argentina e o Uruguai como os principais beneficiados com a alteração da política de importação brasileira para o arroz em casca em decorrência da criação do Mercosul. Na Argentina, o efeito de criação de comércio respondeu por 36,84% do total criado ao longo dos cinco períodos analisados. No Uruguai, esse mesmo efeito é também positivo, porém com menor magnitude, mas substancialmente representativo os 28,58% que se criou de comércio no Uruguai.

Em menor escala ficou beneficiado com a abertura do mercado brasileiro de arroz o Paraguai. Que por sua falta de características e especialização na produção de arroz não conseguiu se beneficiar em igual grau aos demais parceiros brasileiros do Bloco. Nesse sentido, o Paraguai foi responsável por cerca de 11,14% do total de comércio criado com a formação do Mercosul.

Os ganhos relacionados a terceiros mantiveram um padrão semelhante e se concentram no II e IV períodos. Para terceiros, em especial os Estados Unidos, verificou-se que com as constantes alterações de tarifa para terceiros repercutiram nas importações, ou seja, demonstram alta sensibilidade com que as importações brasileiras de arroz respondem a alterações das políticas de importação. Nesse sentido, os US\$ 83.480,26 mil dólares de potencial de comércio criado ao longo dos cinco períodos representam cerca de 23,44% do total criado e apenas 30,62% do que se criou com os membros do Bloco.

Por fim, de posse dos resultados é possível inferir sobre futuras alterações da TEC para o setor e seus efeitos sobre os fluxos de comércio além de ser possível vislumbrar que novas alterações da TEC – para baixo – podem se traduzir em aumentos de importação de arroz dessas terceiras fontes, principalmente, dos Estados Unidos. Ainda, como sugestão de trabalhos futuros, recomenda-se uma aplicação do mecanismo de correção de erros (MEC) nesse modelo de demanda por arroz para o Brasil, em função de as séries serem co-integradas, bem como, a estimação da elasticidade-preço para o arroz beneficiado que vem crescendo na pauta de importação brasileira.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, Marcelo de Paiva; HORTA, Maria Helena T. T. **Demanda de importação no Brasil: 1960-1980: estimações agregadas e desagregadas por categoria de uso e projeções para 1982**. Rio de Janeiro: IPEA, jun. 1982. (Texto para discussão, 48).

ABREU, Marcelo de Paiva. **Trade Liberalization and the Political Economy of Protection on Brazil since 1987**. 1ª ed. Buenos Aires: IDB-INTAL, 2004. 56 p.

ALICEWEB. Banco de Dados. Disponível em: <<http://aliceweb.mdic.gov.br/>>. Acesso em: fev. 2008.

ALVIM, Augusto M.; WAQUIL, Paulo D. A Oferta e a Competitividade do Arroz no Rio Grande do Sul. **Teoria e Evidência Econômica**. Passo Fundo, v. 6, n. 11, nov. 1998. p. 9-20.

ALVIM, Augusto M.; NETTO, Carlos Guilherme Adalberto Mielitz. A competitividade do Arroz Gaúcho e seus Condicionantes. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 31, 1999. p. 45-58.

ASOCIACIÓN CULTIVADORES DE ARROZ (ACA). Banco de dados. Disponível em: <<http://www.aca.com.uy>>. Acesso em: jan.-jun. 2008.

AZEVEDO, André Filipe Zago de; PORTUGAL, Marcelo Savino. Abertura Comercial Brasileira e Instabilidade da Demanda de Importação. **Nova Economia**, v. 8, n. 1, 1998. p. 37-63.

AZEVEDO, André Filipe Zago de. Mercosul: Políticas Ambiciosas, Práticas Tímidas. In: **Les Intégrations régionales: quelles dynamiques transfrontalières et transnationales? Les enseignements du Bassin de la Plata dans le Mercosur**, Toulouse: 2004. v. CD-ROM.

BACHA, Carlos José C. **Economia e Política Agrícola no Brasil**. São Paulo: Atlas, 2004.

BHAGWATI, Jagdish. Regionalism and multilateralism: an overview, In: **New Dimensions in Regional Integration**, MELO, Jaime de; PANAGARIYA, Arvind (Eds.), Centre for Economic Policy Research, Cambridge University Press, 1993, p. 22-51.

BALASSA, Bela. **Teoria da Integração Econômica**. Portugal, Porto: LCE, 1964. 452 p.

BALDWIN, Richard E.; VENABLES, Anthony J., 1995. Regional economic integration. In: GROSSMAN, Gene. M. & ROGOFF, Kenneth. (Eds.), Amsterdam: Handbook of International Economics, ed. 1, v. 3, ch. 31, p. 1597-1644, 1995.

BALDWIN, Richard E.; MURRAY, Tracy. MFN tariff reductions and developing country trade benefits under the GSP. **The Economic Journal**, v. 87, mar. 1977. p. 30-46.

BALDWIN, Richard E. The Causes of Regionalismo. **The World Economy**, v. 20, n. 7, 1997. p. 865-888.

_____. **Multilaterilising regionalism:** spaghetti bowls building blocs on the path to global free trade. Cambridge: NBER Working Paper Series, sep. 2006. (Working paper, n. 12545).

BALDWIN, Richard E.; MARTIN, Philippe. **Two waves of globalization:** superficial similarities, fundamental differences. Cambridge: NBER Working Paper Series, jan. 1999. (Working paper, n. 6904).

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). Séries Temporais. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/>>. Acesso em: fev. 2008.

BARATA, Tiago Sarmiento. **Caracterização do consumo de arroz no Brasil:** Um estudo na Região Metropolitana de Porto Alegre. Porto Alegre, 2005. 91 f. Dissertação. (Mestrado em Agronegócio) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2005.

BATELLO, Carlos. **Descrição da produção de arroz no Uruguai.** Santana do Livramento – RS, Sindicato Rural, fev. 2007.

_____. El Arroz em Uruguay. **Revista Arroz.** Uruguay: Montevideu, n. 53, mar. 2008.

BRASIL. (1991). Decreto n. 350, de 21 de nov. de 1991. Promulga o Tratado para Constituição de um Mercado Comum entre a República Argentina, a República Federativa do Brasil, a República do Paraguai e a República Oriental do Uruguai. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília: n. 226, séc. 1, 22, nov. 1991. p. 26443.

BOLETIM DE POLÍTICA INDUSTRIAL. Publicação Quadrimestral do IPEA, vários números.

BOX, George E. P.; JENKINS, Gwilym M.; REINSEL, Gregory C. **Time series analysis: forecasting and control.** Ed. Prentice-Hall: 3. ed., 1994.

BUREAU OF LABOR STATISTICS/U.S. DEPARTMENT OF LABOR (BLS). Inflation Index. Disponível em: <<http://www.bls.gov/>>. Acesso em: jan. 2008.

CARVALHO, Alexandre; PARENTE, Maria Andréia. **Impactos Comerciais da Área de Livre Comércio das Américas.** Brasília: IPEA, mar. 1999a. (Texto para discussão, 635).

_____. **Estimação de Equações de Demanda de Importações por categoria de Uso para o Brasil (1978/1996).** Brasília: IPEA, abr. 1999b. (Texto para discussão, 636).

_____; LERDA, Sandra; MIYATA, Shiyuiti. **Impactos da Integração Comercial Brasil – Estados Unidos.** Brasília: IPEA, mai. 1999. (Texto para discussão, 646).

CARVALHO, Alexandre; NEGRI, João Alberto de. **Estimação de Equações de Importação e Exportação de Produtos Agropecuários para o Brasil (1977/1998).** Brasília: IPEA, jan. 2000. (Texto para discussão, 698).

CASTRO, Alexandre Samy de; CAVALCANTI, Marco Antônio F. H. **Estimação de Equações de Exportação e Importação para o Brasil – 1955/95.** Rio de Janeiro: IPEA, mar. 1997. (Texto para discussão, 469).

CASTILHO, Marta R. **Impactos de Acordos Comerciais sobre a Economia Brasileira: Resenha de Trabalho recentes**. Rio de Janeiro: IPEA, dez. 2002. (Texto para discussão, 936).

CERVO, Amado Luiz; RAPOPORT, Mario (orgs). **História do Cone Sul**. Rio de Janeiro: Revan, Ed. Universidade de Brasília, 1998. 336 p.

CHALOULT, Yves; HILLCOAT, Guillermo. O período de transição do Mercosul e o setor primário. **Planejamento e Políticas Públicas**, n. 13, jun. 1996. p. 146-179.

_____. **Mercosul e comércio agropecuário**. Buenos Aires: INTAL, out. 1997. 28 p. (Documento de trabalho, n. 2)

CHESNAIS, Françoise. **A mundialização do capital**. São Paulo: Xamã, 1996. 335p.

CHIANG, Alpha. C. **Matemática para economistas**. São Paulo: McGraw-Hill, 1982. 684 p.

CLINE, William R.; KAWANABE, Noburo; KRONSJÖ, Tom; WILLIAMS, Thomas. **Trade negotiations in the Tokyo Round: a quantitative assessment**. Washington: The Brookings Institution, 1978. 322 p.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). Central de Informações Agropecuárias. Disponível em: < <http://www.conab.gov.br/>>. Acesso em: jan-jun. 2008a.

_____. **Acompanhamento da safra brasileira: grãos**. Brasília: CONAB, 7º levantamento, abr. 2008b. 34 p

_____. **Acompanhamento da safra brasileira: grãos**. Brasília: CONAB, 8º levantamento, mai. 2008c. 35 p.

_____. **Acompanhamento da safra brasileira: grãos**. Brasília: CONAB, 9º levantamento, jun. 2008d. 41 p.

CORNISH, G A; FERNANDEZ, S. **In: IPTRID Issues Paper (FAO), no. 5 / FAO. Land and Water Development Div.; International Programme for Technology and Research in Irrigation and Drainage, Rome (Italy), 2005 , 38 p.**

DABÈNE, Olivier. **América Latina no século XX**. Porto Alegre: EDIPUCRS, 2003. p. 328.

DAVID, Maria Beatriz de Albuquerque; NONNENBERG, Marcelo José Braga. **Mercosul: Integração Regional e o Comércio de Produtos Agrícolas**. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 1997. (Texto para discussão, 494).

DELGADO, Daniel Garcia. **Estado-nación y la crisis del modelo: El estrecho sendero**. Buenos Aires: Grupo Editorial Norma, 1ª ed., 2003. 279 p.

DIB, Maria de Fátima S. P. Equações para a demanda de importações, Brasil: 1960-1979. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 35, n. 4, out./dez. 1981.

DICKEY, David. A.; FULLER, Wayne. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of The American Statistical Association**, v. 74, 1979. p. 427-431.

DIRECCION INTEGRADA DE ESTADÍSTICAS AGROPECUARIAS (DIEA). Banco de dados. Disponível em: <www.mgap.gub.uy/diea/>. Acesso em: jun-dez. 2007.

ECONOMIC COMMISSION FOR LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN (ECLAC). **Anuario estadístico de América Latina y el Caribe 2006**. Santiago: Naciones Unidas, mar. 2007. 222 p.

EHLERS, Ricardo S. **Análise de Séries Temporais**. Departamento de Estatística, UFPR. Disponível em: <<http://www.est.ufpr.br/~ehlers>>. Curitiba: nov. 2005.

EINLOFT, Neci. Eich. **Determinantes da competitividade do arroz no Brasil, Uruguai e Argentina**, RS. 2006. 132f. Dissertação (Mestrado em Integração Latino-Americana) – Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2006.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA (Embrapa)/CENTRO NACIONAL DE PESQUISA DE ARROZ E FEIJÃO (CNPAF). Banco de dados. Disponível em: <<http://www.cnpaf.embrapa.br>>. Acesso em: jan. 2008.

ENDERS, Walter: **Applied econometric time series**. Denvers: Wiley, Ed. 2. 2004. 460 p.

ENGLE, Robert. F.; GRANGER, Clive. W. J. Cointegration and error correction representation, estimation and testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, 1987. p. 251-276.

ERZAN, Refik; YEATS, Alexander. **Free Trade Agreements with the United States: What's In It for Latin America?**. The World Bank, jan. 1992. (Working papers n. 827).

ETHIER, Wilfred J. The New Regionalism. **The Economic Journal**, v. 108, 1998. p. 34-58.

FERRAJOLI, Luigi. **A soberania no mundo moderno: nascimento e crise do Estado nacional**. São Paulo: Martins Fontes, 2002. 110p.

FERREIRA, Carlos Magri; WANDER, Alcido Eleonor. Mudanças da Distribuição Geográfica da Produção e Consumo do arroz no Brasil. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 35, n. 11, nov. 2005. p. 36-46.

FERRER, Aldo. **La Economía Argentina: desde sus orígenes hasta principios del siglo XXI**. Buenos Aires: Fondo de Cultura Económica de Argentina, Primera reimpressão, 2005. 382 p.

FONSÊCA, Márcia Batista da ; HIDALGO, Álvaro Barrantes . Os Impactos da ALCA Sobre as Exportações Agrícolas Brasileiras. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 44, n.1, 2006. p. 9-26.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION (FAO). Banco de dados. Disponível em: <<http://www.fao.org>>. Acesso em: jun. 2008.

FOREIGN AGRICULTURAL SERVICE/UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE (FAS/USDA). Data bases. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/>> Acesso em: jan. 2008.

FREIJO, Ezequiel Gonzalo; PORTILLO, José Armando; MACEIRA, Juan Carlos. **El desempeño macroeconómico Del sector agropecuario y agroindustrial**. Economía Agraria – Estudios Macro, mai, 2003. Disponível em: <http://www.sagpya.mecon.gov.ar/new/0-0/programas/economia_agraria/index/macro/SECTOR%20AGROP%202002.pdf>.

GALLAWAY, Michael P.; McDANIEL, Cristine A.; RIVERA, Sandra A. Short-run and long-run industry-level estimates of U.S. Armington elasticities. **The North American Journal of Economics and Finance**. v. 14, n.1, 2003. p. 49-68.

GASQUES, José Garcia. **Renda Agrícola: principais produtos agrícolas – Brasil (1999-2008)**. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br/pls/portal/url/ITEM/4A88C6BB6880B82AE040A8C075022875>>. Acesso em: abr. 2008.

GOMES, Agenor S.; MAGALHÃES JR., Adriano M. (Org.). **Arroz irrigado no Sul do Brasil**. Brasília: Embrapa, 2004. 899 p.

GRANGER, Clive S.; NEWBOLD, Paul. Spurious Regressions in Econometrics. **Journal of Econometrics**, n. 2, 1974. p. 111-120.

GREENE, William H. **Econometric analysis**. 2nd. ed. New York: Prentice Hall, 1993. 791 p.

GUJARATI, Domodar. N. **Econometria Básica**. 3. ed. São Paulo: P. Education do Brasil, 2000. 846 p.

HAHN, Maria da Graça. O Brasil e a importação de arroz. **Revista de Direito do Mercosul**. Ano 5, n. 5, out. 2001, p. 99-102.

HILL, Carter. R.; GRIFFITHS, William. E.; JUDGE, George. G. **Econometria**. São Paulo: Saraiva, 1999. 408 p.

HIRST, Paul; THOMPSON, Grahame. **Globalização em Questão**. Petrópolis, RJ: Vozes, 1998. 364 p.

HOFFMANN, Rodolfo. Elasticidade-renda das despesas com alimentos em regiões metropolitanas do Brasil em 1995-96. **Informações Econômicas**, SP, v.30n n.2, fev. 2000.

_____. Elasticidade-renda das despesas e do consumo de alimentos no Brasil em 2002-2003. Cap. 6 do vol. II de SILVEIRA, Fernando. Gaiger. et al. (Org.) Gasto e Consumo das famílias brasileiras contemporâneas. Brasília, IPEA, 2007.

HOLANDA, Marcos C. **Funções de Exportação e Importação do Brasil: Novas Estimativas, Velhos Resultados**. Fortaleza: CAEN, v. 209, 1999. p. 1-16. (Textos para discussão, n. 209).

IANNI, Octavio. O Estado-Nação na época da globalização. **Econômica**: Revista da Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal Fluminense, Niterói, v. 1, n. 1, jun. 1999. p. 105-118.

_____. **Teorias da globalização**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2006. 228 p.

ILHA, Adayr da S.; CORONEL, Daniel Arruda; ALVES, Fabiano Dutra; LEONARDI, Alex. A necessidade da harmonização tributária no Mercosul: uma análise do setor orizícola gaúcho. In: 2 Encontro da Economia Gaúcha, 2004, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre : ED. PUC, 2004. CD-ROM.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Banco de dados. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: abr. 2008.

_____. **Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 1987-88**: Consumo Alimentar Domiciliar per capita anual. Departamento de índices de preços. Rio de Janeiro: IBGE, 1991. 71 p.

_____. **Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 1995-96**: Consumo Alimentar Domiciliar per capita anual. Departamento de índices de preços. Rio de Janeiro: IBGE, v. 3., 1998. 139 p.

_____. **Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2002-2003**: Aquisição Alimentar Domiciliar per capita - Brasil e Regiões. Coordenação de índices de preços. Rio de Janeiro: IBGE, 2004, 260 p.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y CENSOS DE LA REPUBLICA ARGENTINA (INDEC). Disponível em: <www.indec.gov.ar>. Acesso: jan. 2006-abr. 2008.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Séries Macroeconômicas. Disponível em: < <http://www.ipea.gov.br/>>. Acesso em: jan-jun. 2008.

INSTITUTO RIO GRANDENSE DO ARROZ (IRGA). Dados de Safra. Disponível em: < <http://www.irga.rs.gov.br/>>. Acesso em: jan-jun. 2008.

JACHIA, Lorenza; TELJEUR, Ethél. **Free Trade Between South Africa and the European Union**: a quantitative analysis. UNCTAD Discussion Papers, n. 141, may. 1999.

JOHANSEN, Soren. Statistical analysis of cointegrating vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, 1988. p. 231-254.

KRUGMAN, Paul R.; OBSTFELD, Maurice. **Economia internacional - Teoria e Política**. São Paulo: Makron Books, 2005. 559 p.

KUME, Honório; PIANI, Guida. **Mercosul**: Dilema entre União Aduaneira e Área de Livre-Comércio. Rio de Janeiro: IPEA, nov. 2001. (Texto para discussão, sem número).

_____. Comércio e Tarifa Externa Comum (TEC) no Mercosul: uma perspectiva brasileira. In: KUME, Honório; PIANI, Guida (Org.) **A abertura Comercial brasileira nos anos 1990**: impactos sobre o emprego e salário. 1. ed. Rio de Janeiro: IPEA, v. 1, 2003a. p. 29-37.

_____. A política brasileira de importação no período 1987-1998: Descrição e avaliação. In: KUME, Honório; PIANI, Guida (Org.) **A abertura Comercial brasileira nos anos 1990: impactos sobre o emprego e salário**. 1. ed. Rio de Janeiro: IPEA, v. 1, 2003b. p. 39-67.

_____; MIRANDA, Pedro; CASTILHO, Marta. **Acordo de Livre Comércio Mercosul-União Européia: uma estimativa dos impactos no comércio brasileiro**. Rio de Janeiro: IPEA, nov. 2004. (Texto para discussão, 1054).

_____. **ALCA: Uma Estimativa do Impacto no Comércio Bilateral Brasil-Estados Unidos**. Rio de Janeiro: IPEA, dez. 2004. (Texto para discussão, 1058).

LAIRD, Sam; YEATS, Alexander. **The Unctad trade policy simulation model: a note on the methodology, data and uses**. Geneva: UNCTAD, oct. 1986. (Discussion papers n. 19).

_____. **Two Sources of Bias in Standard Partial Equilibrium Trade Models**. Whashington: World Bank, feb. 1990. (Working papers, n. 374).

LAVOURA ARROZEIRA. Porto Alegre: IRGA, vol. 56, n. 444, fev. 2008.

LIPSEY, Richard G. The Theory of Customs Unions: Trade Diversion and Welfare. In: BHAGWATI, Jagdish; KRISHNA, Pravin; PANAGARIYA, Arvind (Ed.) **Trading blocs: alternative approaches to analyzing preferential trade agreements**. United States of America: Massachusetts Institute of Technology, 1999, p. 119-126. 609 p.

LUCENA, Romina Batista; SOUZA, Nali de Jesus. O papel da agricultura no desenvolvimento econômico brasileiro, 1980/1998. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 19, n. 35, 2001. p. 55-72.

MACHADO, João Bosco. **Mercosul: Processo de Integração – Origem, Evolução e Crise**. São Paulo: Aduaneiras, 2000. 250 p.

MACLEAN, J. L.; DAWE, David. Charles.; HARDY, B.; HETTEL, Gene. P (Eds.). **Rice Almanac**. Philipines: International Rice Research Institute, 2002, 253 p.

MACKINNON, James G.; HAUG, Alfred A.; MICHELIS, Leo. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration, **Journal of Applied Econometrics**, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 14(5), Sep.-Oct., 1999. p. 563-77,

MAGRINI, Jeverson L.; CANEVER, Mario D. O Valor da Produção da orizicultura Gaúcha: Componentes área, produtividade e preço. **Revista brasileira Agrociência**, v. 9, n. 1, jan-mar, 2003, p. 65-69.

MARKWALD, Ricardo A. O impacto da abertura comercial sobre a indústria brasileira: balanço de uma década. **Revista Brasileira de Comércio Exterior**, 2001.

MINISTERIO DA AGRICULTURA Y GANADERÍA (MAG)/DIRECCIÓN GENERAL DE PLANIFICACIÓN (DGP). **El Sector Agropecuario y Florestal en Cifras**, n. 5, 2007.

_____. **Anuario Estadístico Agropecuario 2007**. 2008. CD-ROM.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR (MDIC). Comércio Exterior. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/>>. Acesso em: fev. 2008.

NEGRI, João Alberto de; ARBACHE, Jorge Saba; FALÇÃO SILVA, Maria Luiza. **A Formação da ALCA e seu Impacto no Potencial Exportador Brasileiro para os Mercados dos Estados Unidos e do Canadá**. Brasília: IPEA, out. 2003. (Texto para discussão, 991).

NONNENBERG, Marcelo José Braga; MENDONÇA, Mário Jorge Cardoso de. **Criação e Desvio de Comércio no Mercosul: o caso dos produtos agrícolas**. Rio de Janeiro: IPEA, mar. 1999. (Texto para discussão, 631).

OLARREAGA, Marcelo; SOLOAGA, Isidro; WINTERS, L. Alan. **What's Behind Mercosur's Common External Tariff?**. Washington: World Bank, 1999. (Working paper, n. 2231).

OLIVEIRA, Camilo Feliciano de. **Análise de Políticas Públicas para o Desenvolvimento da Orizicultura do Rio Grande do Sul no Âmbito do Mercosul**. 2007. 163 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2007.

OMAR, Jabr. H. D. Haj; BRAZ, Castelar Garcia; RODENS, Maria del Carmen . Efeitos da economia Argentina na economia do Rio Grande do Sul, sob o abrigo do Mercosul: estudo empírico de criação e desvio de comércio. **Indicadores Econômicos FEE**, v. 34, 2006. p. 115-126.

PALMEIRA, Eduardo Mauch. Estimación de funções exportação e importação do Brasil para os países do Mercosul – Uma evidência empírica. **Edição eletrônica do texto completo em:** <www.eumed.net/libros/2005/emp>.

PEREIRA, José A. **Cultura do Arroz no Brasil: subsídios para sua história**. Piauí: Embrapa, 2002, 226 p.

PEROTTI, Alejandro Daniel. El arroz... la gran base... para una decisión que afianza el Derecho Mercosur (Medidas Cautelares): La sentencia del Superior Tribunal de Justiça del 8 de junio de 2000. **Revista de Direito do Mercosul**. Ano 4, n. 4, ago. 2000, p. 237-244.

PHILLIPS, Peter; PERRON, Pierre. Testing for a Unit Root in Time Series Regression, **Biometrika**, 75, jun. 1988. p. 311-340.

PINDYCK, Robert. S.; RUBINFELD, Daniel. L. **Microeconomia**. 4. ed. São Paulo: Makron Books, 1999.

POERSCHKE, Rafael; PRIEB, Rita Inês Pauli P. A insustentável leveza da integração regional: um estudo à luz do mercado de arroz mercosulino. In: XLV Congresso da SOBER: Conhecimentos para a agricultura do futuro, 2007, Londrina. **Anais...** Londrina: UEL, 2007. CD-ROM.

POMFRET, Richard. MNF tariff reductions and developing country trade benefits under the GSP: a comment. **The Economic Journal**, v. 96, jun. 1986. p. 534-536.

PORTUGAL, Marcelo Savino. Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 3, dez. 1992. p. 501-540.

PORTUGAL, Marcelo Savino; AZEVEDO, André F. Z. de Azevedo. Abertura Comercial e Política Econômica no Plano Real, 1994-1999. In: FONTES, Rosa Maria Olivera; ARBEX, Marcelo A. **Economia aberta: ensaios sobre fluxos de capitais, câmbios e exportações**. Viçosa, MG: UFG, 2000. p. 127-179. 298 p.

RECEITA FEDERAL (RF). Comissão de Política Aduaneira: Tarifa Aduaneira do Brasil. Set. 1989.

RECKZIEGEL, Ana Luiza Setti. A disputa pela hegemonia no Cone Sul: uma retrospectiva. **Revista de Integração Latino-Americana**, Santa Maria, RS: Pallotti, a.1, n. 2, 2004. p. 21-33.

RESENDE, Marco Flávio C. **Crescimento Econômico, Disponibilidade de Divisas e Importações Totais e por Categoria de Uso no Brasil: Um Modelo de Correção de Erros**. Brasília: IPEA, mar. 2000. (Texto para discussão, 714).

ROBSON, Peter. **The economics of international integration**. London: Unwin Hyman.

SABBATINI, Rodrigo. Multilateralismo, regionalismo e o Mercosul. **Indicadores Econômicos FEE**, v.29, n. 1, ju. 2001. p. 30-55.

SANDRONI, Paulo. **Novíssimo Dicionário de Economia**. 9. ed. São Paulo: ed. Best Seller, 2002. 649 p.

SAWYER, Charles W.; SPRINKLE, Richard L. Alternative empirical estimates of trade creation and trade diversion: A comparison of the Baldwin-Murray and Verdoorn models. **Review of World Economics**, v. 125, n. 1, mar. 1989. p. 61-73.

SCHAPOSNICK, Eduardo Carlos. **As teorias da integração e o Mercosul: estratégias**. Florianópolis: Ed. Da UFSC, 1997. 250 p.

SCHLINDWEIN, Madalena Maria. **Influência do Custo de Oportunidade do Tempo da Mulher sobre o Padrão de consumo alimentar das famílias brasileiras**. Piracicaba, 2006. 119 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade de São Paulo – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 2007.

SECRETARÍA DE AGRICULTURA, GANADERÍA, PESCA Y ALIMENTOS DA REPUBLICA DA ARGENTINA (SAGPyA). Banco de Dados. Disponível em: <<http://www.sagypia.gov.ar/>>. Acesso: jan-jun. 2008.

SECRETARÍA DEL MERCOSUR (Ed.). Segundo Informe Sobre la aplicación del derecho del MERCOSUR por los Tribunales Nacionales (2004). Montevideu: mai. 2006.

SEITENFUS, Ricardo Antônio S. **Relações Internacionais**. Barueri: ed. Manole, 2004. 267 p.

_____. **Manual das Organizações Internacionais**. Porto Alegre: ed. Livraria do Advogado, 2005. 384 p.

SIMON, Herbert A. **The shape of automation: a psychological analysis of conflict, choice and commitment**. New York: Macmillan, 1977.

TIME to liberate the Liberator. **The Economist**. 7 feb., 2008. Disponível em: <http://www.economist.com/world/la/displaystory.cfm?story_id=10650647>. Acesso em: fev. 2008.

TOURINHO, Octávio Augusto Fontes; KUME, Honório; PEDROSO, Ana Cristina de Souza. **Elasticidades de Armington para o Brasil – 1996-2001**. Rio de Janeiro: IPEA, ago. 2002. (Texto para discussão, 901).

_____. **Elasticidades de Armington para o Brasil – 1996-2002: Novas Estimativas**. Rio de Janeiro: IPEA, ago. 2003. (Texto para discussão, 974).

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE (USDA). Data bases. Disponível em: <<http://www.usda.gov/>> Acesso em: jan. 2008.

VASCONCELOS, Cláudio R. Fóffano. Criação e desvio de Comércio: análise do fluxo comercial entre o Brasil e o Mercosul para alguns produtos industrializados. **Análise Econômica**, Porto Alegre, v. 19, n. 36, 2001. p. 123-144.

VENTURA, Deisy. **Las asimetrías entre el Mercosur y la Unión Europea: los desafíos de una asociación interregional**. Montevideo, Uruguay. Ed. Konrad-Adenauer-Stiftung E. V. 2005, 615 p.

VERDOORN, P. J. The Intra-Bloc Trade of Benelux. **Economic Consequences of the Size of Nation**, London: Macmillan, 1960. p. 291-329.

VIANA, João Garibaldi Almeida ; SOUZA, Renato Santos de. Análise do Comportamento dos Preços Históricos do Arroz no Rio Grande do Sul de 1973 a 2005. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL (SOBER), 2006, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: SOBER, 2006. 14 p.

VICENTE, José Roberto. Agregação de valor nos agronegócios e diferenças estruturais entre exportações setoriais paulistas, 1997-2005. **Análise e Indicadores do Agronegócio**. Volume 1, n. 8, ago. 2006.

VINER, Jacob. The Customs Union Issue. In: BHAGWATI, Jagdish; KRISHNA, Pravin; PANAGARIYA, Arvind (Ed.) **Trading blocs: alternative approaches to analyzing preferential trade agreements**. United States of America: Massachusetts Institute of Technology, 1999, p. 105-118. 609 p.

VOLLRATH, Thomas L. **Competitiveness and Protection in World Agriculture**. United States Department of Agriculture, Economic Research Service, 1989. (Agriculture Information Bulletin, n. 567).

WINTERS, L. Alan. **Regionalism and Multilateralism in the Twenty First Century**. Integration and Regional Programs Department, Inter-American Development Bank, Washington D.C., 2001.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Thomson, 2006. 684 p.

WORLD TRADE ORGANIZATION (WTO). Regional Trade Agreements. Disponível em: < http://www.wto.org/english/tratop_e/region_e/region_e.htm>. Acesso em: mar. 2008.

YEATS, Alexander. Does Mercosur's trade performance raise concerns about the effects of regional trade arrangements?. **The World Bank Economic Review**, v.12, n.1, 1997. p. 1-28.

ZINI Jr., Álvaro Antônio. Funções de exportação e de importação para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 18, n. 3, 1988. p. 615-662.

_____. **Taxa de câmbio e Política Cambial no Brasil**. 2. ed. São Paulo: Editora da Universidade de São Paulo, 1995. 192 p.

APÊNDICE

APÊNDICE A – Descrição da abordagem econométrica do modelo utilizado

Essa seção se dedica a discutir e descrever o modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) utilizado para estimar a elasticidade-preço de importação brasileira de arroz do Mercosul. Nesse sentido, este desenvolvimento foi deslocado para o Apêndice A, contudo, a qualidade da discussão do modelo não foi relaxada.

A Figura 9 descreve o comportamento das séries utilizadas em logaritmo natural¹ para inferir sobre a estacionariedade dessas por meio de uma inspeção visual. Em *LQ*, para o período compreendido entre 1991 e 1999, se percebe uma clara tendência de aumento das importações de arroz com origem do Mercosul. De fato, essa tendência de alta se justifica ao ponto que nesse espaço temporal, está contido o período de desgravação tarifária aplicado aos países membros do Bloco e câmbio apreciado. No caso do arroz, em que o Brasil é um fiel importador da Argentina e Uruguai, o efeito imediato esperado da união aduaneira, nessas circunstâncias, seria de uma elevação na quantidade importada em função da eliminação tarifária entre esses reduziria o preço relativo.

No período seguinte, paulatinamente esse padrão altista de importações começa a arrefecer e variar conforme a demanda nacional após (re)ajuste do quadro de demanda e oferta interna. Segundo o IRGA (2008) a partir desse período a produção nacional atinge níveis de produtividade próximos aos membros do Mercosul se aproximando da quase autonomia do cereal.

Em *LPd*, percebe-se uma tendência de baixa nos preços domésticos para o período. Os preços pagos ao produtor mostraram uma persistente tendência de queda após o Mercosul. A maior concorrência e competitividade do arroz platino se traduziram em pressão sobre os preços internos, anteriormente protegidos, que se estenderam até o consumidor. Essa situação tem sido determinante na motivação de intervenção do Estado sob forma de políticas² específicas para o setor, bem como, o produtor buscar reduzir custos e maximizar a utilidade de insumos e terra. Como reflexo verificaram-se elevadas taxas de crescimento nas últimas décadas da produção brasileira, principalmente no Estado do Rio Grande do Sul.

Em *LPm*, a série aparenta uma tendência muito semelhante a *LPd*. No cenário externo, a produtividade também vem aumentando e, conseqüentemente a produção. O arroz, no

¹ De acordo com Chiang (1982) um logaritmo de base e é chamado de logaritmo natural, tal que: $t = \log_e X \Leftrightarrow X = e^t$ em que $e = 2,71828\dots$

² Para um detalhamento maior das políticas Governamentais voltadas para setor ver Einloft (2006) e Oliveira (2007).

cenário internacional igualmente vem em uma curva de preços decrescentes ao longo dos últimos anos USDA (2008). Fato que se verifica também no preço de importação do cereal para o Brasil.

Por fim, a série de *LY* não deixa clara sua tendência por ser uma série acumulada e com presença de sazonalidade implícita. Mas, na forma corrente a série tem clara tendência de alta que se acelera concomitante a abertura comercial mundial e do Brasil. De fato, ainda não é possível inferir sobre essa série até que se teste a hipótese de raiz unitária.

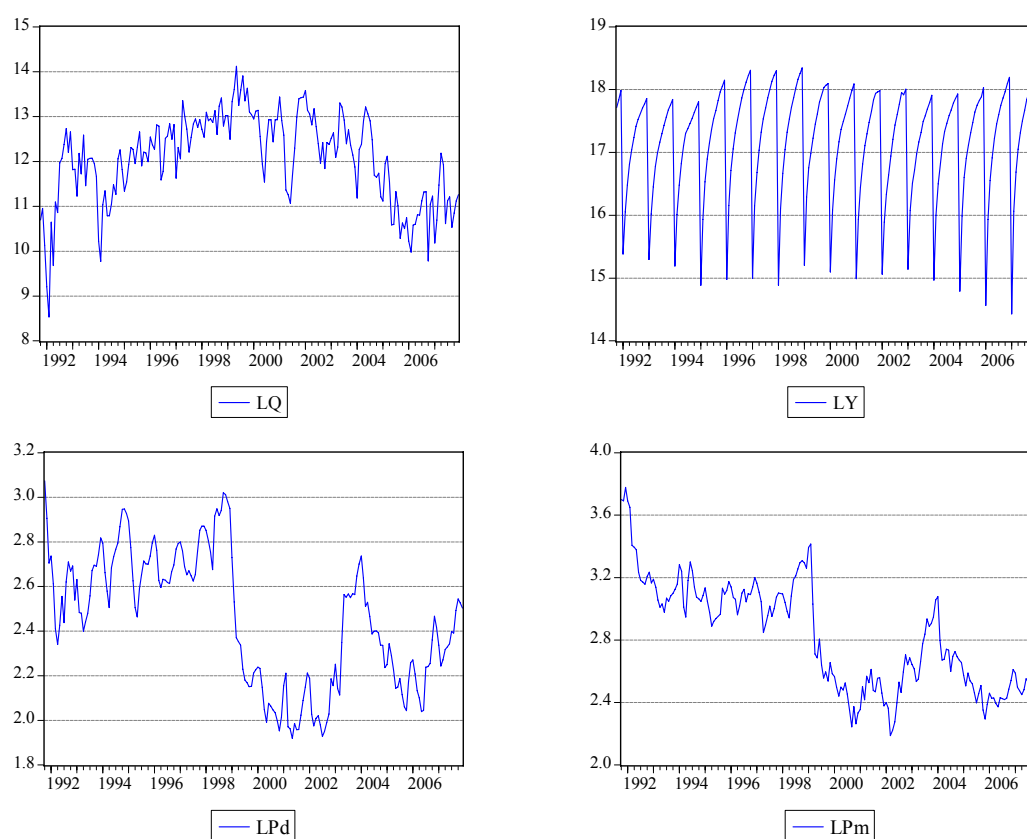


Figura 9 – Comportamento do logaritmo da série de Quantidade de arroz em casca importado do Mercosul (*LQ*), Renda Real (*LY*), Preço Doméstico (*LPd*) e Preço de Importação (*LPm*) – set/1991 até dez/2007.

Com base na Figura 10, que traz o diagrama de dispersão das séries, fica claro a presença de autocorrelação em ambas as séries indicando um padrão de tendência. Em todas as séries pôde se verificar que as médias não são constantes ao longo do tempo, bem como, suas variâncias. Além de inferir sobre a tendência da série inspecionou-se as Funções de Autocorrelação (FACs) e Função de Autocorrelação Parcial (FACPs) das mesmas.

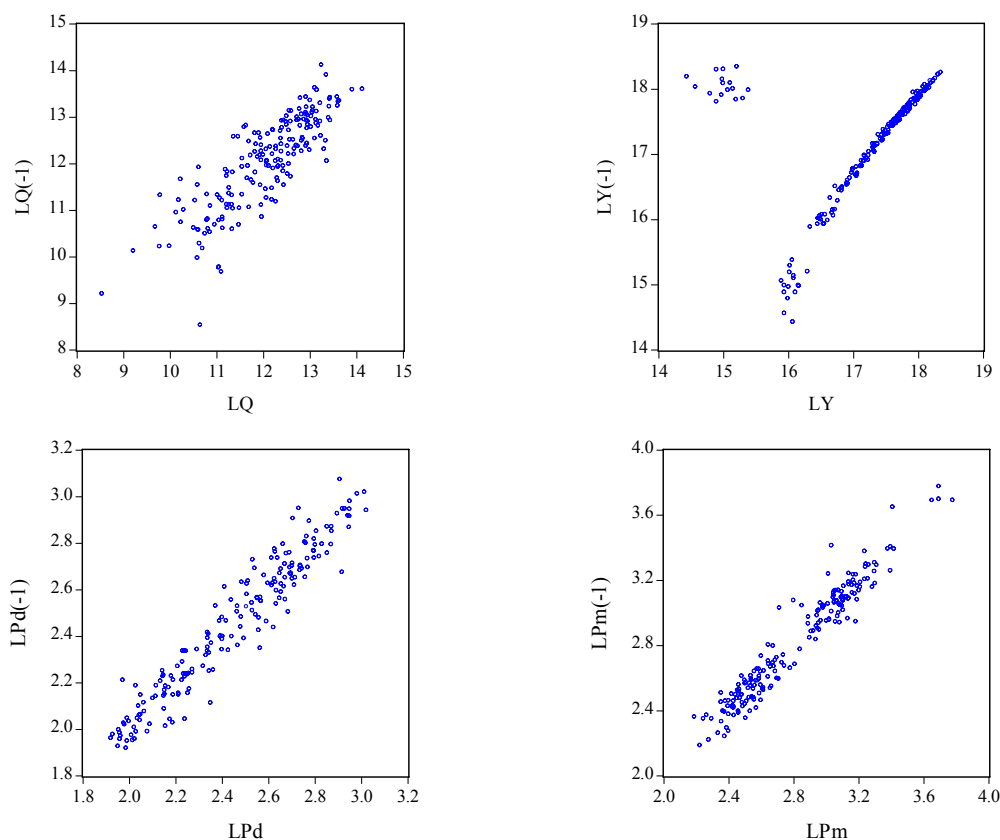
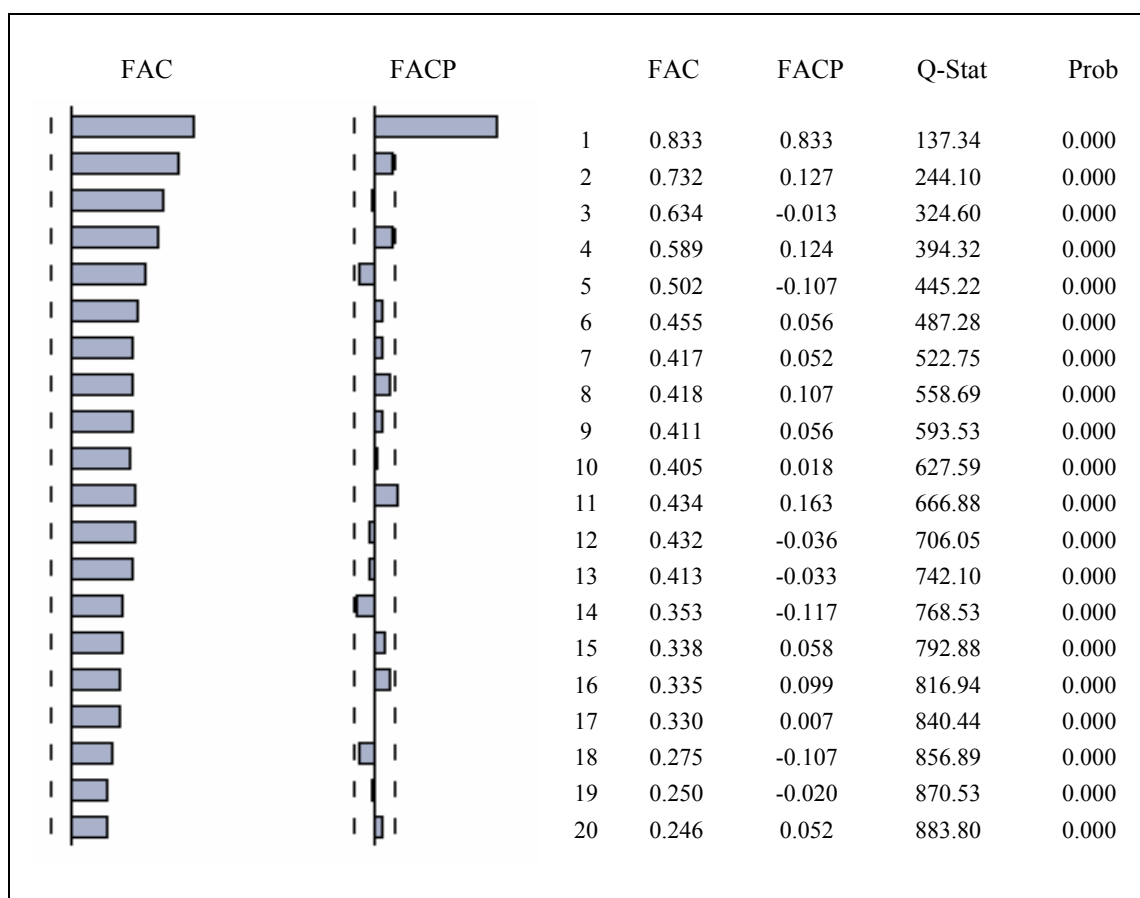


Figura 10 – Diagrama de dispersão da série de Quantidade de arroz em casca importado do Mercosul (LQ), Renda Real (LY), Preço Doméstico (LPd) e Preço de Importação (LPm) – set/1991 até dez/2007.

No Quadro 2, estão dispostas a FAC e FACP para a série LQ ³, bem como suas representações gráficas – correlograma. Seguindo uma distribuição normal padrão, com intervalo de confiança de 95% para qualquer ρ_k , percebe-se que os lags da FAC são significativos e diferentes de zero por estarem fora do intervalo de confiança⁴. Aliado a isso, a FAC diminui muito lentamente ao longo dos 20 lags. De outro modo, a FACP apresenta um único lag significativo na primeira defasagem que diminui drasticamente tornando todas as FACP's depois da defasagem 1 estatisticamente insignificantes. Conforme Gujarati (2000, p. 721) esse tipo de padrão é geralmente um indicador de não estacionariedade da variável. O mesmo padrão pôde ser verificado nos correlogramas em anexo de LY , LPd e LPm).

³ No ANEXO B (página 129) estão as FACs e FACP's para as demais variáveis envolvidas no modelo.

⁴ O intervalo de confiança está representado pelas linhas pontilhadas do correlograma.



Quadro 2 – Correlograma de LQ.

Ainda, sob a ótica do conjunto das variáveis, é preciso que se formalize mais alguns conceitos no campo das séries temporais. Nesse sentido, segundo Enders (2004, p. 171) “a pressuposição do modelo clássico de regressão necessita que ambas as variáveis envolvidas sejam estacionárias e possuam um vetor de erros com média zero, variância constante” e não-autocorrelacionado. A presença de variáveis não-estacionárias no modelo se traduz em uma violação dessa condição que é chamada de regressão espúria (GRANGER E NEWBOLD, 1974). Granger e Newbold (1974) sugerem que essas variáveis sejam examinadas através da estimação de um caminho aleatório⁵ partindo de

$$y_t = a_0 + a_1 z_t + e_t \quad (31)$$

generalizando em duas seqüências pelas fórmulas

⁵ Segundo Gujarati (2000, p. 725) o caminho aleatório é um exemplo de uma série temporal não-estacionária, que se compara ao modo de andar de uma pessoa embriagada.

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (32)$$

e

$$z_t = \rho z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (33)$$

onde ε_{yt} e ε_{zt} são um processo ruído branco, ou seja, não-autocorrelacionados e independente. Rearranjando em

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= (\rho - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (34)$$

em que $\delta = (\rho - 1)$ e Δ representam o operador primeira diferença que segue um esquema auto-regressivo de primeira ordem, representado por AR (1), sob condição de que $|\rho| < 1$ para que o processo AR não possua característica “explosiva”. Se $\rho = 1$, entende-se que a variável y tem raiz unitária. Dessa forma, tem-se como hipótese nula $H_0 : \delta = 0$ contra $H_1 : \delta < 0$.

A aceitação da hipótese nula indica a presença de raiz unitária e, portanto, se está diante de uma série não-estacionária. Assim, uma série temporal na primeira diferença⁶ se torna estacionária, a série original (com caminho aleatório) é tida como integrada de ordem 1 e definida por I (1). Dessa forma, a ordem de integração de uma variável diz respeito ao número de vezes que a série tem que ser diferenciada para que se torne estacionária (ENDERS, 2004, p. 164).

Até o momento assume-se que as séries em questão possuem tendência e mostraram-se não-estacionárias ao longo do período. Contudo, resta determinar se a tendência é do tipo determinista ou estocástica. Os resultados dos testes⁷ de Dickey-Fuller Aumentado⁸ (ADF) para raiz unitária são apresentados na Tabela 16, a seguir. O número de defasagens a fim de

⁶ A primeira diferença de uma série temporal é dada por: $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$.

⁷ Os testes realizados seguem a seqüência sugerida por Enders (2004, p. 213).

⁸ Além do teste ADF utilizou-se também o teste de Phillips Perron (PP). Para uma revisão de literatura dos testes ver Dickey e Fuller (1979), Phillips e Perron (1988) e Enders (2004). A interpretação de ambos os testes foi satisfatória na medida que *LQ* as interpretações foram conflitantes. Contudo, tendo por base a maior robustez do teste ADF, por acrescentar as defasagens no modelo auto-regressivo, assumiu-se esse como cerne na tomada de decisão em classificar as séries com ou sem raiz unitária mesmo sob hipótese da ocorrência de um erro do tipo 2.

preservar a parcimônia do modelo auto-regressivo foi escolhido de acordo com os critérios de Akaike Info Criterion (AIC) e Schwarz Info Criterion (SIC).

Tabela 16 – Resultados dos Testes de raiz Unitária.

	t-ADF (ct)	p	AIC	SIC	Defasagens
<i>LQ</i>	-3,3359	0,0636	1,5705	1,6757	3
<i>DLQ</i>	-7,2968	0,0000	1,5042	1,7100	9
	t-ADF (c)	p	AIC	SIC	Defasagens
	-3,2222	0,0202	1,5724	1,6576	3
	-7,1499	0,0000	1,5014	1,6936	9
	t-ADF	p	AIC	SIC	Defasagens
	-0,0724	0,6574	1,5014	1,6936	10
	-7,1785	0,0000	1,4905	1,6653	9

	t-ADF (ct)	p	AIC	SIC	Defasagens
<i>LY</i>	-2,2334	0,4679	-2,8774	-2,6134	12
<i>DLY</i>	-2,1189	0,5314	-2,8589	-2,6125	11
<i>D2LY</i>	-172,8883	0,0001	-3,8235	-2,6147	10
	t-ADF (c)	p	AIC	SIC	Defasagens
	-2,1776	0,2153	-2,8866	-2,6402	12
	-2,1199	0,2372	-2,8698	-2,6409	11
	-173,4574	0,0001	-2,8545	-2,6433	10
	t-ADF	p	AIC	SIC	Defasagens
	-0,0724	0,6574	1,5014	1,6936	10
	-7,1785	0,0000	1,4905	1,6653	9
	-173,9240	0,0001	-2,8649	-2,6713	10

	t-ADF (ct)	p	AIC	SIC	Defasagens
<i>LPd</i>	-2,9998	0,1350	-2,2724	-2,2048	1
<i>DLPd</i>	-9,3797	0,0000	-2,2487	-2,1808	1
	t-ADF (c)	p	AIC	SIC	Defasagens
	-2,7645	0,0654	-2,2743	-2,2236	1
	-9,4046	0,0000	-2,2584	-2,2075	1
	t-ADF	p	AIC	SIC	Defasagens
	-0,4041	0,5370	-2,2592	-2,2083	2
	-9,4304	0,0000	-2,2687	-2,2348	1

	t-ADF (ct)	p	AIC	SIC	Defasagens
<i>LPm</i>	-3,5917	0,0331	-2,1045	-2,0367	1
<i>DLPm</i>	-10,9283	0,0000	-2,0751	-2,0073	1
	t-ADF (c)	p	AIC	SIC	Defasagens
	-2,9002	0,0472	-2,1126	-2,0448	2
	-10,8688	0,0000	-2,0792	-2,0283	1
	t-ADF	p	AIC	SIC	Defasagens
	-1,3627	0,1602	-2,0834	-2,0325	2
	-10,8179	0,0000	-2,0840	-2,0501	1

(ct) – presença da variável tendência e constante no teste; (c) – com constante.

Fonte: Elaboração própria.

De acordo com a Tabela 16, conclui-se que praticamente todas as variáveis na forma logarítmica são não-estacionárias em nível com ou sem inclusão da constante, ou seja, denotando um padrão I (1) – exceto pela variável *LY* que é integrada⁹ de ordem 2 – e

⁹ Ehlers (2005, p. 6) salienta que para dados com características sazonais, como é o caso da variável *LY*, são necessárias duas diferenças para induzir a estacionariedade aproximada. A operação da segunda diferença é dada por: $\Delta^2 y_t = y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2}$.

estacionárias na primeira diferença. Nesse sentido a Tabela 17 resume o resultado para a ordem de integração das variáveis utilizadas no modelo.

Tabela 17 – Ordem de integração das variáveis utilizadas no modelo

Variáveis	Ordem de Integração
<i>LQ</i>	1
<i>LY</i>	2
<i>LPd</i>	1
<i>LPm</i>	1

Fonte: Elaboração própria.

Para descartar a idéia de regressão espúria e poder estimar por MQO a função passa-se a análise de co-integração. Para isso, entende-se que séries co-integradas são aquelas séries de mesma ordem de integração que no longo prazo caminham “na mesma onda” (GUJARATI, 2000, p. 732). Em outras palavras, é possível que séries de mesma ordem de integração possuam uma combinação linear estacionária, ou seja, co-integradas e com resíduo estacionário de ordem I (0). Existindo essa relação de longo prazo no grupo de variáveis, o modelo co-integrado é denotado por CI (d, b), para d indicando a ordem de integração das variáveis do modelo e b é o número de vetores de co-integração presente na relação. Entretanto, Enders (2004, p. 323) salienta que é possível encontrar uma relação de equilíbrio entre grupos de variáveis que são integradas de diferentes ordens, nesse sentido, o autor sugere a denominação da ocorrência de multi-co-integração.

Para descartar a hipótese de regressão espúria advindo do relacionamento entre as variáveis, Enders (2004, p. 362) sugere o teste de Johansen que testa a existência de vetores de co-integração entre o grupo de variáveis do estudo. O teste de Johansen¹⁰ é dividido em etapas: a) verifica-se a presença de raiz unitária nas variáveis e a ordem de integração; b) estima-se o modelo co-integrado e determina-se o número de vetores co-integrados; e c) identifica-se a ordem do modelo co-integrado.

Os pacotes estatísticos de hoje facilitam a obtenção das estatísticas sugeridas por Johansen para verificar se as séries são ou não co-integradas. A primeira estatística (Estatística do Traço) testa a hipótese nula de que as variáveis são não co-integradas contra a alternativa da hipótese de um ou mais vetores de co-integração. Se a hipótese nula for rejeitada, automaticamente é aceito que as variáveis possuem pelo menos um vetor de co-

¹⁰ Para um maior detalhamento dos testes ver Johansen (1988) e Enders (2004, p. 362-366).

integração. Nesse sentido, repete-se o teste para uma hipótese nula de um vetor de co-integração contra a existência de dois ou mais vetores, e assim, sucessivamente. A última estatística (Estatística do Máximo Autovalor) testa a hipótese nula de que o número de vetores de co-integração é nulo, contra a hipótese alternativa de que o número de vetores é 1. Os valores críticos de l_{trace} e l_{max} podem ser obtidos em MacKinnon, Haug e Michelis (1999). Geralmente, adota-se apenas uma das estatísticas anteriormente descritas. A Tabela 18 traz os dados referentes aos testes do traço e do máximo autovalor.

Tabela 18 – Teste de co-integração de Johansen.

Variáveis	h_0	h_1	Máximo Autovalor			Traço			Posto
			Estatística	V.C. 95%	p	Estatística	V.C. 95%	p	
Variáveis do modelo*	$r \leq 0^{**}$	$r > 1$	53,0233	32,1183	0,0000	96,1802	63,8761	0,0001	$r = 0$
	$r \leq 1^{**}$	$r > 2$	27,9977	25,8232	0,0255	43,1569	42,9153	0,0473	$r = 1$
	$r \leq 2$	$r > 3$	9,3913	19,3870	0,6837	15,1591	25,8721	0,5615	$r = 2$
	$r \leq 3$	$r > 4$	5,7678	12,5180	0,4903	12,5179	12,5180	0,4903	$r = 3$

* - Teste de co-integração com interceptos restritos e com tendência no VAR, 190 observações de março de 1992 a dezembro de 2007 fornecido pelo Eviews 5.0.

** - Denota rejeição da hipótese nula com um grau de 5% de significância estatística.

De pronto, assumindo a presença de tendência para o teste de co-integração, percebe-se a rejeição da hipótese para não co-integração entre o grupo de variáveis, aceitando-se h_1 e a existência de pelo menos um vetor de co-integração. Novamente, testando a hipótese nula, agora de pelo menos um vetor de co-integração contra a hipótese alternativa de até dois vetores de co-integração, rejeita-se h_0 para um vetor de co-integração entre as variáveis que compõem o grupo. Ainda, em um terceiro momento, é aceita a hipótese nula que atesta a presença de dois vetores de co-integração. Tal conclusão coaduna com a que se chegou em testar Engle-Granger¹¹ (1987), ou seja, de que o erro é estacionário de média zero e variância constante e, nessas condições, descartando a hipótese de regressão espúria.

Ainda antes de passar a analisar os resultados da análise de variância e os testes “t” para os parâmetros é necessário descartar, também, a hipótese de multicolinearidade imperfeita – imperfeita porque existe a inversa de $|X_{4 \times 190}^T X_{190 \times 4}|$, autocorrelação e condição de homoscedasticidade do erro. Na multicolinearidade mesmo que os estimadores continuem

¹¹ Engle e Granger (1987) a fim de verificar a hipótese de co-integração sugerem rodar o resíduo da regressão por MQO por um modelo AR (1), ou seja, testando $\Delta \hat{u}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t$. A rejeição da hipótese nula com $a_1 = 0$ implica que o grupo de variáveis do modelo são co-integradas por exibirem um resíduo estacionário em um comportamento de longo prazo. No caso do presente modelo a hipótese nula foi rejeitada com um grau de 1% de significância ao exibir um “p” de 0,00000. Para um maior detalhamento dessa metodologia ver Enders (2004, p. 235-238).

best linear unbiased estimator (BLUE), esta afeta a variância gerando estimadores não muito precisos, na medida em que, gera maiores desvios-padrão. Um sinal de sua presença pode ser a ocorrência de sinais contrários ao que se espera pela teoria para os estimadores.

Conforme Pindyck e Rubinfeld (1999) a variação do preço pode ocasionar um consumo de maior/menor quantidade de mercadoria. Em outras palavras, os coeficientes *LPd* e o *LY* devem possuir sinais positivos, contudo, o *LPm* deve exibir sinal negativo. Junto a equação obtida por MQO que segue, encontram-se os desvios-padrão (*dp*), a estatística de Durbin Watson (*DW*), o Coeficiente de Determinação Ajustado (\bar{R}^2), os valores para “t” de Student dos regressores, “F” de Snedecor do modelo em forma de *p*. Sendo *p* definido como “o mais baixo nível de significância com o qual a hipótese nula pode ser rejeitada” (GUJARATI, 2000, p. 122).

Ainda, levanta-se a hipótese da presença de heteroscedasticidade. Pois, uma alteração da variância leva a intervalos de confiança e os testes de hipóteses que se utilizam desses desvios-padrão podem ser enganosos. Do ponto de vista da multicolinearidade imperfeita, um indicativo segundo Gujarati (2000, p. 334) seria um alto \bar{R}^2 e poucas razões “t” significativas, ou, existindo uma forte correlação entre as variáveis que não 1, pois seria um caso de multicolinearidade perfeita. Uma regra empírica é que o coeficiente de correlação entre duas variáveis explicativas não seja superior a 0,9 em valor absoluto (HILL, GRIFFITHS E JUDGE, 1999, p. 381). A Tabela 19 tem os resultados para a correlação simples entre as variáveis explicativas, como se nota, nenhum resultado extrapola o postulado de Hill, Griffiths e Judge (1999).

Tabela 19 – Matriz de Correlação entre as variáveis utilizadas.

	<i>LQ</i>	<i>LY</i>	<i>LPd</i>	<i>LPm</i>
<i>LQ</i>	1,000000	0,065395	0,009776	-0,125268
<i>LY</i>	0,065395	1,000000	0,113311	-0,042328
<i>LPd</i>	0,009776	0,113311	1,000000	0,836135
<i>LPm</i>	-0,125268	-0,042328	0,836135	1,000000

Fonte: Elaboração própria.

Ainda, para estar certo da ausência da multicolinearidade imperfeita Gujarati (2000, p. 337) sugere o fator inflação da variância (FIV_j). Então, para um modelo de *k* variáveis – *Y*, intercepto/constante e (*K* – 1) regressores –, a variância de um coeficiente de regressão parcial pode ser expressa como:

$$\text{var}(\hat{\beta}_j) = \frac{\sigma^2}{\sum x_j^2} \cdot \left(\frac{1}{1-R_j^2} \right) = \frac{\sigma^2}{\sum x_j^2} \cdot FIV_j \quad (35)$$

em que β_j é o coeficiente de regressão (parcial) do regressor X_j , R_j^2 é o R^2 na regressão (auxiliar) de X_j sobre os demais $(K - 2)$ regressores e FIV_j é o fator inflação da variância. “À medida que R_j^2 aumenta em direção à unidade, ou seja, conforme aumenta a colinearidade de X_j com os outros regressores, o FIV também aumenta e, no limite, pode ser infinito” (GUJARATI, 2000, p. 337). Ainda, Gujarati (2000) sugere que o FIV não deva exceder 10.

O FIV encontrado foi de 4,333552. Com base na correlação entre as variáveis explicativas e valor de FIV inferior a 10, descarta-se a hipótese de multicolinearidade. Ainda, o teste de Breusch-Godfrey (BG) rejeitou-se a hipótese nula, de ausência de autocorrelação, com 1% de significância estatística exibindo um “p” do “t” calculado de 0,000000.

Pela inspeção da Figura 11 é o termo de erro u_t da equação (27) plotando-o em linha e dispersão fica latente a presença de autocorrelação positiva, conforme a inspeção visual dos gráficos aliado a estatística de Durbin (0,294575), logo está violada a suposição ausência de autocorrelação – $E(u_t u_j) = 0, i \neq j$.

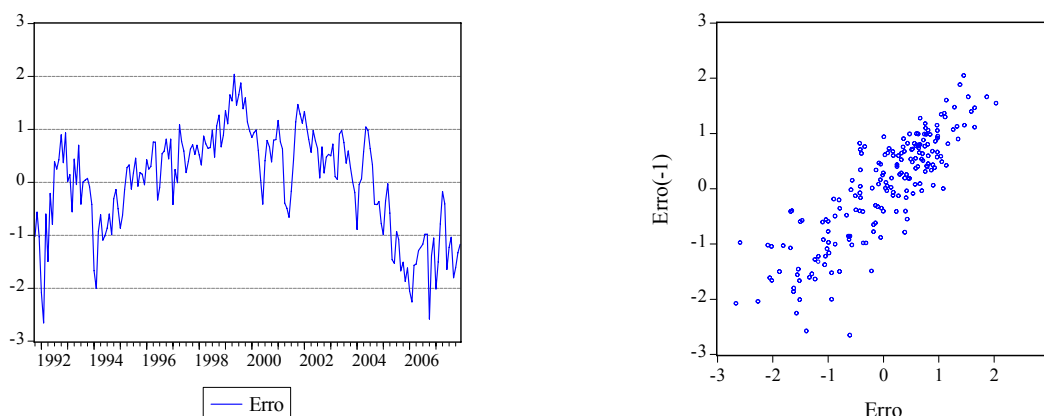


Figura 11 – Erro e Erro em função do Erro defasado – modelo sem ajustes.

Uma solução para correção é gerar Rho (ρ) através do esquema auto-regressivo de primeira ordem:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (36)$$

para $|\rho| < 1$ e os ε_t seguem as hipóteses dos MQO de valor esperado zero, variância constante e ausência de autocorrelação, caso contrário, “ ρ ” não pode ser usado como fator de correção dos parâmetros. Antes, gera-se um modelo a partir da equação (27) defasada, ou seja:

$$\ln Q_{aBM_{t-1}}^d = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{B_{t-1}} + \beta_2 \ln Pd_{aB_{t-1}} + \beta_3 \ln Pm_{aBM_{t-1}} + u_{t-1} \quad (37)$$

Multiplica-se ambos os lados de (37) pelo escalar “ ρ ” gerado em (36):

$$\rho \ln Q_{aBM_{t-1}}^d = \rho\beta_0 + \rho\beta_1 \ln Y_{B_{t-1}} + \rho\beta_2 \ln Pd_{aB_{t-1}} + \rho\beta_3 \ln Pm_{aBM_{t-1}} + \rho u_{t-1} \quad (38)$$

Subtraindo (27) por (38), tem-se:

$$\begin{aligned} (\ln Q_{aBM}^d - \rho \ln Q_{aBM_{t-1}}^d) &= \beta_0 (1 - \rho) + (\beta_1 \ln Y_B - \rho\beta_1 \ln Y_{B_{t-1}}) \\ &+ (\beta_2 \ln Pd_{aB} - \rho\beta_2 \ln Pd_{aB_{t-1}}) + (\beta_3 \ln Pm_{aBM} - \rho\beta_3 \ln Pm_{aBM_{t-1}}) + (u_t - \rho u_{t-1}) \end{aligned} \quad (39)$$

Sendo (39) agora expressa por:

$$\ln Q_{aBM}^{d*} = \beta_0^* + \beta_1 \ln Y_B^* + \beta_2 \ln Pd_{aB}^* + \beta_3 \ln Pm_{aBM}^* + u_t \quad (40)$$

Rodando o esquema auto-regressivo de primeira ordem (36) obtém-se que $\rho = 0,852471$.

Para inferir sob a presença de heteroscedasticidade, utilizam-se dois testes: a) White com termos cruzados e b) White sem termos cruzados, ambos sob a hipótese nula de homoscedasticidade dos erros. A Tabela 20 tem os resultados:

Tabela 20 – Resultados para o teste de White (p).

Com termos cruzados		Sem termos cruzados
0,000020*	F	0,002720*
0,000052*	$n \times R^2$	0,003366*

* - Denota rejeição da hipótese nula com grau de 1% de significância estatística.

Fonte: Elaboração própria.

Ambos os testes, de White, rejeitam a hipótese nula, ou seja, foi violada a suposição da homoscedasticidade dos erros – existe heteroscedasticidade –, o que já era de se esperar, por se tratar de séries temporais econômicas, “as quais muitas séries de tempo são freqüentemente representadas como não estacionárias e, em particular, não mantendo uma média constante ao longo do tempo” (BOX, JENKINS E REINSEL, 1994, p. 7). Dessa forma, os estimadores ainda não são BLUE. No formato de matrizes, a suposição de homoscedasticidade era expressa como $E(uu') = \sigma^2 I$ – I sendo a matriz identidade. Em outras palavras, a variância varia no tempo e não é constante. Sob heteroscedasticidade infere-se $E(uu') = \sigma^2 \Omega$, onde ômega (Ω) contém o padrão de heteroscedasticidade. Dessa forma, os estimadores até aqui estimados deixam de ser BLUE por ter sido detectado uma variância tendenciosa e inconsistente além de os testes de significância para os parâmetros não serem válidos.

Logo, o modelo estimado AR (1) e corrigindo a heteroscedasticidade pela matriz de covariância de White, chega-se a equação

$$\begin{aligned}
 \widehat{LQ} &= 19,0565 & +0,1275LY & +1,4325LPd & -2,9560LPm \\
 dp & (1,7974) & (0,0625) & (0,5354) & (0,4336) \\
 p & 0,0000* & 0,0427** & 0,0081* & 0,0000* \\
 p(F) & = 0,0000* & & & \\
 DW & = 2,4242 & & & \\
 \overline{R}^2 & = 0,7644 & & &
 \end{aligned} \tag{41}$$

* - Denota rejeição da hipótese nula com grau de 1% de significância estatística.

** - Denota rejeição da hipótese nula com grau de 5% de significância estatística.

Os testes “F” de Snedecor e “t” de Student medem a significância da regressão e dos parâmetros respectivamente. Assim como em “F” e “t” a hipótese nula é de que o coeficiente de regressão seja zero. Sua aceitação aponta uma conclusão de uma regressão ou o/os

parâmetros são não significativos. Se os valores de “t” e “F” calculados forem maiores que os tabelados estarão na condição de rejeitar a hipótese nula e aceitar a significância dos parâmetros e da regressão. Mas ainda, além dos “t” e “F” calculados pode se utilizar a estatística *p*. Contudo, tanto para a regressão como para os parâmetros são significativos a um grau de 5% de significância estatística. A Tabela 21 apresentadas os respectivos valores.

Tabela 21 – Resultados para os testes de significância dos parâmetros e regressão.

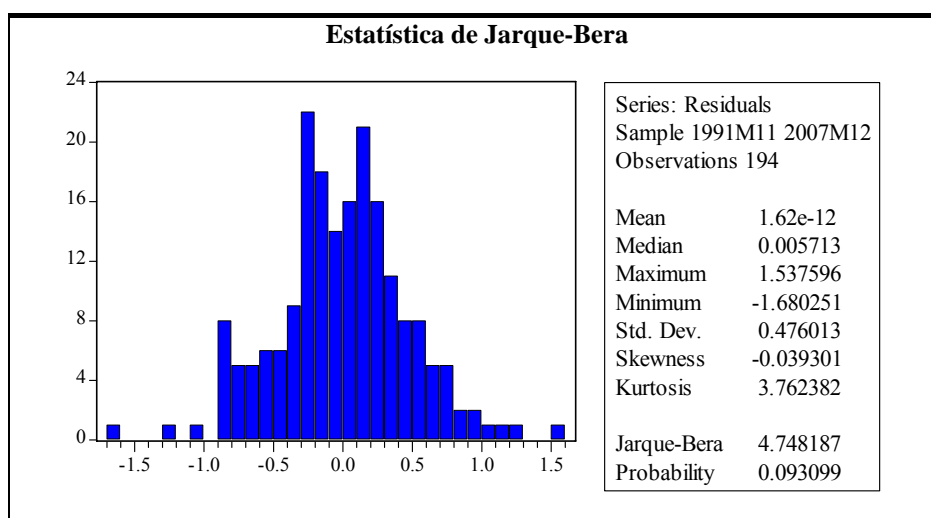
	“t” de Student		“F” de Snedecor	
	Estatística “t”	<i>P</i>	Estatística “F”	<i>P</i>
<i>C</i>	10,6021	0,0000*	157,5103	0,0000*
<i>LY</i>	2,0404	0,0427**		
<i>LPd</i>	2,6757	0,0081*	Regressão	
<i>LPm</i>	-6,8178	0,0000*		

* - Denota rejeição da hipótese nula com grau de 1% de significância estatística.

** - Denota rejeição da hipótese nula com grau de 5% de significância estatística.

Fonte: Elaboração própria.

A 5% de significância a regressão é significativa, assim como, todos os parâmetros da regressão são significativos. Por fim, falta confirmar se os resíduos do modelo seguem uma distribuição normal – $\sim N(0, \sigma^2)$, para isto Gujarati (2000) aponta o teste de normalidade de Jarque-Bera. Assim, a hipótese nula é de que o resíduo segue uma distribuição normal respectivamente. O Quadro 3 apresenta os resultados para o devido teste.



* - Denota aceitação da hipótese nula com grau de 1% de significância estatística.

Fonte: Elaboração própria.

Quadro 3 – Resultados para os testes de Jarque-Bera para normalidade.

Finalizando, para ambos os testes pode-se aceitar a hipótese nula com um grau de significância de 5%. Assim, o resíduo segue uma distribuição normal com média zero e variância constante. Dessa forma, satisfeitas todas as hipóteses do modelo clássico de regressão linear, por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), o modelo estimado (46) fornece diretamente a elasticidade-preço de demanda do Brasil para o Mercosul.

Assim, como o valor para a elasticidade do arroz em casca é de $-2,9560$, ou seja, uma variação de 1% no preço de exportação acarreta uma diminuição da importação de arroz em 2,96%. Para o arroz em casca, a elasticidade-preço é elástica, ou seja, a quantidade importada é sensível a variação do preço externo. Finalmente, os gráficos de linha e dispersão do erro da regressão demonstram o padrão estacionário do erro já ressaltado pelo teste de Jarque-Bera.

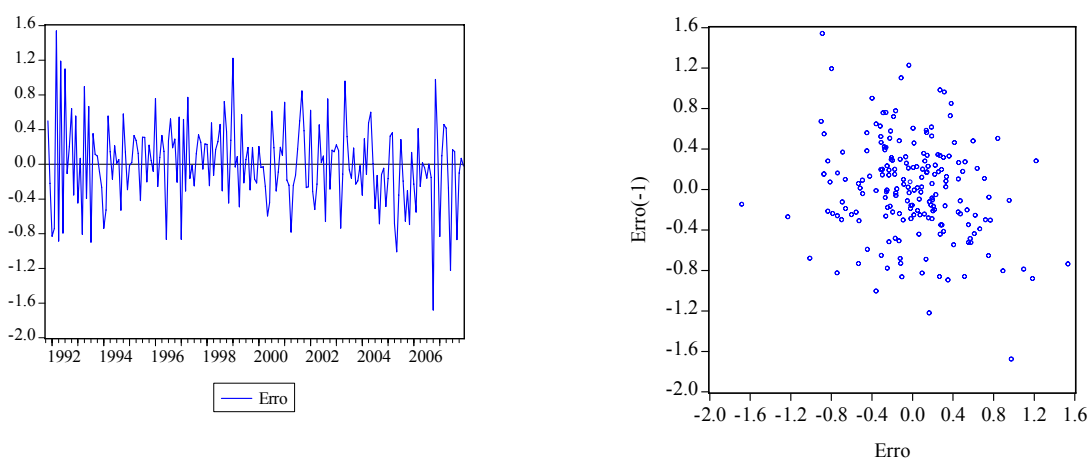


Figura 12 – Erro e Erro em função do Erro defasado.

APÊNDICE B – Descrição algébrica do modelo utilizado¹²

Para fins de análise do fluxo de comércio entre o Brasil e o Mercosul, foi utilizado o já referido modelo de equilíbrio parcial na mensuração dos efeitos estáticos da formação de uma união aduaneira. Nesse sentido o modelo depende de equações básicas como: a função de demanda de importação de arroz do Brasil (j) pelo arroz (i) produzido pelo país (k),

$$M_{ijk}^d = f(Pm_{ijk}, Pd_{ij}, Y_j) \quad (42)$$

onde, Pm_{ijk} é o preço do bem i no país j com origem em k ; Pd_{ij} é o preço do bem i produzido internamente em j ; Y_j é a renda do país j ; e M_{ijk}^d é a quantidade demandada do bem i pelo país j proveniente do país k .

De outro lado, a função de oferta de exportação do país k para o país j referente ao bem i pode ser descrita por:

$$X_{ikj}^S = f(P_{ikj}) \quad (43)$$

onde, P_{ikj} é o preço do bem i produzido pelo país k no país j e X_{ikj} é a exportação do país k do bem i para o país j . No equilíbrio tem-se a igualdade entre a importação e exportação:

$$M_{ijk}^d = X_{ikj}^S \quad (44)$$

Considerando uma situação de livre comércio e dado que sobre o bem i importado do país k incide uma tarifa T *ad-valorem* cobrada pelo país j , o preço do bem i proveniente do país k em j seria dado por:

$$P_{ijk} = P_{ikj} \cdot (1 + T_{ijk}) \quad (45)$$

A receita do exportador k , representado por R_{ikj} , é dada por:

¹² Tópico baseado em Laird e Yeats (1986).

$$R_{ikj} = X_{ikj} \cdot P_{ikj} \quad (46)$$

Nesse sentido, dado o modelo básico definido pelas equações (42) a (45) e levando em consideração os conceitos de elasticidades de oferta, demanda e substituição, pode-se derivar as equações para o cálculo de criação e desvio de comércio. Para a criação de comércio, primeiramente, considera-se o diferencial total da equação (45):

$$dP_{ijk} = P_{ikj} \cdot d(1 + T_{ijk}) + (1 + T_{ijk}) \cdot dP_{ikj} \quad (47)$$

Dada a expressão clássica para a elasticidade-preço demanda de importação, ε_m , e rearranjando os termos:

$$\frac{dM_{ijk}}{M_{ijk}} = \varepsilon_m \cdot \left(\frac{dP_{ijk}}{P_{ijk}} \right) \quad (48)$$

Substituindo (45) em (47) e dividindo por P_{ijk} chega-se a:

$$\frac{dP_{ijk}}{P_{ijk}} = \frac{dT_{ijk}}{1 + T_{ijk}} + \frac{dP_{ikj}}{P_{ikj}} \quad (49)$$

Substituindo a expressão (49) em (48) tem-se:

$$\frac{dM_{ijk}}{M_{ijk}} = \varepsilon_m \cdot \left(\frac{dT_{ijk}}{1 + T_{ijk}} + \frac{dP_{ikj}}{P_{ikj}} \right) \quad (50)$$

Considerando a elasticidade oferta de exportação, η_x , com respeito ao preço mundial e rearranjando tem-se:

$$\frac{dX_{ikj}}{X_{ikj}} = \eta_x \cdot \frac{dP_{ikj}}{P_{ikj}} \quad (51)$$

Com base na elasticidade-preço de oferta do país k para o bem i , pode-se encontrar a taxa de crescimento do preço do bem i no país j . Assim, considerando inicialmente a expressão (44), tem-se a igualdade entre a taxa de crescimento da importação e exportação:

$$\frac{dM_{ijk}}{M_{ijk}} = \frac{dX_{ikj}}{X_{ikj}} \quad (52)$$

Substituindo (52) em (51) e levando em consideração o resultado em (50), tem-se a expressão para a criação de comércio, ou seja,

$$\frac{dP_{ikj}}{P_{ikj}} = \frac{\left(\frac{dM_{ijk}}{M_{ijk}} \right)}{\eta_x} \quad (53a)$$

$$\frac{dP_{ikj}}{P_{ikj}} = \varepsilon_m \cdot \left(\frac{dT_{ijk}}{1+T_{ijk}} + \frac{\left(\frac{dM_{ijk}}{M_{ijk}} \right)}{\eta_x} \right) \quad (53b)$$

$$\therefore \frac{dM_{ijk}}{M_{ijk}} \cdot \left(1 - \frac{\varepsilon_m}{\eta_x} \right) = \varepsilon_m \cdot \left(\frac{dT_{ijk}}{1+T_{ijk}} \right) \quad (53c)$$

Portanto, a expressão para a criação de comércio é dada por:

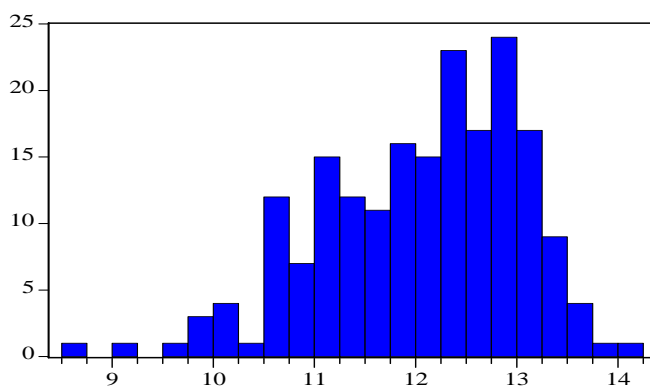
$$CC = dM_{ijk} = M_{ijk} \cdot \varepsilon_m \cdot \left(\frac{dT_{ijk}}{1+T_{ijk}} \right) \cdot \frac{1}{1 - \left(\frac{\varepsilon_m}{\eta_x} \right)} \quad (54)$$

Caso se admita que a elasticidade-preço de exportação seja infinita, a expressão (54) é dada por:

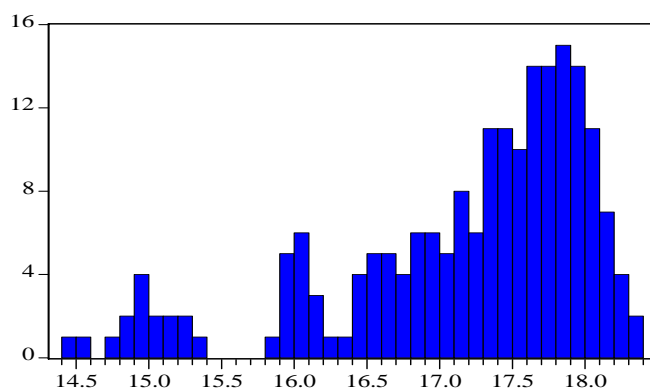
$$CC = M_{ijk} \cdot \mathcal{E}_m \cdot \left(\frac{dT_{ijk}}{1 + T_{ijk}} \right). \quad (55)$$

ANEXO

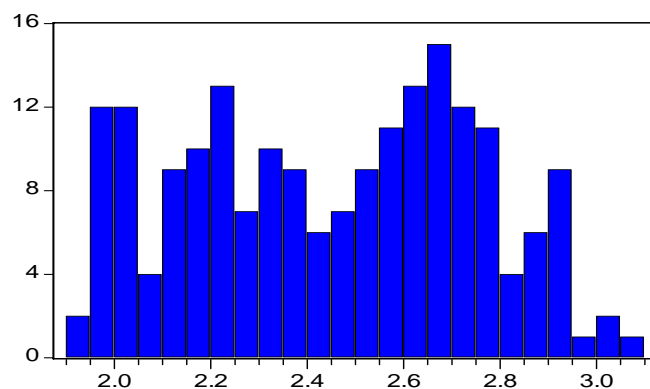
ANEXO A – Histograma da série de Quantidade de arroz em casca importado do Mercosul (LQ), Renda Real (LY), Preço Doméstico (LPd) e Preço de Importação (LPm) – set/1991 até dez/2007.



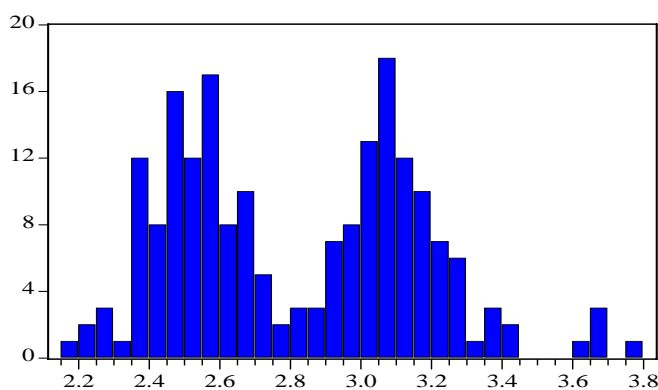
Series: LQ	
Sample 1991M10 2007M12	
Observations 195	
Mean	12.04355
Median	12.20547
Maximum	14.11862
Minimum	8.535033
Std. Dev.	0.993129
Skewness	-0.603044
Kurtosis	3.066238
Jarque-Bera	11.85468
Probability	0.002666



Series: LY	
Sample 1991M10 2007M12	
Observations 195	
Mean	17.17074
Median	17.45041
Maximum	18.34488
Minimum	14.42958
Std. Dev.	0.890978
Skewness	-1.177030
Kurtosis	3.719407
Jarque-Bera	49.23058
Probability	0.000000

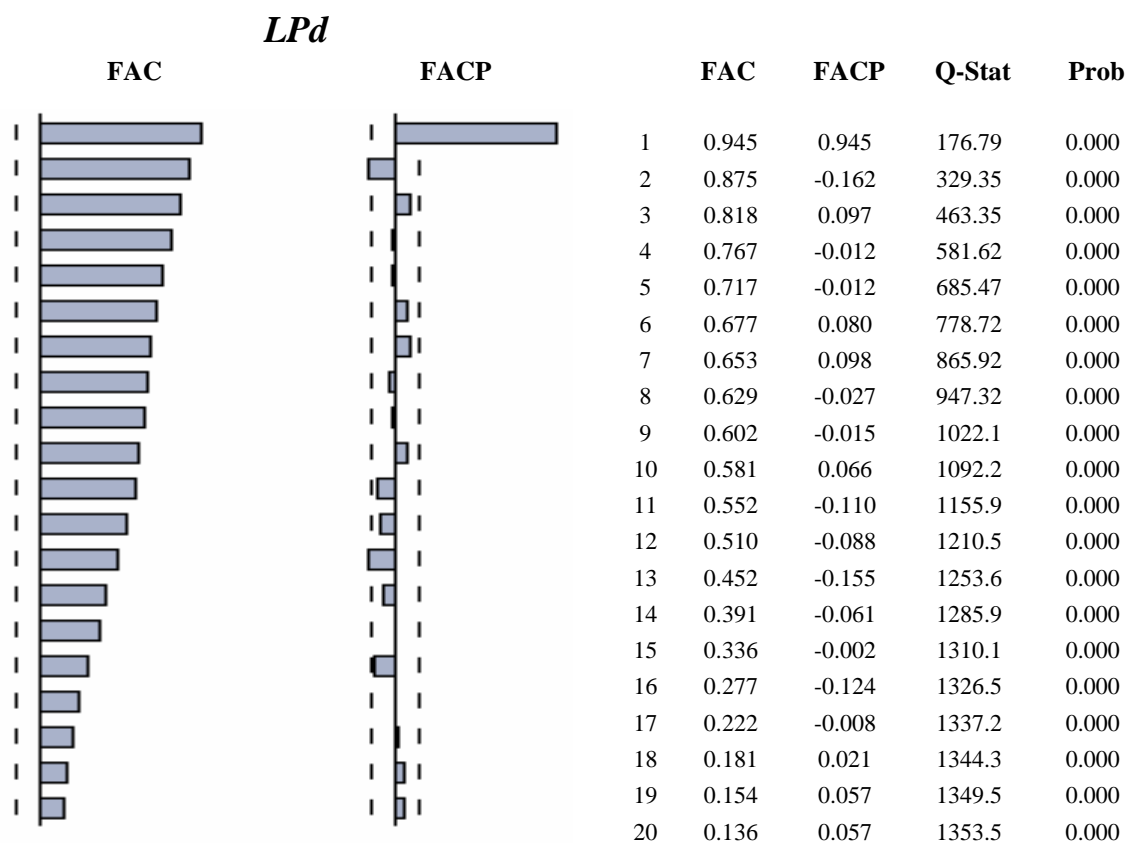
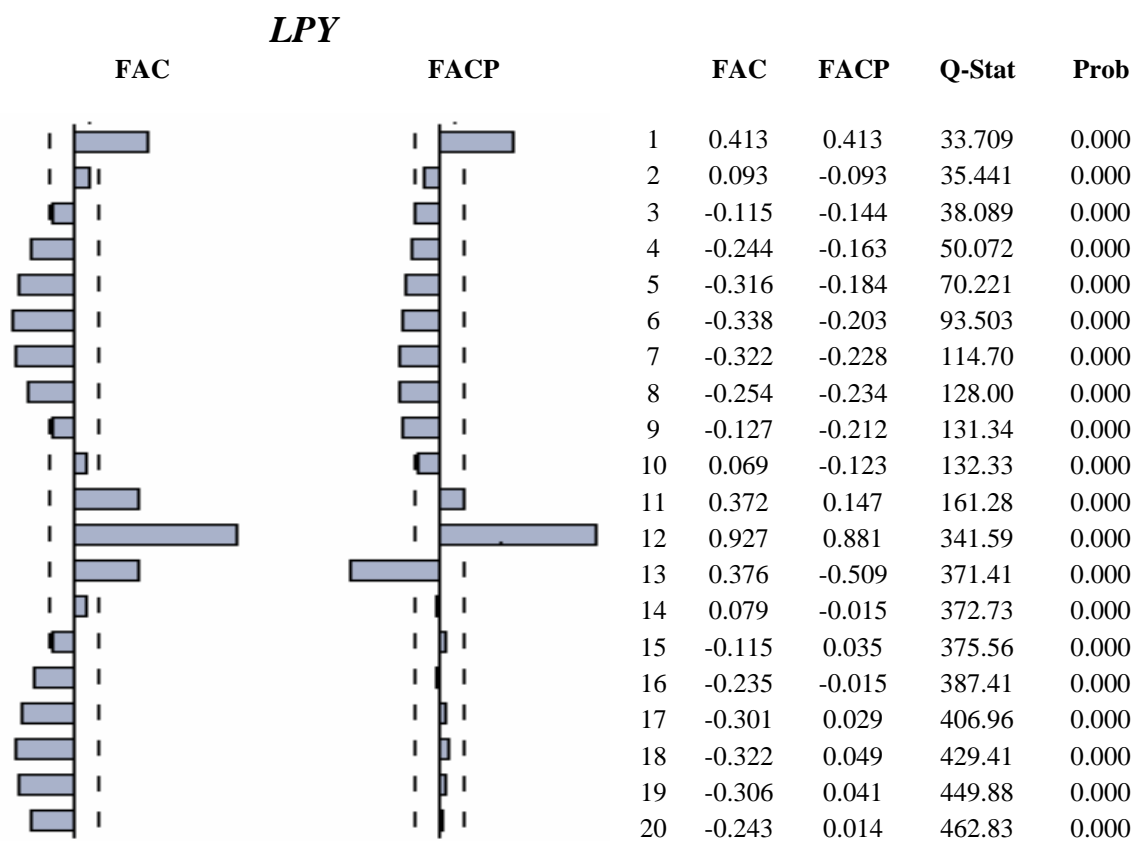


Series: LPd	
Sample 1991M10 2007M12	
Observations 195	
Mean	2.451032
Median	2.479224
Maximum	3.074155
Minimum	1.919797
Std. Dev.	0.297298
Skewness	-0.032702
Kurtosis	1.897387
Jarque-Bera	9.912763
Probability	0.007038




Series: LPm	
Sample 1991M10 2007M12	
Observations 195	
Mean	2.825520
Median	2.805658
Maximum	3.777300
Minimum	2.187966
Std. Dev.	0.344491
Skewness	0.299806
Kurtosis	2.296756
Jarque-Bera	6.939449
Probability	0.031126

ANEXO B – Correlograma da Renda Real (*LY*), Preço Doméstico (*LPd*) e Preço de Importação (*LPm*).



LPm

		FAC	FACP	Q-Stat	Prob
		0.917	0.917	166.37	0.000
		0.860	0.127	313.71	0.000
		0.812	0.044	445.57	0.000
		0.787	0.144	570.14	0.000
		0.738	-0.113	680.31	0.000
		0.713	0.110	783.70	0.000
		0.691	0.054	881.34	0.000
		0.676	0.031	975.21	0.000
		0.655	0.031	1063.9	0.000
		0.624	-0.094	1144.8	0.000
		0.596	0.001	1218.9	0.000
		0.576	0.037	1288.4	0.000
		0.543	-0.088	1350.7	0.000
		0.511	-0.008	1406.1	0.000
		0.499	0.097	1459.1	0.000
		0.475	-0.092	1507.5	0.000
		0.452	0.019	1551.5	0.000
		0.424	-0.040	1590.5	0.000
		0.404	-0.015	1626.0	0.000
		0.378	0.003	1657.3	0.000

ANEXO C – Teste ADF da série de quantidade importada (*LQ*).

Null Hypothesis: Q4 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.335868	0.0636
Test critical values:		
1% level	-4.006824	
5% level	-3.433525	
10% level	-3.140623	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Q4)

Method: Least Squares

Date: 07/11/06 Time: 22:52

Sample (adjusted): 1992M02 2007M12

Included observations: 191 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Q4(-1)	-0.142107	0.042600	-3.335868	0.0010
D(Q4(-1))	-0.168832	0.073093	-2.309827	0.0220
D(Q4(-2))	-0.055424	0.072957	-0.759687	0.4484
D(Q4(-3))	-0.171097	0.070383	-2.430947	0.0160
C	2.386479	0.690155	3.457889	0.0007
@TREND(1991M10)	-0.001049	0.000690	-1.519192	0.1304
R-squared	0.157363	Mean dependent var		0.010739
Adjusted R-squared	0.134589	S.D. dependent var		0.561654
S.E. of regression	0.522493	Akaike info criterion		1.570499
Sum squared resid	50.50478	Schwarz criterion		1.672665
Log likelihood	-143.9826	F-statistic		6.909777
Durbin-Watson stat	2.014670	Prob(F-statistic)		0.000006

Null Hypothesis: Q4 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.222167	0.0202
Test critical values:		
1% level	-3.464643	
5% level	-2.876515	
10% level	-2.574831	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Q4)

Method: Least Squares

Date: 07/11/06 Time: 22:55

Sample (adjusted): 1992M02 2007M12

Included observations: 191 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Q4(-1)	-0.137376	0.042635	-3.222167	0.0015
D(Q4(-1))	-0.165388	0.073314	-2.255882	0.0252
D(Q4(-2))	-0.051452	0.073166	-0.703222	0.4828
D(Q4(-3))	-0.166698	0.070570	-2.362158	0.0192
C	2.207046	0.682360	3.234431	0.0014
R-squared	0.146851	Mean dependent var		0.010739
Adjusted R-squared	0.128504	S.D. dependent var		0.561654
S.E. of regression	0.524327	Akaike info criterion		1.572426
Sum squared resid	51.13485	Schwarz criterion		1.657564
Log likelihood	-145.1667	F-statistic		8.003952
Durbin-Watson stat	2.007114	Prob(F-statistic)		0.000006

Null Hypothesis: Q4 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.127396	0.7216
Test critical values:		
1% level	-2.577125	
5% level	-1.942499	
10% level	-1.615594	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Q4)

Method: Least Squares

Date: 07/11/06 Time: 23:18

Sample (adjusted): 1992M02 2007M12

Included observations: 191 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Q4(-1)	0.000310	0.002430	0.127396	0.8988
D(Q4(-1))	-0.246450	0.070619	-3.489858	0.0006
D(Q4(-2))	-0.120213	0.071758	-1.675259	0.0956
D(Q4(-3))	-0.220184	0.070319	-3.131202	0.0020
R-squared	0.098866	Mean dependent var		0.010739
Adjusted R-squared	0.084409	S.D. dependent var		0.561654
S.E. of regression	0.537428	Akaike info criterion		1.616675
Sum squared resid	54.01092	Schwarz criterion		1.684785
Log likelihood	-150.3924	Durbin-Watson stat		2.007002

ANEXO D – Teste PP da série de quantidade importada (*LQ*) .

Null Hypothesis: Q4 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.878703	0.0147
Test critical values:		
1% level	-4.006059	
5% level	-3.433156	
10% level	-3.140406	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.289820
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.232181

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(Q4)

Method: Least Squares

Date: 07/11/06 Time: 23:19

Sample (adjusted): 1991M11 2007M12

Included observations: 194 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Q4(-1)	-0.166278	0.039356	-4.224981	0.0000
C	2.707020	0.636963	4.249884	0.0000
@TREND(1991M10)	-0.000517	0.000697	-0.741370	0.4594
R-squared	0.086525	Mean dependent var		0.002924
Adjusted R-squared	0.076959	S.D. dependent var		0.564726
S.E. of regression	0.542561	Akaike info criterion		1.630310
Sum squared resid	56.22511	Schwarz criterion		1.680844
Log likelihood	-155.1401	F-statistic		9.045789
Durbin-Watson stat	2.225988	Prob(F-statistic)		0.000176

Null Hypothesis: Q4 has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.854856	0.0029
Test critical values:		
1% level	-3.464101	
5% level	-2.876277	
10% level	-2.574704	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.290654
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.234651

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(Q4)

Method: Least Squares

Date: 07/11/06 Time: 23:21

Sample (adjusted): 1991M11 2007M12

Included observations: 194 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Q4(-1)	-0.164543	0.039240	-4.193232	0.0000
C	2.628966	0.627465	4.189823	0.0000
R-squared	0.083896	Mean dependent var		0.002924
Adjusted R-squared	0.079125	S.D. dependent var		0.564726
S.E. of regression	0.541924	Akaike info criterion		1.622874
Sum squared resid	56.38690	Schwarz criterion		1.656564
Log likelihood	-155.4188	F-statistic		17.58319
Durbin-Watson stat	2.223532	Prob(F-statistic)		0.000042

Null Hypothesis: Q4 has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 9 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.018511	0.6754
Test critical values:		
1% level	-2.576936	
5% level	-1.942473	
10% level	-1.615611	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.317229
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.101140

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(Q4)

Method: Least Squares

Date: 07/11/06 Time: 23:22

Sample (adjusted): 1991M11 2007M12

Included observations: 194 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Q4(-1)	-0.000450	0.002535	-0.177545	0.8593
R-squared	0.000136	Mean dependent var		0.002924
Adjusted R-squared	0.000136	S.D. dependent var		0.564726
S.E. of regression	0.564688	Akaike info criterion		1.700054
Sum squared resid	61.54237	Schwarz criterion		1.716899
Log likelihood	-163.9053	Durbin-Watson stat		2.405173

ANEXO E – Teste ADF da série de Renda Real acumulada (LY).

Null Hypothesis: Y has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 12 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.233363	0.4679
Test critical values:		
1% level	-4.009271	
5% level	-3.434706	
10% level	-3.141318	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Y)

Method: Least Squares

Date: 07/14/06 Time: 21:09

Sample (adjusted): 1992M11 2007M12

Included observations: 182 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.038837	0.017389	-2.233363	0.0269
D(Y(-1))	-0.010805	0.030696	-0.352009	0.7253
D(Y(-2))	-0.014284	0.029853	-0.478489	0.6329
D(Y(-3))	-0.016953	0.029066	-0.583245	0.5605
D(Y(-4))	-0.019938	0.028322	-0.703972	0.4824
D(Y(-5))	-0.022651	0.027630	-0.819793	0.4135
D(Y(-6))	-0.026222	0.026988	-0.971628	0.3326
D(Y(-7))	-0.029523	0.026419	-1.117460	0.2654
D(Y(-8))	-0.032770	0.025923	-1.264122	0.2079
D(Y(-9))	-0.035983	0.025501	-1.411037	0.1601
D(Y(-10))	-0.038924	0.025088	-1.551511	0.1227
D(Y(-11))	-0.042178	0.024809	-1.700115	0.0910
D(Y(-12))	0.946398	0.024603	38.46739	0.0000
C	0.495840	0.220941	2.244222	0.0261
@TREND(1991M10)	4.27E-05	7.94E-05	0.537552	0.5916
R-squared	0.995260	Mean dependent var		0.005533
Adjusted R-squared	0.994863	S.D. dependent var		0.769963
S.E. of regression	0.055187	Akaike info criterion		-2.877358
Sum squared resid	0.508615	Schwarz criterion		-2.613291
Log likelihood	276.8396	F-statistic		2504.692
Durbin-Watson stat	2.042232	Prob(F-statistic)		0.000000

Null Hypothesis: Y has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 12 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.177589	0.2153
Test critical values:		
1% level	-3.466377	
5% level	-2.877274	
10% level	-2.575236	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Y)

Method: Least Squares

Date: 07/14/06 Time: 21:11

Sample (adjusted): 1992M11 2007M12

Included observations: 182 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.037210	0.017088	-2.177589	0.0308
D(Y(-1))	-0.011389	0.030611	-0.372056	0.7103
D(Y(-2))	-0.014737	0.029777	-0.494890	0.6213
D(Y(-3))	-0.017278	0.028998	-0.595825	0.5521
D(Y(-4))	-0.020140	0.028259	-0.712677	0.4770
D(Y(-5))	-0.022732	0.027571	-0.824515	0.4108
D(Y(-6))	-0.026187	0.026930	-0.972380	0.3323
D(Y(-7))	-0.029371	0.026362	-1.114152	0.2668
D(Y(-8))	-0.032504	0.025863	-1.256771	0.2106
D(Y(-9))	-0.035605	0.025437	-1.399745	0.1634
D(Y(-10))	-0.038352	0.025012	-1.533340	0.1271
D(Y(-11))	-0.041479	0.024722	-1.677781	0.0952
D(Y(-12))	0.947293	0.024494	38.67414	0.0000
C	0.479421	0.218356	2.195598	0.0295
R-squared	0.995252	Mean dependent var		0.005533
Adjusted R-squared	0.994884	S.D. dependent var		0.769963
S.E. of regression	0.055070	Akaike info criterion		-2.886618
Sum squared resid	0.509495	Schwarz criterion		-2.640156
Log likelihood	276.6822	F-statistic		2708.803
Durbin-Watson stat	2.040852	Prob(F-statistic)		0.000000

Null Hypothesis: Y has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 12 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.888705	0.8994
Test critical values:		
1% level	-2.577730	
5% level	-1.942584	
10% level	-1.615541	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Y)

Method: Least Squares

Date: 07/14/06 Time: 21:12

Sample (adjusted): 1992M11 2007M12

Included observations: 182 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	0.000301	0.000338	0.888705	0.3754
D(Y(-1))	-0.051458	0.024853	-2.070475	0.0399
D(Y(-2))	-0.051663	0.024849	-2.079052	0.0391
D(Y(-3))	-0.051051	0.024859	-2.053658	0.0415
D(Y(-4))	-0.050746	0.024858	-2.041407	0.0428
D(Y(-5))	-0.050160	0.024855	-2.018123	0.0452
D(Y(-6))	-0.050423	0.024840	-2.029906	0.0439
D(Y(-7))	-0.050413	0.024834	-2.029956	0.0439
D(Y(-8))	-0.050339	0.024831	-2.027307	0.0442
D(Y(-9))	-0.050220	0.024827	-2.022820	0.0447
D(Y(-10))	-0.050062	0.024712	-2.025846	0.0444
D(Y(-11))	-0.050027	0.024688	-2.026358	0.0443
D(Y(-12))	0.941527	0.024627	38.23185	0.0000
R-squared	0.995116	Mean dependent var		0.005533
Adjusted R-squared	0.994769	S.D. dependent var		0.769963
S.E. of regression	0.055689	Akaike info criterion		-2.869317
Sum squared resid	0.524115	Schwarz criterion		-2.640459
Log likelihood	274.1078	Durbin-Watson stat		1.978771

ANEXO F – Teste PP da série de Renda Real acumulada (LY).

Null Hypothesis: Y has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.482953	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.006059	
5% level	-3.433156	
10% level	-3.140406	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.449590
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.380838

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(Y)

Method: Least Squares

Date: 07/17/08 Time: 13:21

Sample (adjusted): 1991M11 2007M12

Included observations: 194 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.487828	0.062488	-7.806784	0.0000
C	6.139044	0.795072	7.721366	0.0000
@TREND(1991M10)	0.001097	0.000873	1.257253	0.2102
R-squared	0.242184	Mean dependent var		0.004772
Adjusted R-squared	0.234249	S.D. dependent var		0.772234
S.E. of regression	0.675760	Akaike info criterion		2.069386
Sum squared resid	87.22050	Schwarz criterion		2.119920
Log likelihood	-197.7305	F-statistic		30.52004
Durbin-Watson stat	1.911969	Prob(F-statistic)		0.000000

Null Hypothesis: Y has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 6 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-7.404950	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.464101	
5% level	-2.876277	
10% level	-2.574704	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.453311
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.391399

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(Y)

Method: Least Squares

Date: 07/17/08 Time: 13:23

Sample (adjusted): 1991M11 2007M12

Included observations: 194 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.478241	0.062114	-7.699357	0.0000
C	6.123390	0.796176	7.691000	0.0000
R-squared	0.235912	Mean dependent var		0.004772
Adjusted R-squared	0.231933	S.D. dependent var		0.772234
S.E. of regression	0.676781	Akaike info criterion		2.067319
Sum squared resid	87.94233	Schwarz criterion		2.101008
Log likelihood	-198.5299	F-statistic		59.28010
Durbin-Watson stat	1.913828	Prob(F-statistic)		0.000000

Null Hypothesis: Y has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 29 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	0.115446	0.7180
Test critical values:		
1% level	-2.576936	
5% level	-1.942473	
10% level	-1.615611	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.592967
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.073398

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(Y)

Method: Least Squares

Date: 07/17/08 Time: 13:25

Sample (adjusted): 1991M11 2007M12

Included observations: 194 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Y(-1)	-0.001410	0.004324	-0.325974	0.7448
R-squared	0.000512	Mean dependent var		0.004772
Adjusted R-squared	0.000512	S.D. dependent var		0.772234
S.E. of regression	0.772036	Akaike info criterion		2.325570
Sum squared resid	115.0356	Schwarz criterion		2.342415
Log likelihood	-224.5803	Durbin-Watson stat		2.362253

ANEXO G – Teste ADF da série de Renda Real acumulada na primeira diferença (*DLY*).

Null Hypothesis: D(Y) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 11 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.118871	0.5314
Test critical values:		
1% level	-4.009271	
5% level	-3.434706	
10% level	-3.141318	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Y,2)

Method: Least Squares

Date: 07/17/08 Time: 13:33

Sample (adjusted): 1992M11 2007M12

Included observations: 182 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y(-1))	-0.620158	0.292683	-2.118871	0.0356
D(Y(-1),2)	-0.431603	0.268334	-1.608456	0.1096
D(Y(-2),2)	-0.483594	0.243991	-1.982018	0.0491
D(Y(-3),2)	-0.534996	0.219636	-2.435824	0.0159
D(Y(-4),2)	-0.586114	0.195278	-3.001437	0.0031
D(Y(-5),2)	-0.636667	0.170916	-3.725029	0.0003
D(Y(-6),2)	-0.687503	0.146560	-4.690946	0.0000
D(Y(-7),2)	-0.738349	0.122197	-6.042294	0.0000
D(Y(-8),2)	-0.789139	0.097822	-8.067090	0.0000
D(Y(-9),2)	-0.839829	0.073429	-11.43723	0.0000
D(Y(-10),2)	-0.890398	0.049098	-18.13501	0.0000
D(Y(-11),2)	-0.940954	0.024770	-37.98704	0.0000
C	0.002815	0.009173	0.306859	0.7593
@TREND(1991M10)	1.18E-05	7.92E-05	0.149484	0.8814
R-squared	0.997935	Mean dependent var		-0.000150
Adjusted R-squared	0.997776	S.D. dependent var		1.183919
S.E. of regression	0.055838	Akaike info criterion		-2.858916
Sum squared resid	0.523807	Schwarz criterion		-2.612454
Log likelihood	274.1614	F-statistic		6246.258
Durbin-Watson stat	1.978740	Prob(F-statistic)		0.000000

Null Hypothesis: D(Y) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 11 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
<hr/>			
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.119937	0.2372
Test critical values:	1% level	-3.466377	
	5% level	-2.877274	
	10% level	-2.575236	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Y,2)

Method: Least Squares

Date: 07/17/08 Time: 13:34

Sample (adjusted): 1992M11 2007M12

Included observations: 182 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y(-1))	-0.616466	0.290795	-2.119937	0.0355
D(Y(-1),2)	-0.434972	0.266611	-1.631486	0.1046
D(Y(-2),2)	-0.486641	0.242433	-2.007319	0.0463
D(Y(-3),2)	-0.537723	0.218243	-2.463875	0.0147
D(Y(-4),2)	-0.588527	0.194046	-3.032922	0.0028
D(Y(-5),2)	-0.638769	0.169843	-3.760934	0.0002
D(Y(-6),2)	-0.689300	0.145642	-4.732826	0.0000
D(Y(-7),2)	-0.739847	0.121432	-6.092696	0.0000
D(Y(-8),2)	-0.790346	0.097206	-8.130668	0.0000
D(Y(-9),2)	-0.840752	0.072957	-11.52395	0.0000
D(Y(-10),2)	-0.891019	0.048781	-18.26586	0.0000
D(Y(-11),2)	-0.941274	0.024606	-38.25426	0.0000
C	0.004023	0.004320	0.931239	0.3531
<hr/>				
R-squared	0.997935	Mean dependent var		-0.000150
Adjusted R-squared	0.997788	S.D. dependent var		1.183919
S.E. of regression	0.055676	Akaike info criterion		-2.869772
Sum squared resid	0.523876	Schwarz criterion		-2.640915
Log likelihood	274.1493	F-statistic		6806.151
Durbin-Watson stat	1.979117	Prob(F-statistic)		0.000000

Null Hypothesis: D(Y) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 11 (Fixed)

		t-Statistic	Prob.*
<hr/>			
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.931958	0.0512
Test critical values:	1% level	-2.577730	
	5% level	-1.942584	
	10% level	-1.615541	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Y,2)

Method: Least Squares

Date: 07/17/08 Time: 13:35

Sample (adjusted): 1992M11 2007M12

Included observations: 182 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Y(-1))	-0.536611	0.277755	-1.931958	0.0550
D(Y(-1),2)	-0.508171	0.254661	-1.995479	0.0476
D(Y(-2),2)	-0.553176	0.231575	-2.388749	0.0180
D(Y(-3),2)	-0.597585	0.208480	-2.866390	0.0047
D(Y(-4),2)	-0.641709	0.185379	-3.461597	0.0007
D(Y(-5),2)	-0.685268	0.162274	-4.222903	0.0000
D(Y(-6),2)	-0.729115	0.139171	-5.238976	0.0000
D(Y(-7),2)	-0.772974	0.116059	-6.660172	0.0000
D(Y(-8),2)	-0.816783	0.092932	-8.789069	0.0000
D(Y(-9),2)	-0.860494	0.069782	-12.33122	0.0000
D(Y(-10),2)	-0.904180	0.046670	-19.37383	0.0000
D(Y(-11),2)	-0.947879	0.023552	-40.24578	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.997924	Mean dependent var		-0.000150
Adjusted R-squared	0.997790	S.D. dependent var		1.183919
S.E. of regression	0.055655	Akaike info criterion		-2.875643
Sum squared resid	0.526564	Schwarz criterion		-2.664390
Log likelihood	273.6835	Durbin-Watson stat		1.982150

ANEXO H – Teste ADF da série de preços domésticos (*LPd*) .

Null Hypothesis: PD has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.999770	0.1350
Test critical values:		
1% level	-4.006311	
5% level	-3.433278	
10% level	-3.140478	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PD)

Method: Least Squares

Date: 07/11/06 Time: 23:14

Sample (adjusted): 1991M12 2007M12

Included observations: 193 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PD(-1)	-0.068696	0.022900	-2.999770	0.0031
D(PD(-1))	0.309820	0.068650	4.513063	0.0000
C	0.181938	0.063788	2.852239	0.0048
@TREND(1991M10)	-0.000153	0.000121	-1.267151	0.2067
R-squared	0.121802	Mean dependent var		-0.002087
Adjusted R-squared	0.107863	S.D. dependent var		0.081404
S.E. of regression	0.076888	Akaike info criterion		-2.272415
Sum squared resid	1.117336	Schwarz criterion		-2.204795
Log likelihood	223.2881	F-statistic		8.737839
Durbin-Watson stat	1.985739	Prob(F-statistic)		0.000019

Null Hypothesis: PD has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.764508	0.0654
Test critical values:		
1% level	-3.464280	
5% level	-2.876356	
10% level	-2.574746	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PD)

Method: Least Squares

Date: 07/11/06 Time: 23:26

Sample (adjusted): 1991M12 2007M12

Included observations: 193 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PD(-1)	-0.052265	0.018906	-2.764508	0.0063
D(PD(-1))	0.296039	0.067891	4.360528	0.0000
C	0.126673	0.046623	2.716998	0.0072
R-squared	0.114342	Mean dependent var		-0.002087
Adjusted R-squared	0.105019	S.D. dependent var		0.081404
S.E. of regression	0.077011	Akaike info criterion		-2.274318
Sum squared resid	1.126828	Schwarz criterion		-2.223603
Log likelihood	222.4717	F-statistic		12.26482
Durbin-Watson stat	1.975969	Prob(F-statistic)		0.000010

Null Hypothesis: PD has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.552386	0.4768
Test critical values:		
1% level	-2.576999	
5% level	-1.942482	
10% level	-1.615606	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PD)

Method: Least Squares

Date: 07/11/06 Time: 23:27

Sample (adjusted): 1991M12 2007M12

Included observations: 193 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PD(-1)	-0.001263	0.002286	-0.552386	0.5813
D(PD(-1))	0.277337	0.068660	4.039283	0.0001
R-squared	0.079931	Mean dependent var		-0.002087
Adjusted R-squared	0.075114	S.D. dependent var		0.081404
S.E. of regression	0.078287	Akaike info criterion		-2.246564
Sum squared resid	1.170609	Schwarz criterion		-2.212753
Log likelihood	218.7934	Durbin-Watson stat		1.969714

ANEXO I – Teste PP da série de preços doméstico (*LPd*) .

Null Hypothesis: PD has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.772244	0.2095
Test critical values:		
1% level	-4.006059	
5% level	-3.433156	
10% level	-3.140406	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.006478
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.009294

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(PD)

Method: Least Squares

Date: 07/14/06 Time: 21:26

Sample (adjusted): 1991M11 2007M12

Included observations: 194 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PD(-1)	-0.055190	0.023694	-2.329302	0.0209
C	0.137824	0.066008	2.087974	0.0381
@TREND(1991M10)	-5.65E-05	0.000126	-0.449170	0.6538
R-squared	0.032959	Mean dependent var		-0.002941
Adjusted R-squared	0.022833	S.D. dependent var		0.082059
S.E. of regression	0.081117	Akaike info criterion		-2.170501
Sum squared resid	1.256779	Schwarz criterion		-2.119968
Log likelihood	213.5386	F-statistic		3.254870
Durbin-Watson stat	1.392861	Prob(F-statistic)		0.040736

Null Hypothesis: PD has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.779296	0.0631
Test critical values:		
1% level	-3.464101	
5% level	-2.876277	
10% level	-2.574704	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.006485
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.009234

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(PD)

Method: Least Squares

Date: 07/14/06 Time: 21:27

Sample (adjusted): 1991M11 2007M12

Included observations: 194 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PD(-1)	-0.049204	0.019550	-2.516808	0.0127
C	0.117646	0.048264	2.437558	0.0157
R-squared	0.031938	Mean dependent var		-0.002941
Adjusted R-squared	0.026896	S.D. dependent var		0.082059
S.E. of regression	0.080948	Akaike info criterion		-2.179755
Sum squared resid	1.258106	Schwarz criterion		-2.146066
Log likelihood	213.4362	F-statistic		6.334320
Durbin-Watson stat	1.399668	Prob(F-statistic)		0.012661

Null Hypothesis: PD has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.760242	0.3859
Test critical values:		
1% level	-2.576936	
5% level	-1.942473	
10% level	-1.615611	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.006686
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.008544

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(PD)

Method: Least Squares

Date: 07/14/06 Time: 21:29

Sample (adjusted): 1991M11 2007M12

Included observations: 194 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PD(-1)	-0.001896	0.002384	-0.795309	0.4274
R-squared	0.001980	Mean dependent var		-0.002941
Adjusted R-squared	0.001980	S.D. dependent var		0.082059
S.E. of regression	0.081978	Akaike info criterion		-2.159587
Sum squared resid	1.297040	Schwarz criterion		-2.142742
Log likelihood	210.4800	Durbin-Watson stat		1.423719

ANEXO J – Teste ADF da série de preços de importação (*LPm*) .

Null Hypothesis: PM6 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.591653	0.0331
Test critical values:		
1% level	-4.006311	
5% level	-3.433278	
10% level	-3.140478	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PM6)

Method: Least Squares

Date: 07/14/06 Time: 21:30

Sample (adjusted): 1991M12 2007M12

Included observations: 193 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PM6(-1)	-0.103490	0.028814	-3.591653	0.0004
D(PM6(-1))	0.179905	0.070996	2.534025	0.0121
C	0.327276	0.095704	3.419666	0.0008
@TREND(1991M10)	-0.000407	0.000175	-2.323240	0.0212
R-squared	0.084271	Mean dependent var		-0.005773
Adjusted R-squared	0.069735	S.D. dependent var		0.086701
S.E. of regression	0.083623	Akaike info criterion		-2.104482
Sum squared resid	1.321649	Schwarz criterion		-2.036861
Log likelihood	207.0825	F-statistic		5.797623
Durbin-Watson stat	1.946136	Prob(F-statistic)		0.000821

Null Hypothesis: PM6 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.900210	0.0472
Test critical values:		
1% level	-3.464460	
5% level	-2.876435	
10% level	-2.574788	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PM6)

Method: Least Squares

Date: 07/14/06 Time: 21:31

Sample (adjusted): 1992M01 2007M12

Included observations: 192 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PM6(-1)	-0.052515	0.018107	-2.900210	0.0042
D(PM6(-1))	0.171740	0.070075	2.450812	0.0152
D(PM6(-2))	-0.160873	0.070282	-2.288968	0.0232
C	0.141790	0.051436	2.756629	0.0064
R-squared	0.091308	Mean dependent var		-0.006248
Adjusted R-squared	0.076807	S.D. dependent var		0.086676
S.E. of regression	0.083281	Akaike info criterion		-2.112578
Sum squared resid	1.303918	Schwarz criterion		-2.044713
Log likelihood	206.8075	F-statistic		6.296905
Durbin-Watson stat	2.014303	Prob(F-statistic)		0.000430

Null Hypothesis: PM6 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.362678	0.1602
Test critical values:		
1% level	-2.577062	
5% level	-1.942491	
10% level	-1.615600	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PM6)

Method: Least Squares

Date: 07/14/06 Time: 21:32

Sample (adjusted): 1992M01 2007M12

Included observations: 192 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PM6(-1)	-0.002944	0.002161	-1.362678	0.1746
D(PM6(-1))	0.160178	0.071160	2.250961	0.0255
D(PM6(-2))	-0.180139	0.071144	-2.532045	0.0122
R-squared	0.054578	Mean dependent var		-0.006248
Adjusted R-squared	0.044574	S.D. dependent var		0.086676
S.E. of regression	0.084722	Akaike info criterion		-2.083370
Sum squared resid	1.356623	Schwarz criterion		-2.032471
Log likelihood	203.0035	Durbin-Watson stat		2.013443

ANEXO K – Teste PP da série de preços de importação (LPm) .

Null Hypothesis: PM6 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 2 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-3.249615	0.0780
Test critical values:		
1% level	-4.006059	
5% level	-3.433156	
10% level	-3.140406	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.007054
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.007999

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(PM6)

Method: Least Squares

Date: 07/14/06 Time: 21:35

Sample (adjusted): 1991M11 2007M12

Included observations: 194 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PM6(-1)	-0.087830	0.028382	-3.094615	0.0023
C	0.273880	0.094327	2.903516	0.0041
@TREND(1991M10)	-0.000322	0.000174	-1.846262	0.0664
R-squared	0.051792	Mean dependent var		-0.005784
Adjusted R-squared	0.041863	S.D. dependent var		0.086476
S.E. of regression	0.084647	Akaike info criterion		-2.085317
Sum squared resid	1.368529	Schwarz criterion		-2.034783
Log likelihood	205.2758	F-statistic		5.216337
Durbin-Watson stat	1.670005	Prob(F-statistic)		0.006227

Null Hypothesis: PM6 has a unit root

Exogenous: Constant

Bandwidth: 1 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.693920	0.0769
Test critical values:		
1% level	-3.464101	
5% level	-2.876277	
10% level	-2.574704	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.007180
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.008223

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(PM6)

Method: Least Squares

Date: 07/14/06 Time: 21:36

Sample (adjusted): 1991M11 2007M12

Included observations: 194 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PM6(-1)	-0.046817	0.017775	-2.633812	0.0091
C	0.126559	0.050618	2.500255	0.0132
R-squared	0.034870	Mean dependent var		-0.005784
Adjusted R-squared	0.029843	S.D. dependent var		0.086476
S.E. of regression	0.085176	Akaike info criterion		-2.077937
Sum squared resid	1.392952	Schwarz criterion		-2.044248
Log likelihood	203.5599	F-statistic		6.936965
Durbin-Watson stat	1.708418	Prob(F-statistic)		0.009132

Null Hypothesis: PM6 has a unit root

Exogenous: None

Bandwidth: 3 (Newey-West using Bartlett kernel)

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.249774	0.1940
Test critical values:		
1% level	-2.576936	
5% level	-1.942473	
10% level	-1.615611	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Residual variance (no correction)	0.007414
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.007246

Phillips-Perron Test Equation

Dependent Variable: D(PM6)

Method: Least Squares

Date: 07/17/08 Time: 13:37

Sample (adjusted): 1991M11 2007M12

Included observations: 194 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PM6(-1)	-0.002700	0.002176	-1.240323	0.2164
R-squared	0.003447	Mean dependent var		-0.005784
Adjusted R-squared	0.003447	S.D. dependent var		0.086476
S.E. of regression	0.086327	Akaike info criterion		-2.056207
Sum squared resid	1.438305	Schwarz criterion		-2.039362
Log likelihood	200.4520	Durbin-Watson stat		1.728825

ANEXO L – Teste ADF da série de quantidade importada na primeira diferença (DLQ).

Null Hypothesis: D(Q4) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 9 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.296780	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.008706	
5% level	-3.434433	
10% level	-3.141157	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(Q4,2)

Method: Least Squares

Date: 07/17/08 Time: 13:50

Sample (adjusted): 1992M09 2007M12

Included observations: 184 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(Q4(-1))	-2.837928	0.388929	-7.296780	0.0000
D(Q4(-1),2)	1.578228	0.362097	4.358572	0.0000
D(Q4(-2),2)	1.336470	0.331010	4.037555	0.0001
D(Q4(-3),2)	1.039321	0.296647	3.503557	0.0006
D(Q4(-4),2)	0.946896	0.260981	3.628225	0.0004
D(Q4(-5),2)	0.772466	0.227549	3.394733	0.0009
D(Q4(-6),2)	0.604876	0.192117	3.148480	0.0019
D(Q4(-7),2)	0.428832	0.150906	2.841722	0.0050
D(Q4(-8),2)	0.315932	0.114152	2.767635	0.0063
D(Q4(-9),2)	0.202513	0.070693	2.864666	0.0047
C	0.106193	0.082460	1.287812	0.1995
@TREND(1991M10)	-0.001028	0.000715	-1.437109	0.1525
R-squared	0.641931	Mean dependent var		0.000196
Adjusted R-squared	0.619032	S.D. dependent var		0.804334
S.E. of regression	0.496456	Akaike info criterion		1.500351
Sum squared resid	42.39264	Schwarz criterion		1.710021
Log likelihood	-126.0323	F-statistic		28.03227
Durbin-Watson stat	2.007252	Prob(F-statistic)		0.000000

ANEXO M – Teste ADF da série de Renda Real acumulada na segunda diferença (*D2LY*).

Null Hypothesis: $D(Y,2)$ has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 10 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-172.8883	0.0001
Test critical values:		
1% level	-4.009271	
5% level	-3.434706	
10% level	-3.141318	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: $D(Y,3)$

Method: Least Squares

Date: 07/17/08 Time: 13:53

Sample (adjusted): 1992M11 2007M12

Included observations: 182 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
$D(Y(-1),2)$	-11.96726	0.069220	-172.8883	0.0000
$D(Y(-1),3)$	9.967191	0.067152	148.4275	0.0000
$D(Y(-2),3)$	8.966834	0.063168	141.9518	0.0000
$D(Y(-3),3)$	7.966813	0.057581	138.3581	0.0000
$D(Y(-4),3)$	6.967426	0.050757	137.2695	0.0000
$D(Y(-5),3)$	5.969242	0.043067	138.6030	0.0000
$D(Y(-6),3)$	4.971959	0.034884	142.5278	0.0000
$D(Y(-7),3)$	3.975568	0.026592	149.5022	0.0000
$D(Y(-8),3)$	2.980124	0.018584	160.3598	0.0000
$D(Y(-9),3)$	1.985732	0.011258	176.3904	0.0000
$D(Y(-10),3)$	0.992365	0.005035	197.0767	0.0000
C	0.001563	0.009248	0.168993	0.8660
@TREND(1991M10)	-2.32E-06	7.97E-05	-0.029140	0.9768
R-squared	0.999308	Mean dependent var		-2.30E-05
Adjusted R-squared	0.999259	S.D. dependent var		2.072077
S.E. of regression	0.056412	Akaike info criterion		-2.843532
Sum squared resid	0.537805	Schwarz criterion		-2.614675
Log likelihood	271.7614	F-statistic		20336.24
Durbin-Watson stat	2.029470	Prob(F-statistic)		0.000000

ANEXO N – Teste ADF da série de preços domésticos na primeira diferença (DLPd) .

Null Hypothesis: D(PD) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.379729	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.006566	
5% level	-3.433401	
10% level	-3.140550	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PD,2)

Method: Least Squares

Date: 07/17/08 Time: 13:54

Sample (adjusted): 1992M01 2007M12

Included observations: 192 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PD(-1))	-0.807550	0.086095	-9.379729	0.0000
D(PD(-1),2)	0.088769	0.071267	1.245591	0.2145
C	-0.004440	0.011502	-0.386036	0.6999
@TREND(1991M10)	3.76E-05	0.000102	0.369706	0.7120
R-squared	0.384502	Mean dependent var		0.000929
Adjusted R-squared	0.374680	S.D. dependent var		0.098386
S.E. of regression	0.077801	Akaike info criterion		-2.248706
Sum squared resid	1.137970	Schwarz criterion		-2.180841
Log likelihood	219.8757	F-statistic		39.14792
Durbin-Watson stat	1.985327	Prob(F-statistic)		0.000000

ANEXO O – Teste ADF da série de preços de importação na primeira diferença (DLPm) .

Null Hypothesis: D(PM6) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.92834	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.006566	
5% level	-3.433401	
10% level	-3.140550	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(PM6,2)

Method: Least Squares

Date: 07/17/08 Time: 13:55

Sample (adjusted): 1992M01 2007M12

Included observations: 192 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(PM6(-1))	-1.028089	0.094076	-10.92834	0.0000
D(PM6(-1),2)	0.184463	0.071419	2.582828	0.0106
C	-0.018349	0.012578	-1.458774	0.1463
@TREND(1991M10)	0.000121	0.000111	1.092936	0.2758
R-squared	0.455178	Mean dependent var		-0.000480
Adjusted R-squared	0.446484	S.D. dependent var		0.114054
S.E. of regression	0.084855	Akaike info criterion		-2.075143
Sum squared resid	1.353655	Schwarz criterion		-2.007278
Log likelihood	203.2137	F-statistic		52.35555
Durbin-Watson stat	2.016925	Prob(F-statistic)		0.000000

ANEXO P – Teste de Johansen para co-integração das variáveis utilizadas na equação de demanda.

Date: 07/17/08 Time: 14:02

Sample (adjusted): 1992M03 2007M12

Included observations: 190 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: PM6 Q4 Y PD

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.243513	96.18016	63.87610	0.0000
At most 1 *	0.137014	43.15686	42.91525	0.0473
At most 2	0.048226	15.15912	25.87211	0.5613
At most 3	0.029901	5.767778	12.51798	0.4903

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.243513	53.02330	32.11832	0.0000
At most 1 *	0.137014	27.99774	25.82321	0.0255
At most 2	0.048226	9.391341	19.38704	0.6837
At most 3	0.029901	5.767778	12.51798	0.4903

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=I):

PM6	Q4	Y	PD	@TREND(91M11)
5.944625	-0.026655	2.292594	-5.762879	0.004788
-5.159862	0.554390	1.323713	3.150269	-0.012576
2.880370	0.426002	-0.254161	2.262095	0.019044
-6.283513	-0.940819	0.407145	5.587103	-0.020361

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(PM6)	-0.019582	0.016735	-0.005229	0.004725
D(Q4)	0.087120	-0.131093	0.005182	0.047685
D(Y)	-0.258767	-0.162988	-0.014821	-0.008956

D(PD)	0.006125	-0.003514	-0.014197	-0.000826	
<hr/>					
1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	206.3974		
<hr/>					
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
PM6	Q4	Y	PD	@TREND(91M11)	
1.000000	-0.004484	0.385658	-0.969427	0.000805	
	(0.02639)	(0.06083)	(0.10859)	(0.00055)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(PM6)	-0.116407				
	(0.03057)				
D(Q4)	0.517896				
	(0.21530)				
D(Y)	-1.538274				
	(0.28993)				
D(PD)	0.036408				
	(0.03010)				
<hr/>					
2 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	220.3963		
<hr/>					
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
PM6	Q4	Y	PD	@TREND(91M11)	
1.000000	0.000000	0.413627	-0.985057	0.000734	
		(0.06360)	(0.11345)	(0.00058)	
0.000000	1.000000	6.237425	-3.485791	-0.015850	
		(1.13467)	(2.02388)	(0.01030)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)					
D(PM6)	-0.202755	0.009799			
	(0.03921)	(0.00276)			
D(Q4)	1.194318	-0.074999			
	(0.27402)	(0.01932)			
D(Y)	-0.697279	-0.083461			
	(0.37124)	(0.02618)			
D(PD)	0.054541	-0.002111			
	(0.03980)	(0.00281)			
<hr/>					
3 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	225.0919		
<hr/>					
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)					
PM6	Q4	Y	PD	@TREND(91M11)	
1.000000	0.000000	0.000000	-0.321235	0.003122	
			(0.16956)	(0.00087)	
0.000000	1.000000	0.000000	6.524545	0.020153	
			(2.37790)	(0.01222)	
0.000000	0.000000	1.000000	-1.604883	-0.005772	
			(0.44583)	(0.00229)	

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(PM6)	-0.217817 (0.04162)	0.007572 (0.00347)	-0.021412 (0.01321)
D(Q4)	1.209245 (0.29177)	-0.072791 (0.02435)	0.024884 (0.09257)
D(Y)	-0.739970 (0.39520)	-0.089775 (0.03299)	-0.805230 (0.12539)
D(PD)	0.013649 (0.04139)	-0.008159 (0.00346)	0.012998 (0.01313)

ANEXO Q – Teste de Breusch-Godfrey para presença de autocorrelação dos resíduos.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	11.67040	Probability	0.000778
Obs*R-squared	11.33897	Probability	0.000759

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 07/17/08 Time: 14:07

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.581450	1.542772	-0.376887	0.7067
Y	0.001007	0.045940	0.021911	0.9825
PD	-0.079135	0.439708	-0.179971	0.8574
PM6	0.252978	0.428013	0.591051	0.5552
AR(1)	0.047284	0.033851	1.396832	0.1641
RESID(-1)	-0.271897	0.079591	-3.416196	0.0008

R-squared	0.058448	Mean dependent var	1.62E-12
Adjusted R-squared	0.033407	S.D. dependent var	0.476013
S.E. of regression	0.467995	Akaike info criterion	1.349720
Sum squared resid	41.17557	Schwarz criterion	1.450787
Log likelihood	-124.9228	F-statistic	2.334079
Durbin-Watson stat	2.024672	Prob(F-statistic)	0.043795

ANEXO R – Teste de White para presença de heteroscedasticidade.

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	3.487360	Probability	0.002720
Obs*R-squared	19.52292	Probability	0.003366

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 07/17/08 Time: 14:09

Sample: 1991M11 2007M12

Included observations: 194

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.352495	5.476097	0.794817	0.4277
Y	-0.954687	0.940420	-1.015171	0.3113
Y^2	0.036953	0.037843	0.976480	0.3301
PD	3.337598	1.970653	1.693651	0.0920
PD^2	-0.761470	0.401570	-1.896233	0.0595
PM6	-1.470572	1.559449	-0.943007	0.3469
PM6^2	0.324883	0.268862	1.208362	0.2284
R-squared	0.100634	Mean dependent var		0.225421
Adjusted R-squared	0.071777	S.D. dependent var		0.375628
S.E. of regression	0.361896	Akaike info criterion		0.840496
Sum squared resid	24.49117	Schwarz criterion		0.958409
Log likelihood	-74.52815	F-statistic		3.487360
Durbin-Watson stat	1.822442	Prob(F-statistic)		0.002720

ANEXO S – Teste de White com termos cruzados para presença de heteroscedasticidade.

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	4.555798	Probability	0.000020
Obs*R-squared	35.35265	Probability	0.000052

Test Equation:

Dependent Variable: RESID²

Method: Least Squares

Date: 07/17/08 Time: 14:11

Sample: 1991M11 2007M12

Included observations: 194

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.289439	5.293249	-0.810360	0.4188
Y	-0.060001	0.815172	-0.073606	0.9414
Y ²	0.012198	0.035202	0.346509	0.7294
Y*PD	0.221847	0.271606	0.816796	0.4151
Y*PM6	-0.294012	0.247754	-1.186708	0.2369
PD	-0.933178	3.839038	-0.243076	0.8082
PD ²	1.657945	0.940953	1.761985	0.0797
PD*PM6	-3.580954	1.724896	-2.076041	0.0393
PM6	4.468301	3.591277	1.244209	0.2150
PM6 ²	1.431821	0.727551	1.968001	0.0506
R-squared	0.182230	Mean dependent var		0.225421
Adjusted R-squared	0.142231	S.D. dependent var		0.375628
S.E. of regression	0.347891	Akaike info criterion		0.776315
Sum squared resid	22.26917	Schwarz criterion		0.944761
Log likelihood	-65.30253	F-statistic		4.555798
Durbin-Watson stat	2.018395	Prob(F-statistic)		0.000020

ANEXO T – Saída do modelo utilizado para estimar a elasticidade-preço do arroz em casca do Mercosul – corrigidos as violações de homocedasticidade e ausência de autocorrelação.

Dependent Variable: LQ

Method: Least Squares

Date: 07/02/06 Time: 22:56

Sample (adjusted): 1991M11 2007M12

Included observations: 194 after adjustments

Convergence achieved after 10 iterations

White Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors & Covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	19.05651	1.797424	10.60212	0.0000
LY	0.127510	0.062493	2.040406	0.0427
LPd	1.432498	0.535376	2.675686	0.0081
LPm	-2.955997	0.433572	-6.817783	0.0000
AR(1)	0.909690	0.032144	28.30072	0.0000
R-squared	0.769242	Mean dependent var		15.96253
Adjusted R-squared	0.764359	S.D. dependent var		0.990926
S.E. of regression	0.481024	Akaike info criterion		1.399636
Sum squared resid	43.73161	Schwarz criterion		1.483860
Log likelihood	-130.7647	F-statistic		157.5103
Durbin-Watson stat	2.424155	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.91			