

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

**TRANSMISSÃO DE PREÇOS DO TRIGO ENTRE
PAÍSES DO MERCOSUL E ESTADOS UNIDOS NO
PERÍODO DE 1995-2005**

DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

Taize de Andrade Machado Lopes

Santa Maria, RS, Brasil

2008

TRANSMISSÃO DE PREÇOS DO TRIGO ENTRE PAÍSES DO MERCOSUL E ESTADOS UNIDOS NO PERÍODO DE 1995-2005

Por

Taize de Andrade Machado Lopes

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

Orientador: Prof. Dr. Clailton Ataídes de Freitas

Santa Maria, RS, Brasil

2008

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

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

**TRANSMISSÃO DE PREÇOS DO TRIGO ENTRE
PAÍSES DO MERCOSUL E ESTADOS UNIDOS NO
PERÍODO DE 1995-2005**

elaborada por

Taize de Andrade Machado Lopes

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

COMISSÃO EXAMINADORA:

Prof. Dr. Clailton Ataídes de Freitas (UFSM)

Prof. Dr. Paulo Ricardo Feistel (UFSM)

Prof. Dr. Tiago Wickstrom Alves (UNISINOS)

Santa Maria, 11 de setembro de 2008

AGRADECIMENTOS

Expresso meus agradecimentos

Ao meu esposo, Vanderlei, que sempre esteve ao meu lado em qualquer situação...

A minha família, meu pai, minhas irmãs, Antônio, Clara e meu irmãozinho Lucas...

Ao meu orientador, que com paciência e competência orientou a realização deste trabalho;

Em especial aos professores do Curso de Ciências Econômicas, Adayr Ilha e Ricardo Rondinel, pelos ensinamentos de vida e amizade;

Às amigas e colegas Cleusa Petri, Cleusa Stochero, Luciane Rubin e Manú, pela força quando precisei...

Às colegas de turma Fabi Fróis e Alessandra Gazzaneo, pelos momentos de estudo e de amizade...

Também a secretária do Mestrado, D. Maristela, o qual sempre esteve pronta a me ajudar quando precisei...

De forma especial, agradeço minha mãe (*in memoriam*), minha incentivadora, que fez grandes sacrifícios para sempre me dar o melhor...

E principalmente a Deus, que me dá saúde e força para transpor os obstáculos que passei e que ainda vou enfrentar.

RESUMO

Dissertação de Mestrado
Programa de Pós-Graduação em Integração Latino-Americana
Universidade Federal de Santa Maria

TRANSMISSÃO DE PREÇOS DO TRIGO ENTRE PAÍSES DO MERCOSUL E ESTADOS UNIDOS NO PERÍODO DE 1995-2005

AUTOR: Taize de Andrade Machado Lopes
ORIENTADOR: Prof. Dr. Clailton Ataides de Freitas
Data e Local de Defesa: Santa Maria, 11 de setembro de 2008

Resumo: O objetivo da presente dissertação é responder se há transmissão de preços entre os mercados de trigo na Argentina, Brasil, Uruguai e Estados Unidos, ou seja, se estes mercados são espacialmente integrados. Para verificar se existe tal integração utilizam-se os testes de DF, DFA, de Johansen e o teste de causalidade de Granger, respectivamente. Os resultados demonstram que os preços do trigo dos Estados Unidos participam efetivamente do equilíbrio de longo prazo dos preços no Brasil, enquanto a variação de preços na Argentina e o Uruguai não foram estatisticamente significativas para a formação dos preços no Brasil. A função impulso-resposta demonstrou que após um choque de preços, o preço do trigo no Brasil leva aproximadamente 13 meses para voltar ao equilíbrio, isto é, os desequilíbrios são corrigidos lentamente. A decomposição da variância dos erros indica que os erros de previsão são explicados significativamente pelos preços do trigo nos Estados Unidos. No que se refere às relações de curto prazo, a regressão em primeira diferença dos preços do trigo para o Brasil e Argentina apresentou os coeficientes significativos e responde positivamente aos choques. Os resultados para o Uruguai e Estados Unidos não se mostraram significativos em um nível de significância de 5%. O coeficiente obtido do termo de erro significativo demonstra que a discrepância de cerca de 39% entre as variáveis explicativas e a variável dependente está sendo corrigida do período anterior para o atual, a cada mês.

Palavras-chave: Trigo, Integração de Preços, Brasil, Argentina, Uruguai, Estados Unidos.

ABSTRACT

Master's Dissertation
Graduation Program in Latin American Integration
Universidade Federal de Santa Maria

WHEAT PRICE TRANSMISSION BETWEEN MERCOSUR COUNTRIES AND THE UNITED STATES IN THE PERIOD OF 1995-2005

AUTHOR: Taize de Andrade Machado Lopes
ADVISER: Prof. Dr. Clailton Ataídes de Freitas
Defense Place and Date: Santa Maria, September 11th, 2008

Abstract: The aim of this dissertation is at answering the question if there was price transmission to the wheat market at Argentina, Brazil, Uruguay and the United States, or more specifically, if these markets are spatially integrated. To verify if existed price co-integration among the wheat markets from Argentina, Brazil, Uruguay and the North American market it was used the DF test, DFA, Johansen and Granger test. The results demonstrate that the wheat prices in the United States effectively participate of the long-term equilibrium, meaning that Argentina and Uruguay not have significant for the formation of prices in Brazil. The function impulse-response demonstrated that after a price chock, the wheat prices in Brazil takes nearly 13 months to get back to an equilibrium state, that is, the instabilities are corrected slowly. The decomposition of the error variance indicates that the prevision errors are expressively explained by the wheat prices in the United States. In regarding to the short-term relations, the first difference in wheat prices to Brazil and Argentina have a significant coefficient at a 95% confidence level, that is, it responds positively to the chokes. The results for the United States and Uruguay did not demonstrate to be significant in a 5% significance level. The coefficient obtained from the error significant term demonstrates that the discrepancy of about 39% among the explaining variables and the dependent variable it is being corrected from the prior period to the actual period each month.

Key words: Wheat, Prices Integration, Brazil, Argentina, Uruguay, United States.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 – Série histórica de preços do trigo, países selecionados, 1995-2005.....	19
Gráfico 2 – Comércio regional sem custos de transferência.....	20
Gráfico 3 – Gráfico da função autocorrelação para a série da Argentina.....	32
Gráfico 4 – Gráfico da função autocorrelação para a série de preços do Brasil.....	33
Gráfico 5 – Gráfico da função autocorrelação para a série de preços do Uruguai....	33
Gráfico 6 – Gráfico da função autocorrelação para a série de preços dos Estados Unidos.....	34
Gráfico 7 – Gráfico da função autocorrelação para a série de preços dos Estados Unidos.....	35
Gráfico 8 – Gráfico da função autocorrelação para a série de preços do Uruguai.....	37
Gráfico 9 – Gráfico da função autocorrelação para a série de preços da Argentina.....	36
Gráfico 10 – Gráfico da função autocorrelação para a série de preços do Brasil.....	36
Gráfico 11 – Função impulso resposta do choque de uma unidade de desvio padrão para o preço do trigo no Brasil.....	41
Gráfico 12 – Função impulso resposta do choque de uma unidade de desvio padrão.....	42

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Oferta e demanda anual de trigo no Brasil para períodos selecionados.....	16
Tabela 2 – Exportação, importação e produção de trigo no Mercosul para períodos selecionados.....	18
Tabela 3 – Teste de estacionariedade para as séries de preços da Argentina, Brasil, Uruguai e Estados Unidos.....	34
Tabela 4 – Teste de causalidade de Granger.....	37
Tabela 5 – Critérios de seleção para a escolha da ordem de defasagem do modelo.....	37
Tabela 6 – Teste de co-integração de Johansen*.....	38
Tabela 7 – Teste de co-integração de Johansen para os vetores.....	39
Tabela 8 – Resultados da estimação da regressão.....	39
Tabela 9 – Resultados da estimação da regressão, com restrição a variável preços do trigo no Uruguai e Argentina.....	40
Tabela 10 – Decomposição da variância dos erros de previsão de PBRA.....	43
Tabela 11 – Modelo vetorial de correção de erros. Brasil como variável explicada.....	43

LISTA DE ANEXOS

Anexo 1 – Teste ADF para Argentina.....	51
Anexo 2 – Teste ADF para Uruguai.....	52
Anexo 3 – Teste ADF para Brasil.....	53
Anexo 4 – Teste ADF para EUA.....	54
Anexo 5 – Teste ADF após a diferenciação – Argentina.....	55
Anexo 6 – Teste ADF após diferenciação dos dados – Estados Unidos.....	56
Anexo 7 – Teste ADF após diferenciação para série de preços do Uruguai.....	57
Anexo 8 – Teste ADF após diferenciação – Brasil.....	58
Anexo 9 – Teste de causalidade de Granger.....	59
Anexo 10 – Teste de causalidade de Granger.....	59
Anexo 11 Teste de causalidade de Granger.....	60
Anexo 12 - Teste de Johansen.....	60
Anexo 12A – Teste de Johansen.....	61
Anexo 12B – Teste de Johansen.....	63
Anexo 12C – Teste de Johansen.....	64
Anexo 12D – Teste de Johansen.....	65
Anexo 13 – Teste para análise de tendência nos preços do trigo para Uruguai.....	66
Anexo 14 – Teste para análise de tendência nos preços do trigo para Brasil.....	67
Anexo 15 – Teste para análise de tendência nos preços do trigo para Argentina.....	68
Anexo 16 – Teste para análise de tendência nos preços do trigo para Estados Unidos.....	68
Anexo 17 – Vetores de co-integração.....	69
Anexo 18 – Função impulso resposta.....	69
Anexo 19 – ADF para resíduos.....	70
Anexo 20 – Função autocorrelação para resíduos.....	71
Anexo 21 – Teste de tendência para resíduos.....	72
Anexo 22 – Teste de Phillips-Perron – Brasil.....	72
Anexo 23 – Teste de Phillips-Perron – Urugua.....	73
Anexo 24 – Teste de Phillips-Perron – Estados Unidos.....	73
Anexo 25 – Teste de Phillips-Perron – Argentina.....	73
Anexo 26 – PP Brasil – primeira diferença.....	73

Anexo 27 – PP Uruguai – primeira diferença.....	74
Anexo 28 – PP Argentina – primeira diferença.....	74
Anexo 29 – PP Estados Unidos – primeira diferença.....	74
Anexo 30 – Resultados da estimação da regressão.....	74
Anexo 30A – Resultados da regressão – variável Argentina e Uruguai restringida...	75
Anexo 31 – Critério de seleção da ordem VAR.....	76
Anexo 32 – Mecanismo de correção de erros.....	76
Anexo 33 – Tendência de crescimento para a produção de trigo no Brasil (1992-2006).....	77
Anexo 34 - Tendência de crescimento para consumo de trigo no Brasil (1992-2006).....	78
Anexo 35 – Consumo e produção de trigo no Uruguai.....	79
Anexo 36 – Decomposição da variância para PBRA.....	79

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	12
2 O MERCADO TRITÍCOLA NA ARGENTINA, BRASIL E URUGUAI.....	14
2.1 Mercado tritícola no Brasil.....	14
2.2 Mercado Tritícola na Argentina e Uruguai.....	17
2.3 Os preços no mercado tritícola.....	18
3 INTEGRAÇÃO DE MERCADOS E LEI DO PREÇO ÚNICO.....	20
3.1 Integração de mercados.....	20
3.2 Lei do Preço Único (LPU) e a integração espacial dos preços: o estado das artes no Brasil.....	21
4 METODOLOGIA.....	27
4.1 Testes para detectar estacionariedade.....	27
4.2 Procedimento de Johansen.....	29
4.3 Fonte e a base de dados.....	31
5 ANÁLISE DE RESULTADOS.....	32
REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA.....	47
6 CONCLUSÃO	53
ANEXOS.....	51

1 INTRODUÇÃO

O fenômeno da globalização e integração econômica, as reformas institucionais empreendidas no mercado interno que objetivam o comércio internacional, bem como a redução dos gastos do Governo com política agrícola, tem propiciado importantes mudanças na economia dos países, envolvendo reduções nos custos do comércio e potencializando reduções nos custos de arbitragem no comércio internacional.

No que se refere aos preços agrícolas, à dinâmica da formação dos mesmos modificou-se com o aprofundamento da abertura comercial na década de 1990, principalmente com a formação do Mercado Comum do Sul (MERCOSUL), e com a diminuição do papel do Estado na economia. Isso propiciou o aumento da influência das variáveis externas sobre os preços internos.

Quando os preços são determinados de maneira interdependente no sentido de que as alterações de preços em um mercado são transmitidas aos preços em outros mercados, tem-se caracterizado os chamados mercados integrados, o qual tem como fundamento teórico a Lei do Preço Único (LPU). A proposição dessa Lei é de que na ausência de barreiras ao comércio, os mecanismos de arbitragem garantirão que o preço de um mesmo bem em países distintos, expresso em moeda comum, não pode diferir em valor superior aos custos de transação. Essa relação pode ser interpretada como uma relação que se cumpre em longo prazo, sem excluir a possibilidade de que desajustes ocorram no curto prazo (Costa e Ferreira Filho, 2000).

Nesse sentido, integração espacial de mercados se refere à medida do grau de integração de mercados, ou seja, por um lado, existem mercados completamente isolados e, por outro, aqueles perfeitamente integrados, sendo importante na medida em que pode ocorrer transmissão de preços indiretamente, ou seja, não é necessário que duas regiões sejam parceiras diretas de comércio para existir alto grau de integração entre elas. Por exemplo, supondo a existência de duas localidades "A" e "B", ambas fornecedoras de determinado bem para uma localidade "C". As localidades "A" e "B" podem estar fortemente integradas, apesar de não comerciarem diretamente. É justamente a ligação comercial com "C" que pode fazer que "A" e "B" estejam integradas. Sendo assim, choques de preços podem ser transmitidos,

indiretamente, por meio da rede de comércio via ligações de comércio entre regiões a ela conectadas (Fackler e Goodwin, 2000 *apud* Fontes et al, 2005).

Com esse pano de fundo, pode-se colocar a seguinte questão: os mercados de trigo da Argentina, Brasil, Uruguai e Estados Unidos são espacialmente integrados? Isto é, há transmissão de preços do trigo entre estes países?

Para verificar se existe integração de preços entre os mercados em estudo, é utilizado o teste de Johansen nas séries históricas de preços da Argentina, Brasil, Uruguai e Estados Unidos. A presente dissertação tem como objetivo geral descobrir em que medida os preços do trigo nos países em estudo têm apresentado comportamento comum de longo prazo. E como objetivos específicos, estudar o comportamento conjuntural do mercado de trigo na Argentina, Brasil e Uruguai, especificamente relacionado à produção, preço, exportação e importação.

O presente trabalho está constituído de seis capítulos, sendo que o primeiro deles é contemplada com a presente Introdução. No Capítulo 2 analisa-se o mercado do trigo no que diz respeito à produção, consumo e comércio mundial, no que se refere à Argentina, Brasil e Uruguai; no Capítulo 3 estuda-se a teoria da integração dos mercados. O Capítulo 4 é contemplado pela explanação do método a ser utilizado e o Capítulo 5 verifica se existe integração dos preços do mercado de trigo na Argentina, Brasil, Uruguai e Estados Unidos através do procedimento de Johansen para o período de janeiro de 1995 a setembro de 2005. Finalmente, no Capítulo seis será feita às considerações finais do trabalho.

2 O MERCADO TRITÍCOLA NA ARGENTINA, BRASIL E URUGUAI

O trigo, sendo essencial na alimentação humana, é um dos produtos mais importantes no mercado internacional, caracterizando-se como um dos grãos mais comercializados do mundo. Entretanto, apresenta grande sensibilidade diante de choques de oferta e demanda.

No caso de choques de oferta, fatores de ordem climática, como geada, incidência de pragas, excesso ou falta de chuva, entre outros, podem contribuir para alteração da quantidade ofertada de produtos agrícolas e ter reflexos importantes sobre o nível de preços da economia. Pelo lado da demanda, os preços do setor agrícola também são influenciados pelas mudanças dos rumos da política econômica, como alterações nas alíquotas de importação, taxas de câmbio, política monetária, etc (Margarido e Barros, 2000).

No que se refere ao Mercosul, a Argentina é importante produtor do mesmo, enquanto o Brasil é importante importador dessa *commodity*. Nos subitens seguintes analisa-se mais detidamente o mercado do trigo destes países do Mercosul.

2.1 Mercado tritícola no Brasil

No que se refere ao Brasil, à política de preço mínimo para o trigo até 1988 levou em conta o preço interno da produção e pressões dos produtores. Assim, os preços praticados nos principais Estados produtores (RS e PR), de 1986 a 1988 foram superiores aos preços internacionais em virtude da política de compra do Governo Federal. A partir de 1989 teve início o processo de estabelecimento de preço mínimo semelhante ou inferior aos preços das principais Bolsas mundiais de comércio de trigo, sendo que a partir de 1990, os preços internos foram formados a partir de cotações externas. O fim da intervenção do Governo no setor tritícola significou a perda de reserva de domínio de mercado interno para os produtores, que passaram a concorrer com a *commodity* importada (Tomasini e Ambrosi, 1998).

De acordo com Tomasini e Ambrosi (1998), a política de abertura comercial do Brasil, que no início parecia afetar só os produtores de grão, foi aproveitada pelo setor de moagem para importar trigo com menor preço do que o nacional e de

melhor qualidade. O setor moageiro também passou a sofrer concorrência de produtos acabados (pão, biscoitos, etc.) e de grandes quantidades de farinha de trigo.

Além disso, em decorrência de vários fatores como a necessidade de o agricultor diversificar riscos e problemas de doenças do sistema radicular resultantes da monocultura de inverno, o trigo evoluiu de uma cultura predominante para condição de cultura componente de sistema de produção de grãos, principalmente na sucessão trigo/soja (Tomasini e Ambrosi, 1998). Para Colle (1998), a cultura do trigo apresenta problemas de viabilidade econômica em parte das lavouras. Entre os fatores que representam ameaça negativa à comercialização desse produto no Brasil, estão os custos de produção, os fatores edafoclimáticos e altos custos financeiros embutidos na comercialização.

Os custos de produção do trigo no Brasil são mais elevados do que na Argentina, principalmente pela fertilidade natural do solo argentino e o regime de chuvas, aliado ao clima seco na colheita. O clima úmido e o solo com menor fertilidade natural vis-à-vis aos da Argentina, mesmo aptos ao cultivo do trigo, faz com que lavouras brasileiras necessitem de tratamento fitossanitário, elevando os custos de produção. Segundo Jacobsen (2000), possuindo condições edafoclimáticas mais favoráveis, o uso de fertilizantes e produtos fitossanitários é menor na Argentina do que no Rio Grande do Sul, principal produtor do Brasil, sendo os insumos responsáveis pelas diferenças entre os custos variáveis.

No Brasil, as perspectivas para a triticultura melhoraram depois da desvalorização do real em 1999 e subseqüentes alterações cambiais que culminaram com a taxa de R\$ 2,74 por dólar em 2001. Esta conjuntura estimulou os agricultores a ampliarem as áreas de cultivo. A produção está basicamente concentrada na Região Sul, sendo o Estado do Paraná o maior produtor (53%), seguido do Rio Grande do Sul (36%) e Santa Catarina (3%). Recentemente, a produção vem se expandindo para região dos cerrados, em decorrência dos avanços tecnológicos (Silva, 2002).

Embora a produção de trigo tenha crescido em média 242 toneladas entre a safra de 1992 a 2006 (Anexo 33), o volume produzido é insuficiente para atender o montante demandado no mercado interno, como pode ser verificado na Tabela 1. O consumo, para o período de 1992/2006 cresceu em média 264 toneladas (Anexo

34). Na safra 2005/06 menos da metade do consumo foi suprido através da produção brasileira. Somente na safra 2003/04 e 2004/05, a produção de trigo brasileiro conseguiu suprir pelo menos metade da demanda pelo produto. Durante todo o período em estudo, em média, somente 33,50% da demanda brasileira foi suprida por sua própria produção.

Tabela 1 – Oferta e demanda anual de trigo no Brasil para períodos selecionados

Safra	Produção (A)	Consumo (B)	A/B (%)
1992/93	2.739	7.769	35,26
1993/94	2.052	7.940	25,84
1994/95	2.138	7.674	27,86
1995/96	1.524	7.839	19,45
1996/97	3.197	8.237	38,82
1997/98	2.406	8.367	28,77
1998/99	2.187	9.340	23,42
1999/00	2.402	9.975	24,09
2000/01	1.658	9.338	17,76
2001/02	3.194	10.210	31,29
2002/03	2.913	9.980	29,20
2003/04	5.851	10.174	57,51
2004/05	5.845	10.333	56,58
2005/06	4.873	11.089	43,95
Média	3.070	9.162	33,50

Fonte: Elaboração própria baseado em ABITRIGO (2007).

Notas: Milhões de toneladas.

A partir de 2000, após a desvalorização cambial no Brasil e com a melhora dos preços externos do trigo, as importações tornaram-se mais custosas. Pode-se notar que da safra 2001/02 a 2005/06 o volume produzido foi em média de 4.535.000 toneladas, enquanto entre as safras de 1994/95 a 1999/00, este volume era em média de 2.309.000 toneladas. As compras de trigo argentino que representavam 95% do total no ano de 2000, descendem para 89% no ano de 2003 (Brum et al, 2005). Ainda assim, a Argentina permanece como o grande provedor de trigo para o Brasil. Desde a criação do Mercosul, em 1991, o Brasil vem dando preferência ao produto argentino, sobretudo a partir de sua consolidação como zona de livre comércio. A partir de 1995, o Uruguai também se configura como provedor do Brasil, porém em quantidades muito pequenas (Brum et al, 2005).

Devido aos acordos com o Mercosul, o trigo em grão passou a ser isento de imposto de importação no que se refere aos países de dentro do bloco. A Argentina caracteriza-se como grande produtor e concorrente dos Estados Unidos nas vendas

para o Brasil. Na Argentina, apesar da área plantada em 2006 ter caído 869.000 ha, o rendimento aumentou 562 kg/ha, passando para 2.635 kg/ha. em comparação com 2005. Projeções da USDA (*apud* López, 2006), indicam que a Argentina aumentará sua participação no mercado mundial de trigo de 7% no ano 2005/06 para 10% em 2014/15.

2.2 Mercado Triticola na Argentina e Uruguai

A região tritícola argentina compreende Buenos Aires, Santa Fé, Córdoba, La Pampa e Entre Rios. Na Argentina, a produção de trigo é desenvolvida principalmente em um sistema misto de pecuária-agricultura e apenas em poucos casos, como no norte da região pampeana, utilizam-se cultivares de trigo de ciclo mais curto e assim, os produtores cultivam soja após o cereal, proporcionando uma dupla exploração em um ano. A concentração geográfica da produção possibilita maior eficiência no planejamento logístico, com preços médios de fretes inferiores aos do Brasil (Jacobsen, 2000).

Através da Tabela 2 é possível ver a superioridade argentina na produção tritícola do Mercosul. Em média, a Argentina exportou 8.533 milhões de toneladas de trigo, importando somente 74 mil toneladas, no período 1992-2005. Para o Brasil, a situação é oposta. No mesmo período, o Brasil importou cerca de 6.563.000 toneladas. O Uruguai importou em torno de 102.000 toneladas de trigo e apresenta uma pequena produção, se comparado com os outros países. Quanto aos preços, pode-se dizer que Uruguai e Argentina possuem médias iguais, enquanto a média brasileira é cerca de 14% inferior.

Tabela 2 – Exportação, importação e produção de trigo no Mercosul para períodos selecionados

	Argentina				Brasil				Uruguai			
	Produção†	X†	M†	Preço‡	Produção†	X†	M†	Preço‡	Produção†	X†	M†	Preço‡
1992	9.995	6.355	34	99	2.796	118	4.536	127	342	49	219	124
1993	9.736	6.109	29	134	2.197	126	5.907	119	344	31	70	131
1994	11.406	5.624	103	122	2.096	109	6.963	134	387	4	88	132
1995	9.542	7.313	81	177	1.534	162	7.649	155	393	96	24	152
1996	16.106	3.989	44	203	3.293	198	8.661	187	650	104	70	205
1997	15.086	9.677	51	143	2.489	229	5.629	139	505	194	41	130
1998	12.600	11.169	116	112	2.270	343	6.878	132	559	209	54	119
1999	15.478	9.483	40	109	2.462	440	7.193	108	384	115	39	103
2000	16.146	11.735	40	108	1.661	255	7.852	118	324	40	49	113
2001	15.427	11.498	38	122	3.365	451	7.331	106	144	32	87	122
2002	12.300	9.611	8	129	3.106	619	6.752	86	206	12	263	74
2003	14.532	6.489	15	130	6.153	643	6.697	90	326	14	292	148
2004	15.959	9.976	295	184	5.818	1.323	4.847	102	532	10	98	194
2005	12.574	10.431	147	252	4.658	156	4.988	128	387	86	32	282
Média	13.349	8.533	74	145	3.136	369	6.563	124	392	71	102	145

Notas: † 1.000 toneladas. X é exportação e M é importação; ‡ Valores em dólares. Fonte: Elaboração própria a partir de dados da FAO

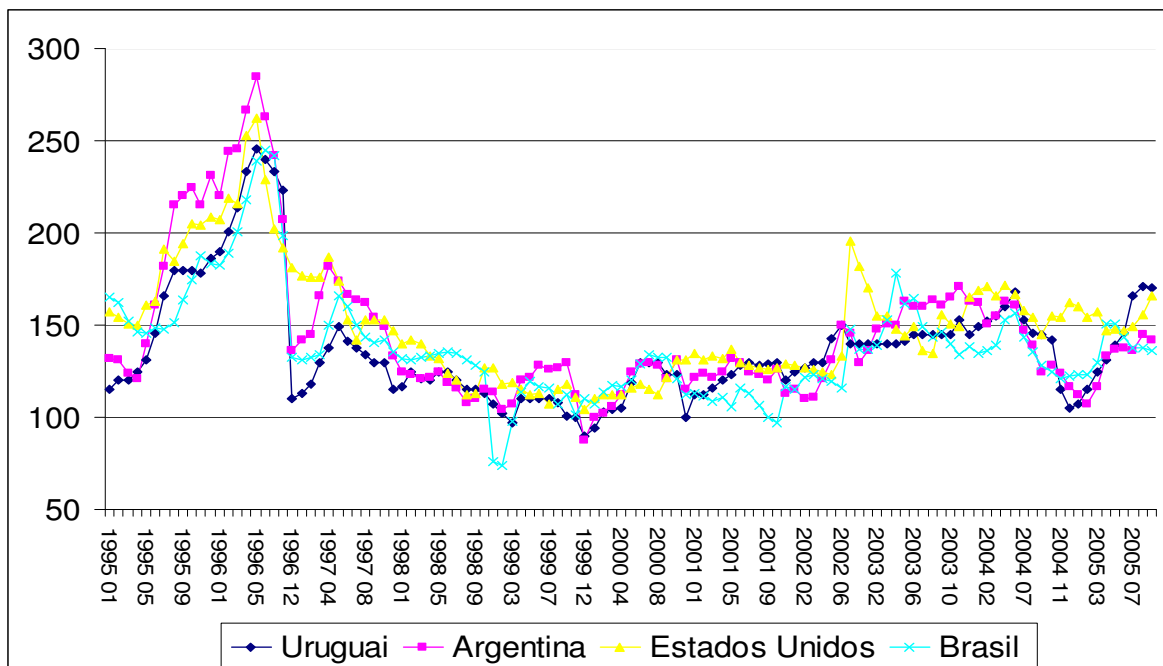
A Argentina, mesmo sendo importante produtor mundial de trigo, não tem o poder de influenciar seu preço, limitando-se a acompanhar a tendência dos valores praticados nas Bolsas norte-americanas. Segundo Jacobsen (2000), a oferta mundial de trigo é fortemente influenciada pelos países do hemisfério norte, assim a produção argentina aparece corrigindo ou acentuando tendências já delineadas.

2.3 Os preços no mercado tritícola

Apesar de o Mercosul ter papel de destaque na produção agrícola, sua capacidade na determinação de preços de produtos agrícolas de exportação é pequena comparado aos grandes produtores agrícolas, como Estados Unidos e União Européia. Mesmo os preços domésticos da maioria dos produtos agrícolas exportáveis estão fortemente dependentes de acontecimentos do mercado internacional (Margarido e Barros, 2000).

Os preços do trigo, como se verifica no Gráfico 1, apresentaram tendência de baixa de 1996 a 2002 nos países do Mercosul.

Gráfico 1 – Série histórica de preços do trigo, países selecionados, 1995-2005



Fonte: IPEA, para dados do Brasil e Ministério da Ganadería do Uruguai, para série do Uruguai, Argentina e Estados Unidos.

Para o Ministério da Agricultura e Pecuária do Equador (2006), os mercados externos de trigo atravessaram um período de forte tendência negativa dos preços a partir de meados de 1996, ocasionando retração da demanda. Isso se deve a fatores como expansão das áreas plantadas, ante ao estímulo das altas cotações de 1995 e início de 1996; a crise financeira desencadeada em fins de 1997 e prolongada durante 1998.

No Brasil, a desvalorização do real frente ao dólar, em 2001, funcionou como uma rede de proteção ao agronegócio do trigo. Estes eventos pressionaram os preços internos, o que dificultou a expansão da demanda pelo produto e por outro lado, o preço elevado do trigo importado transformou-se em piso estável as cotações domésticas, estimulando o aumento da produção (Café et al, 2003).

Assim, em anos em que a importação do produto se torna cara, o produtor brasileiro sente-se estimulado a plantar, aumentando a produção e diminuindo conseqüentemente as importações. No ano de 1995, quando o preço do trigo era de US\$ 155 ton., a produção no Brasil era de 1.534.000 ton. Em 1996, quando o preço estava em torno de US\$ 187, a produção aumentou em cerca de 1.760.000 de toneladas. O aumento da produção se reflete no ano de 1997, com queda no volume das importações no valor de 35% (FAO, 2008).

3 INTEGRAÇÃO DE MERCADOS E LEI DO PREÇO ÚNICO

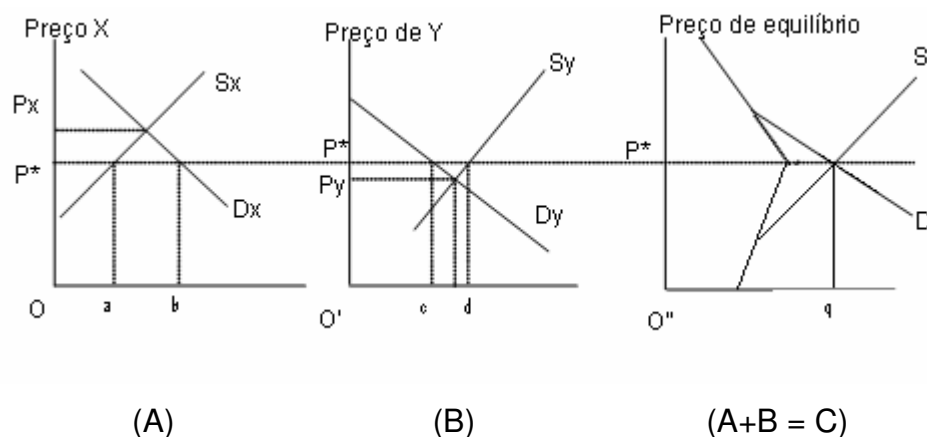
3.1 Integração de mercados

A integração de mercado é um processo pelo qual os preços de *commodities* idênticas não se comportam de forma independente. Baulch (1997) acredita que sem a integração espacial dos mercados na agricultura, os preços não serão transmitidos entre diferentes regiões, mas serão temporários e os produtores agrícolas não se especializarão segundo as vantagens comparativas.

Para Barret (1996), se dois mercados estão integrados, choques de preço em um mercado devem ser sentidos em outros mercados para o mesmo bem. Para mercados segmentados, os preços devem ser serialmente independentes. Além disso, mercados segmentados são menos competitivos, porque por serem mercados menores são mais suscetíveis ao aparecimento de monopólios naturais devido à escala de produção mínima.

Barros (2007) analisa, através de análise de equilíbrio parcial, a dimensão espacial dos preços no processo de comercialização de produtos agrícolas entre duas regiões separadas (X e Y). Se não houver comércio entre elas, sabe-se que o preço em cada região (P_x e P_y) será determinado em função das curvas de oferta e demanda de cada bem.

Gráfico 2 – Comércio regional sem custos de transferência



Fonte: Barros, 2007

Supondo que haja comércio entre as duas regiões X e Y e ignorando o custo de transferência do produto entre as regiões, será lucrativo transferir o produto

de Y para X uma vez que $P_x > P_y$. A tendência, então, é de que o fluxo do produto de Y para X continue até que o suprimento do produto em X aumente o suficiente para os preços em ambas as regiões convergirem, como no Gráfico C.

O equilíbrio retratado no Gráfico C é resultante da soma horizontal das curvas de demanda e de oferta. A intersecção das duas curvas combinadas determina o preço P^* comum às duas regiões e o volume total de produto vendido ou comprado nas duas regiões conjuntamente ($O'q$). Com o comércio inter-regional na região X se demanda O_b de produto e se produz O_a . Na região Y, é demandado $O'c$ e produzido $O'd$.

Uma diferença nos preços relativos das *commodities* entre duas nações, sem comércio, é um reflexo de suas vantagens comparativas e constitui a base de um comércio mutuamente benéfico (Salvatore, 2000). Entretanto, Faminow e Benson (1990), salientam que a arbitragem garante que os preços em locais espacialmente diferentes não diferirão mais do que o custo do transporte de enviar o produto de um lugar para outro. A arbitragem não implica que os custos de transferência serão os mesmos, sendo que os custos podem diferir por muitas razões em um mercado espacialmente interdependente.

O conceito de mercados integrados decorre da Lei do Preço Único, que postula que bens idênticos obedecem à mesma regra de perfeita arbitragem. Ou seja, bens idênticos são vendidos ao mesmo preço em diferentes mercados, independentemente da moeda em que são cotados (Fontes et al, 2005). Assim, o que garante a LPU é o mecanismo de arbitragem. No item 3.2 será feita uma análise das implicações da LPU no mercado internacional de *commodities*.

3.2 Lei do Preço Único (LPU) e a integração espacial dos preços: o estado das artes no Brasil

A LPU estabelece que nos mercados concorrenciais livres de custos de transporte e barreiras ao comércio, bens iguais vendidos em diferentes países devem ser vendidos pelo mesmo preço quando seus preços são indicados em termos da mesma moeda (Krugman e Obstfeld, 1999).

Para estabelecer-se a LPU formalmente considere P^i_{EUA} o preço em dólar do bem i quando vendido em reais no Brasil, e P^i_A o preço correspondente em pesos

na Argentina. Então, a lei do preço único implica que o preço em reais do bem i é o mesmo, independentemente onde ele seja vendido.

$$P_{Bra}^i = (E_{R\$/\$}) \cdot (P_A^i) \quad (1)$$

Onde $E_{R\$/\$}$ é a taxa de câmbio.

De maneira equivalente, a taxa de câmbio reais/pesos é a relação entre os preços monetários brasileiros e argentinos do bem i .

Caso o preço em reais de certo produto em determinado país exceda o preço em reais em outro país haverá uma oportunidade de ganho para os agentes econômicos através da compra do bem na primeira nação para revenda no segundo país (Marçal et al, 2003).

Fackler e Goodwin (2001 *apud* Coelho, 2002), definem duas versões para a LPU. A primeira é conhecida como versão fraca dessa Lei e estabelece que a diferença entre os preços de um bem em dois locais deve ser menor ou igual ao custo de mover este bem da região com menor preço para a região com preço maior. Assim:

$$P_j - P_i \leq R_{ij} \quad (2)$$

Em que

P_j - preço do bem em j

P_i - preço do bem em i

R_{ij} - custo de mover o bem de i para j .

A versão forte da LPU estabelece que esta condição conhecida como condição de arbitragem espacial, deve se manter como uma igualdade. Embora, este seja um conceito de equilíbrio, os preços podem diferir desta relação, mas a ação de arbitragem levará a diferença de preços a se igualar ao valor dos custos de transação.

O conceito de integração de mercado difere do conceito da LPU, como lembra Coelho (2002). É possível que dois mercados sejam integrados, mas que não obedeçam a LPU. Isto pode acontecer devido aos custos de transação

elevados, assimetria de informação, existência de barreiras comerciais ou de entrada de novos concorrentes.

O que garante a verificação da LPU é o mecanismo de arbitragem. Assim a LPU é uma relação que se cumpre no longo prazo, mas sem excluir a possibilidade de desajustes de preços no curto prazo (Costa e Ferreira Filho, 2000).

Diferenças de preços são eliminadas através do processo de arbitragem. Quando um agente econômico deseja comprar ativos, como *commodities*, este pode escolher produtos idênticos que estão sendo vendidos em diferentes mercados. Entretanto, o agente escolherá o mercado em que o preço deste produto é menor. Este procedimento faz com que a demanda do mercado com o menor preço aumente e o contrário ocorre com o mercado que possui o maior preço. Como os compradores procuram elevar os lucros, compram no mercado de menor preço e vendem no mercado de maior preço, aumentando, portanto, a oferta deste mercado. Esta prática levará a convergência de preços.

Nos mercados modernos com comunicação instantânea e eletrônica as possibilidades de arbitragem se tornam raras, sem, contudo serem extintas, pois a mesma tecnologia que permite que o mercado absorva informação, também permite que operadores absorvam lucros com a negociação de grandes quantidades (Matsumoto e Borges, 2004). Em situações nos quais existam diferenças de horários de funcionamento das Bolsas surgem oportunidades de exploração de assimetrias de informação entre mercados (Camargos *et al*, 2003).

Entretanto, o processo de arbitragem não ocorre somente entre mercados distintos, mas entre o tempo presente e o tempo futuro, ou seja, a arbitragem faz com que os preços no período t convirjam com os preços no período $t+1$. Uma outra possibilidade de atuação dos arbitradores é quando o preço do mercado à vista é distinto do preço futuro, levando em consideração os custos da intermediação. Assim, se o preço de uma *commodity* no mercado à vista for U\$ 50,00 e no mercado futuro para 3 meses for de U\$ 52,00, supondo-se que os custos de intermediação sejam de U\$ 1,00. Ao comprá-lo por U\$ 50,00 no mercado à vista ele assume uma posição comprada e ao vendê-la no mercado futuro por U\$ 52,00 assume uma posição vendida. Ao descontar os custos de intermediação o arbitrador lucra U\$ 1,00 para cada *commodity* negociada.

Conforme Marques e Mello (1998) há duas modalidades de arbitragem envolvendo um prazo maior como arbitragem direta, quando o investidor toma dinheiro emprestado, compra a *commodity* no mercado à vista e vende no mercado futuro e arbitragem reversa, o investidor toma a *commodity* emprestada, vende-a no mercado a vista, compra a futuro e aplica o dinheiro a juros.

Vários estudos abordam a questão da integração de preços, sendo que os primeiros trabalhos adotavam análises de correlação e regressões simples em que o preço do produto em um país era regredido contra o preço dessa mesma *commodity* no mercado externo. Se não fosse possível rejeitar a hipótese de o coeficiente de inclinação ser igual a um e de a constante ser igual à zero, concluía-se que estes mercados eram integrados.

De acordo com Chiodi (2006), os trabalhos que procuravam examinar a validade da LPU utilizavam na maioria das vezes um modelo logaritimizado.

$$P_{xt} = \mu + \beta P^*_{yt} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde P_{xt} é o preço do produto no país x no período de tempo t e refere-se ao preço no país y e no período de tempo t , multiplicado pela taxa de câmbio, E , μ e β são os parâmetros a serem estimados, sendo que μ representa o termo constante e β a elasticidade de transmissão de preço. A hipótese nula era $\mu = 0$ e $\beta = 1$.

A maior parte dos trabalhos ignorava as propriedades das séries de dados, o que poderia gerar regressões espúrias. Assim, vários pesquisadores tiveram problemas com a autocorrelação serial. Procedimentos alternativos foram então, desenvolvidos para analisar a integração de mercados, como testes de causalidade de Granger e de co-integração, principalmente utilizando o Método de Johansen.

Ardeni (1989 *apud* Chiodi, 2006) foi um dos primeiros a utilizar testes de co-integração. O autor analisou os preços de um grupo de produtos agrícolas em quatro países, sendo Austrália, Canadá, Reino Unido e Estados Unidos, com objetivo de verificar a LPU. Os resultados de pesquisa mostraram que as variações na taxa de câmbio não são transmitidas totalmente para os preços e que as séries não eram co-integradas.

No Brasil, o uso da análise de co-integração é recente, datado do final da década de noventa. Margarido e Barros (2000) analisaram os efeitos que choques

em variáveis macroeconômicas externas e domésticas tem sobre o comportamento do índice de relação de troca entre o setor agrícola e industrial no Brasil, no período de julho de 1994 até dezembro de 1998, utilizando a teoria de equilíbrio parcial. Os pesquisadores tinham como hipótese principal a afirmação de que o processo de abertura econômica, que foi iniciada em 1990 e a estabilização de preços domésticos em julho de 1994, com a implantação do Plano Real, tornaram os preços agrícolas internos mais sensíveis às variações de preços ocorridas no mercado internacional de produtos agrícolas. Utilizando o teste de DFA, para o teste de raiz unitária, teste de Johansen e modelo Vetorial de Correção de Erro, os resultados mostraram que o conjunto de variáveis externas exerce maior influência sobre o comportamento dos preços agrícolas no Brasil comparativamente às variáveis domésticas. Em relação aos preços industriais verificou-se a existência de equilíbrio entre os efeitos decorrentes de variações nas variáveis internas e externas, assim como os preços do petróleo perderam importância sobre o comportamento dos preços agrícolas domésticos no Brasil na década de 1990 em comparação com os anos oitenta.

Coelho (2002), através do procedimento de Johansen, tinha por objetivo analisar a interação entre preços internos e externos do algodão para determinar se a abertura comercial ocorrida na década de noventa representou aumento da influência dos preços externos sobre preços internos da pluma no Brasil. O mercado externo foi representado pelos preços norte-americanos. Assim, testando o grau de integração entre estes mercados, concluiu-se que estes podem ser considerados perfeitamente integrados no período analisado (1982-2001), ou seja, a variação no preço de um mercado foi transmitida de maneira completa ao outro mercado no longo prazo.

Nogueira *et al* (2005), estudou a integração espacial no mercado brasileiro de café arábica para os dois principais Estados produtores do Brasil. Os resultados do teste de raiz unitária DFA mostraram que todas as séries de preços são integradas de ordem 1. Quanto aos resultados do teste de Johansen, estes sugeriram que todas as séries são co-integradas. Os autores concluíram que o mercado de café arábica das regiões produtoras de Minas Gerais e São Paulo são integrados espacialmente, sendo que um choque de oferta ou demanda em um desses mercados afeta os preços de café arábica nos demais mercados. Da estimação do

Modelo de Correção de Erros e da aplicação do Teste de Causalidade de Granger obteve-se que a região do Cerrado de Minas Gerais causa os preços das demais regiões. Esta constatação é importante, porque contraria a expectativa de que a região sul de Minas, que é uma das maiores produtoras e exportadoras de café arábica do Brasil, iniciasse as variações de preços. Os resultados sugerem que o mercado brasileiro de café é eficiente, porque as informações fluem rapidamente entre os agentes deste mercado, permitindo um bom funcionamento da LPU.

Mais recentemente, Chiodi (2006), estudou a integração espacial no mercado brasileiro de milho, tendo por meta analisar as relações de longo prazo do preço do milho na Bahia, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, para o período de 1996 a 2004. Para determinar a relação de integração entre as variáveis, foram aplicados testes de raiz unitária de Dickey e Pantula – DP, de co-integração de Johansen e testes sobre os parâmetros β e α do vetor de cointegração. Os resultados mostraram que os preços de São Paulo e Minas Gerais estão perfeitamente integrados com quase todas as demais regiões em estudo, o que comprova a influência daqueles estados na formação do preço interno. Os preços da região Centro-oeste mostraram-se perfeitamente integrados com os do Paraná, Minas Gerais e São Paulo. Já os preços praticados na Bahia são mais independentes em relação aos dos demais estados, pois apesar de ter expandido sua produção nos últimos anos, a Bahia ainda importa quantidades significativas de milho da Argentina e de outros países. Para o Rio Grande do Sul e Santa Catarina, estados importadores de milho, não se verificou a validade da LPU.

4 METODOLOGIA

Dados de qualquer série temporal podem ser pensados como sendo gerados por um processo estocástico ou aleatório. Segundo Gujarati (2000, p. 719), “[...] um processo estocástico é chamado estacionário se suas média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada”. Esse tipo de estacionariedade é denominado de estacionariedade fraca, pois envolve apenas a média e variância e não momentos superiores.

Admite-se que Y_t seja uma série temporal estocástica com as seguintes propriedades:

$$\text{Média: } E(Y_t) = \mu \quad (4)$$

$$\text{Variância: } \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (5)$$

$$\text{Covariância: } Y_k = E[(Y_t - \mu) \cdot (Y_{t+k} - \mu)] \quad (6)$$

onde Y_k , é a covariância na defasagem k , é a covariância entre os valores de Y_t e Y_{t+k} , ou seja, entre dois valores Y separados por k períodos. Se uma série temporal for estacionária, sua média, variância e autocovariância (a defasagens diversas) permanecem as mesmas independentemente do período de tempo em que sejam medidas. Se uma série temporal não for estacionária conforme foi definido, é chamada de série temporal não-estacionária.

4.1 Testes para detectar estacionariedade

a) Correlograma

Um teste simples para detectar a estacionariedade baseia-se na função autocorrelação (FAC). O correlograma amostral inicia com um valor bem alto e diminui gradualmente. Este tipo de padrão é indicador de que a série temporal é não-estacionária.

b) Teste de raiz unitária para detectar a estacionariedade

Um teste formal de estacionariedade é o da raiz unitária. Uma regressão que é não-estacionária ou de caminho aleatório pode ter uma combinação linear de duas variáveis que é estacionária. Quando isso acontece dizemos que as variáveis são co-integradas, ou seja, elas “estão na mesma onda”, mas devem estar na mesma ordem.

No procedimento simplificado do teste de co-integração de Engle-Granger, tem-se que se uma série Y for $I(1)$ e uma outra série X for também $I(1)$ elas podem ser co-integradas. Se for este o caso, a regressão sobre os níveis de duas variáveis faz sentido, isto é, não é espúria e não se perde qualquer informação valiosa, de longo prazo, o que aconteceria se usasse as primeiras diferenças. Então, desde que se confirme que os resíduos de regressão são $I(0)$ ou estacionários, a metodologia tradicional de regressão (incluindo os testes t e F) é aplicável a dados envolvendo séries temporais (Gujarati, 2000).

Uma premissa do teste de DF é que os termos de erro são distribuídos de forma independente e idêntica. O Teste DFA ajusta o teste de DF para levar em conta uma possível correlação serial nos termos de erro pelo artifício de somar os termos de diferenças defasados pelo regressando. Já o teste de Phillips-Perron usa métodos estatísticos não-paramétricos para levar em conta a correlação serial nos termos de erro sem somar termos de diferenças defasados. Portanto, seguindo o método de Phillips-Perron pode-se inferir um segundo teste para verificação da raiz unitária, sendo que este teste leva em conta as primeiras diferenças das variáveis e também suas defasagens.

Para verificar a condição de co-integração neste trabalho será utilizado o procedimento de Johansen. O item 4.2 faz a descrição desse procedimento.

Uma questão importante no VAR é se uma variável ajuda ou não na previsão da outra. O teste de causalidade de Granger é realizado analisando se as defasagens de uma variável entram como regressores na equação da outra variável. É importante conhecer a causalidade das variáveis. Estatisticamente, pode-se detectar a direção da causalidade (relação de causa e efeito) quando houver temporalmente uma relação líder-defasagem entre duas variáveis, ou seja, procura-se determinar o sentido causal entre duas variáveis, estipulando que X "Granger-

causa" Y se valores passados de X ajudam a prever o valor presente de Y (Gujarati, 2000).

O teste de causalidade de Granger supõe que a informação relevante para a previsão das respectivas variáveis está contida nos dados da série temporal dessas variáveis (Gujarati, 2000). Busca-se verificar o sentido da influência das variáveis independentes preço do trigo dos Estados Unidos (PEUA), preço do trigo argentino (PARG) e preço do trigo uruguaio (PURU) sobre a variável dependente preço do trigo no Brasil (PBRA) utilizando a equação (7).

$$PBRA_t = \sum_{i=1}^n \rho_i PBRA_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i PARG_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i PEUA_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i PURU_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

Os resultados da regressão são testados, via teste F, sob a hipótese nula de que os parâmetros β , α , e γ não são conjuntamente diferentes de zero para cada grupo. Assim, para as variáveis serem Granger-Causal é necessário que a estatística F calculada seja superior aos valores F críticos.

4.2 Procedimento de Johansen

Para identificar o relacionamento de longo prazo entre as variáveis utiliza-se o teste de co-integração de Johansen. Este procedimento é recomendado quando se tem a possibilidade de se obter mais de um vetor de co-integração. O procedimento de Johansen utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de co-integração.

Seja Z um vetor de n variáveis ($Z = Z_{1t}, \dots, Z_{pt}$) das p variáveis de preços dos países abordados, considerando-se que este vetor assume um processo autorregressivo (VAR) de ordem k, reescrito como um Modelo de Correção de Erros, adota-se a seguinte equação (Enders, 1995):

$$\Delta Z = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \mu_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

A matriz π contém informações de longo prazo correspondente a $\pi = \alpha\beta'$, em que α representa o ajustamento do desequilíbrio, enquanto β constitui-se em uma matriz de coeficientes de longo prazo. O método consiste em testar se os coeficientes da matriz π contêm as informações de longo prazo sobre as variáveis envolvidas. Existem três casos possíveis: primeiro, se a matriz é de posto completo ou posto (π) = n, as variáveis x_t serão I (0) ou estacionárias. Segundo, se o posto da

matriz for igual à zero ou posto (π) = 0, então não existe nenhum vetor de co-integração. E finalmente, se o posto (π) = $r \leq n - 1$ existem $n - 1$ vetores de co-integração, ou seja, o posto indica o número de relações que co-integram

São propostas duas estatísticas para testar a significância dos vetores de co-integração: o Teste Traço e o Teste de Máximo Autovalor.

O Teste Traço aplica-se para verificar a existência do número máximo (r) de vetores integrados, e o Teste de Máximo Autovalor testa a existência de exatamente r vetores de co-integração contra a alternativa de existência de $r + 1$ vetores. Ambos são definidos por:

$$\text{Teste traço} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

Com $r = 0, 1, 2, \dots, p-1$

A hipótese nula é a seguinte:

$$H_0: \lambda_i = 0 \quad i = r + 1, \dots, n$$

A não rejeição de H_0 indica a presença de no máximo r vetores de co-integração, mas, se H_0 for rejeitada deve-se repetir o teste para $r + 1$ e determinar se existem $r + 1$ vetores de co-integração (Coelho, 2002).

$$\text{Teste de Máximo Autovalor} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (10)$$

A hipótese nula é a seguinte:

$$H_0: \lambda_{r+1} = 0$$

A não rejeição de H_0 indica a presença de vetores de co-integração. É recomendável a utilização de ambos os testes para a determinação do número de vetores (Coelho, 2002).

Variáveis co-integradas possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo, mas no curto prazo pode haver desequilíbrio. Assim, pode-se tratar o termo de erro como erro de equilíbrio e pode-se usar o termo de erro para ligar o comportamento de uma variável em curto prazo com seu valor em longo prazo. O Mecanismo de Correção de Erro (MCE) corrige quanto ao desequilíbrio (Gujarati, 2000).

A equação a ser estimada é dada a seguir:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta_1 \Delta X_t + \alpha_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

onde Δ indica primeira diferença; Y_t é o preço do trigo no Brasil; X_t representa os preços do trigo no mercado dos demais países, u_{t-1} é o termo de erro defasado em um período, α_1 , α_2 e β_1 são os parâmetros.

A regressão (11) relaciona a variação em Y com a variação em X e o erro equilibrador no período anterior. Nesta regressão ΔY captura as perturbações em curto prazo em Y , enquanto o termo de erro u_{t-1} captura o ajustamento para o equilíbrio em longo prazo. Se α_2 for estatisticamente significativo pode-se verificar qual a proporção de desequilíbrio em Y em um período é corrigida no período seguinte.

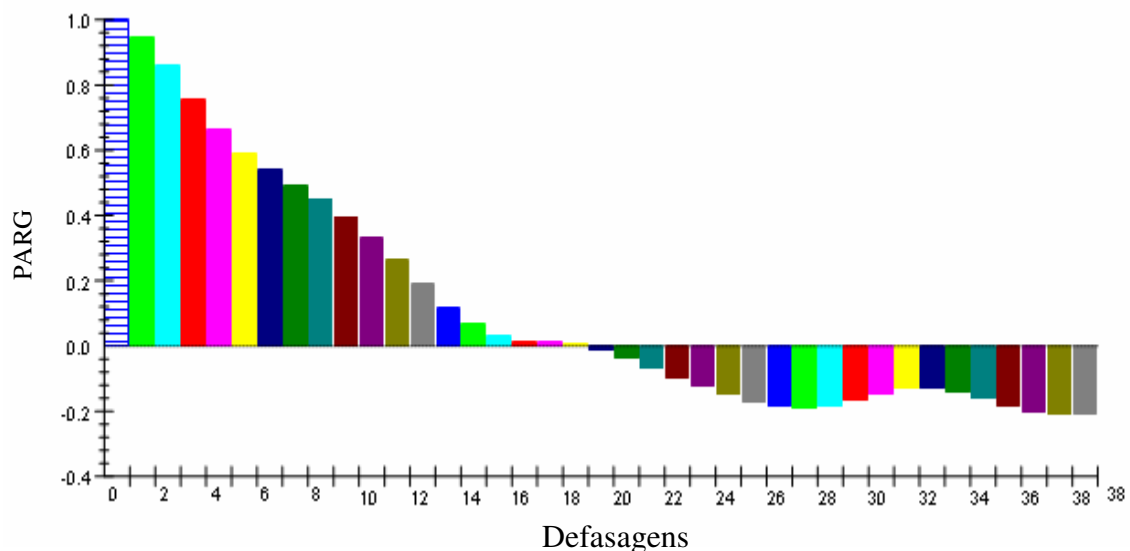
4.3 Fonte e a base de dados

Os dados básicos utilizados na pesquisa são as séries mensais de preços de trigo da Argentina, Brasil, Uruguai e Estados Unidos, no período de janeiro de 1995 a setembro de 2005. As séries históricas de preço da Argentina, Uruguai e Estados Unidos foram obtidas no *Ministério de Ganaderia, Agricultura e Pesca do Uruguai*. Os dados referentes ao Brasil são obtidos no Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA).

5 ANÁLISE DE RESULTADOS

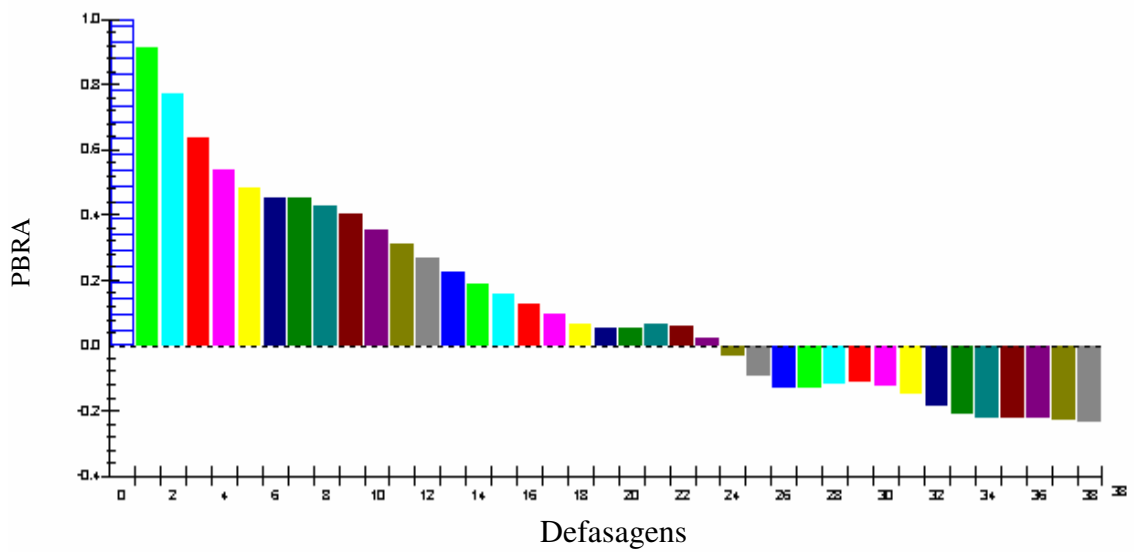
Ao se trabalhar com séries se faz necessário verificar a presença de raiz unitária com procedimentos com procedimentos clássicos como o correlograma, os testes DF, DFA e Phillips-Perron. A análise gráfica da função autocorrelação pode ser vista nos Gráficos 3 a 6. Nos mesmos percebe-se uma possível presença de raiz unitária nas séries dos preços de trigo para a Argentina, Brasil, Uruguai e Estados Unidos. Esses gráficos descrevem um padrão clássico de séries autocorrelacionadas serialmente, uma vez que a função começa com valores altos e vai caindo gradativamente.

Gráfico 3 – Gráfico da função autocorrelação para a série da Argentina



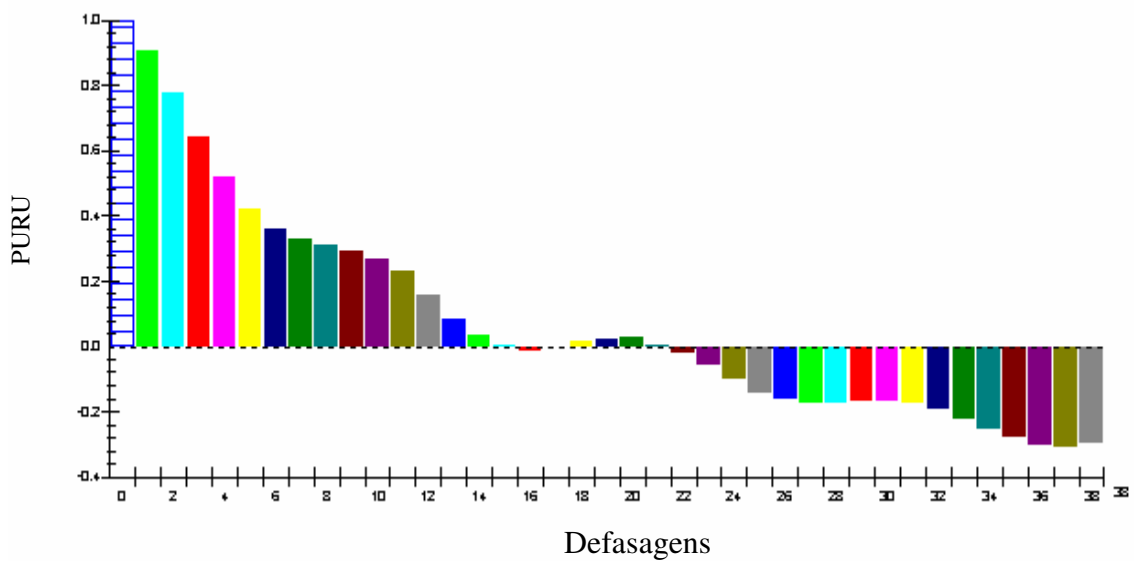
Fonte: dados de pesquisa

Gráfico 4 – Gráfico da função autocorrelação para a série de preços do Brasil



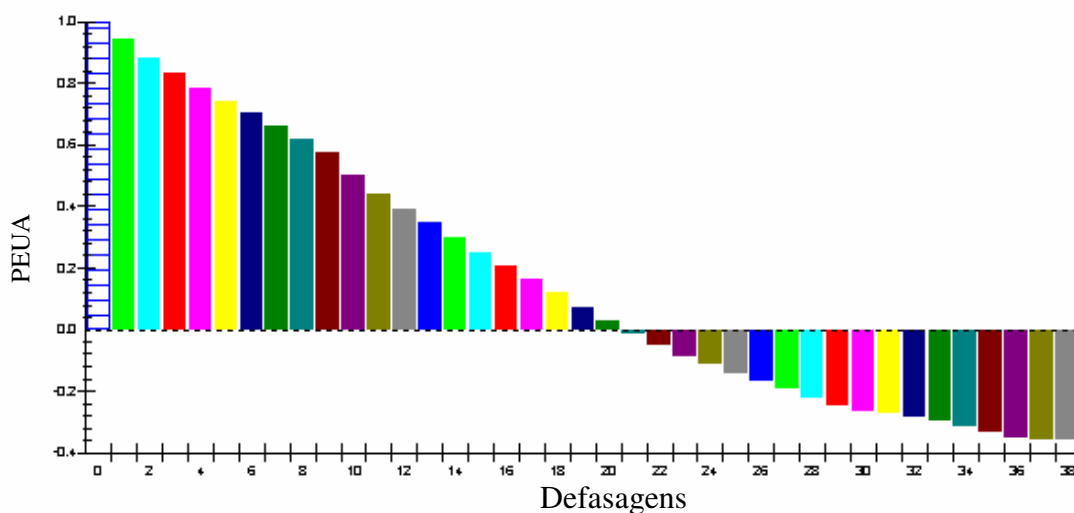
Fonte: dados de pesquisa

Gráfico 5 – Gráfico da função autocorrelação para a série de preços do Uruguai



Fonte: dados de pesquisa.

Gráfico 6 – Gráfico da função autocorrelação para a série de preços dos Estados Unidos



Fonte: dados de pesquisa

Já que há indícios de que as séries parecem ser não estacionárias, é preciso realizar testes mais conclusivos como os Testes DFA e Phillips-Perron (PP), os quais estão na Tabela 3. Conforme se pode notar, os valores calculados dos Testes DF, DFA e PP são menores do que os valores críticos ao nível de 5% de significância. Isso significa em termos estatísticos, que as séries em nível são não estacionárias. Entretanto, no que se refere ao vetor de resíduos, a série é estacionária em nível.

Tabela 3 – Teste de estacionariedade para as séries de preços da Argentina, Brasil, Uruguai e Estados Unidos

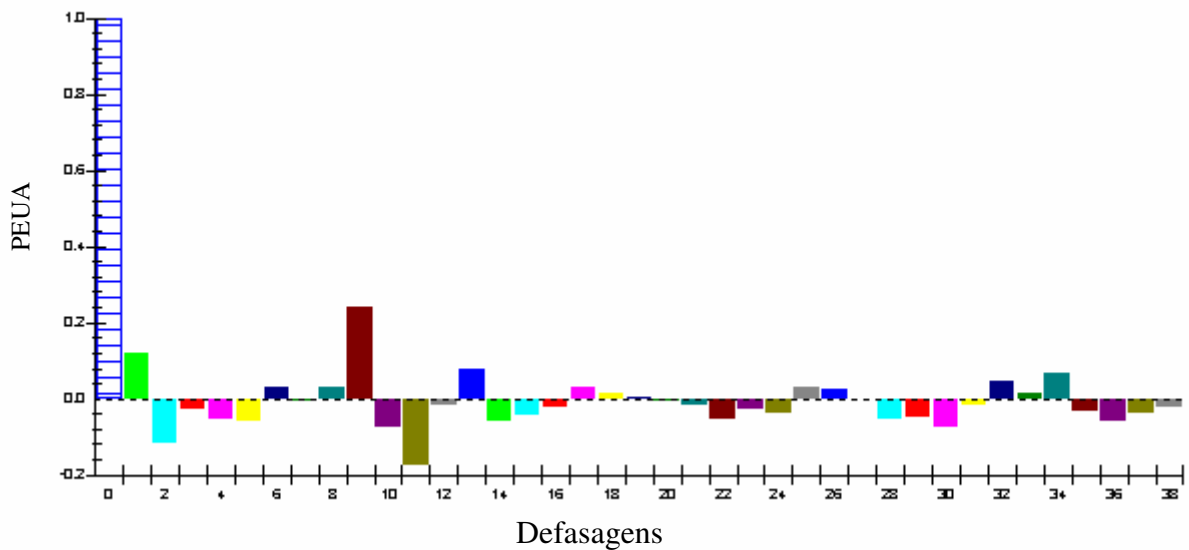
Variável Preço	Série em nível			Série em 1ª. diferença		
	Teste DF [†]	Teste ADF [†]	Teste PP ^{††}	Teste DF [†]	Teste ADF [†]	Teste PP ^{††}
Brasil	-2,3991	-3,2720	-2,5109	-7,4128	-6,7072	-4,9343
Argentina	-2,1683	-2,6483	-1,9888	-7,6208	-6,1456	-9,2105
EUA	-2,0027	-2,2007	-1,9650	-8,8271	-8,3127	-10,1670
Uruguai	-2,4744	-2,8462	-2,2431	-8,7744	-6,3622	-16,2771
Resíduos*	-4,2573	-4,4793	-----	-----	-----	-----

Notas: Estatística Dickey-Fuller = -2.8900, para 95% de confiança, ADF = - 3,4543. Fonte: [†] Anexos 1 a 8, ^{††} Anexos 22 a 29, * Anexo 19. As séries para Argentina, Brasil e Estados Unidos apresentaram influência de tendência (Anexo 13 a 16).

Os padrões de estacionariedade das séries em primeira diferença, descritos nos Gráficos 7 a 10, são confirmados pelos Testes DF e PP apresentados na Tabela

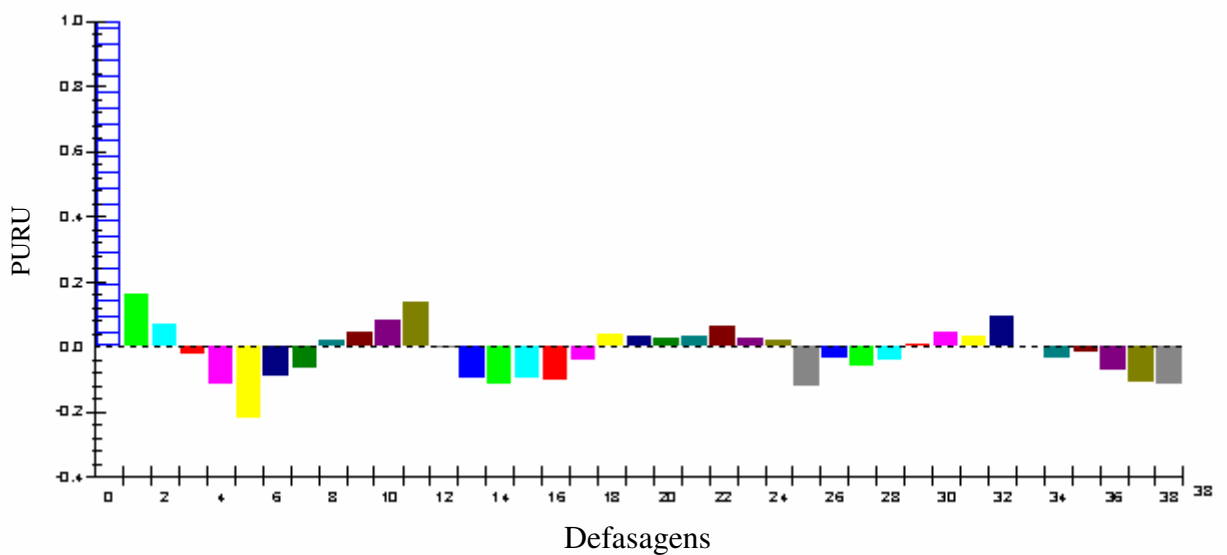
3. Como ao nível de confiança de 95%, os valores calculados das estatísticas de DF e PP são superiores ao valor crítico, se aceita a hipótese de que todas as séries são estacionárias após a diferenciação, e sendo, portanto, $I(1)$.

Gráfico 7 – Gráfico da função autocorrelação para a série de preços dos Estados Unidos



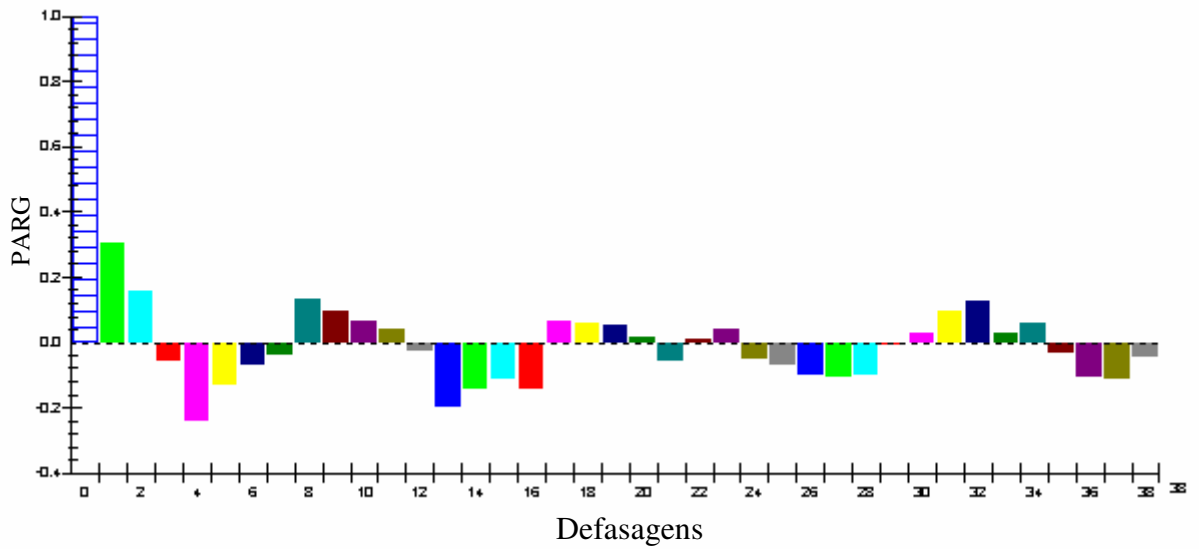
Fonte: Resultados de pesquisa.

Gráfico 8 – Gráfico da função autocorrelação para a série de preços do Uruguai



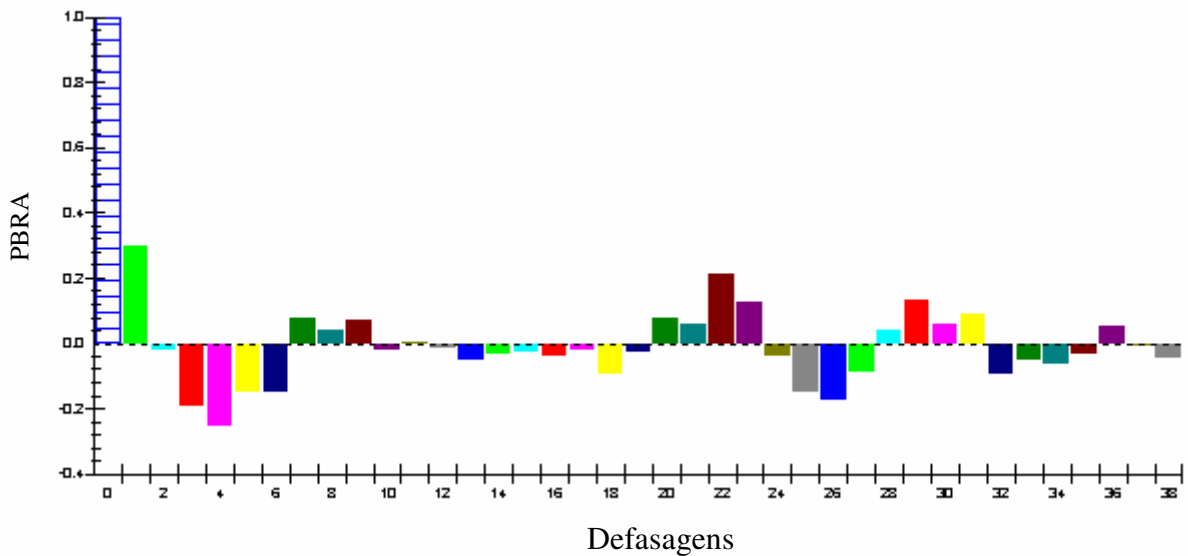
Fonte: Resultados de pesquisa

Gráfico 9 – Gráfico da função autocorrelação para a série de preços da Argentina



Fonte: Resultados de pesquisa

Gráfico 10 – Gráfico da função autocorrelação para a série de preços do Brasil



Fonte: Resultados de pesquisa

Quanto ao erro, por não ser autocorrelacionado (Anexo 20), é estacionário em nível, sendo $I(0)$. Portanto, o teste apropriado para o termo de erro é DF, dada à pressuposição de que esta variável não apresenta autocorrelação. Desta forma, já se têm indícios de que as variáveis em estudo guardam relação de equilíbrio de longo prazo.

Uma questão importante nos testes de transmissão de preços é conhecer o sentido da causalidade entre as variáveis. O Teste de Causalidade de Granger é realizado verificando se as defasagens de uma variável entram como regressores na equação de uma outra variável.

Os resultados do Teste de Causalidade de Granger são apresentados na Tabela 4, sendo utilizado como critério para a escolha do número de defasagens o Teste de Máximo Verossimilhança – LL. (Anexos 9 a 11).

Tabela 4 – Teste de causalidade de Granger

Variável Granger-causal	F calculado
EUA	23,80
ARGENTINA	16,98
URUGUAI	12,46

Fonte: Anexos 9 a 11. Valores *qui-quadrado* tabelado: 12,59 (0,05) e 10,64 (0,10). Lags: 6

Os resultados encontrados na Tabela 4 atendem as expectativas, pois, no comércio internacional de *commodities* os preços praticados em um país são influenciados por preços praticados em outros países que comercializam entre si. Assim, como o valor calculado nos testes é maior que o valor tabelado, conclui-se que as variáveis citadas são Granger-Causal, isto é, as variáveis elencadas no quadro acima Granger-cause a variável dependente PBRA, conclui-se, em termos estatísticos, que mudanças em cada uma das variáveis independentes geram mudanças em PBRA.

É possível verificar a co-integração das séries de preços nos países estudados através do método proposto por Johansen, porém para utilizá-lo é preciso, primeiramente, determinar a ordem do vetor autoregressivo. A ordem é determinada de acordo com os critérios de seleção de AIC, SBC e LL. A Tabela 5 mostra os valores encontrados dos testes.

Tabela 5 – Critérios de seleção para a escolha da ordem de defasagem do modelo¹

Ordem	LL	AIC	SBC
4	-1583.0	-1647.0	-1733.7
3	-1590.2	-1638.2	-1703.2
2	-1602.3	-1634.3	-1677.7
1	-1626.1	-1642.1	-1663.8
0	-2091.2	-2091.2	-2091.2

Fonte: Anexo 31

¹ Os testes de AIC, LL, SBC e HQC utilizam o *log* da função de Máximo Verossimilhança e por isto deve-se considerar o maior valor obtido.

Para os valores arrolados acima, buscou-se verificar qual a ordem em que os critérios de seleção foram maiores. Assim, tomando-se o critério AIC percebe-se que o valor máximo é -1.634,3, indicando que a ordem deve ser de 2 defasagens. O critério SBS revela que a ordem de defasagens deve ser de apenas um, referente ao valor máximo de -1.663,8, enquanto o teste LL aponta para uma ordem VAR = 4. Como os testes apontam para distintas ordens de defasagem adota-se o critério de AIC com a ordem de defasagem igual a 2, pois os modelos mais parcimoniosos produzem melhores previsões que os modelos sobreparametrizados.

A definição do número de vetores co-integrados se dá pela escolha do *rank* da matriz (r) com base nos autovalores e no traço da matriz estocástica, podendo, também, ser utilizados outros critérios como os de AIC, SBC e Hannan-Quinn (HQC). Para este trabalho foi escolhido como modelo representativo aquele sem intercepto ou tendência temporal, entretanto, os resultados para os modelos com intercepto e sem tendência, sem intercepto e com tendência ou interceptos restritos são apresentados no Anexo 12, 12A a 12D e, conforme, se pode notar os resultados não sofreram mudanças estatísticas significativas.

O número de vetores co-integrados é determinado em conformidade com as tabelas apresentadas a seguir. A Tabela 6 mostra o Teste de Co-integração de Johansen, levando-se em consideração os critérios de Máximo Autovalor e Traço.

Tabela 6 – Teste de co-integração de Johansen*

Máximo Autovalor					Traço				
H.N	H.A	Estat.	95%	90%	H.N	H.A	Estat.	95%	90%
$r = 0$	$r = 1$	35.1067	23.9200	21.5800	$r = 0$	$r \geq 1$	64.4851	39.8100	36.6900
$r < = 1$	$r = 2$	25.0733	17.6800	15.5700	$r < = 1$	$r \geq 2$	29.3783	24.0500	21.4600
$r < = 2$	$r = 3$	4.3022	11.0300	9.2800	$r < = 2$	$r \geq 3$	4.3050	12.3600	10.2500
$r < = 3$	$r = 4$	0.0028	4.1600	3.0400	$r < = 3$	$r = 4$	0.0028	4.1600	3.0400

* Teste de co-integração sem intercepto e sem tendência, sendo 115 observações com ordem VAR = 2. As séries apresentam 2 vetores de cointegração. Fonte: Anexo 12

Sob hipótese nula (H.N) da não existência de posto co-integrante contra a hipótese alternativa (H.A) de existir um posto, testa-se ao nível de significância de 95% (23.9200) e 90% (21.5800), sendo o valor crítico calculado (35.1067) contra os tabelados usando a estatística do máximo autovalor. A partir disso, percebe-se a

aceitação da hipótese alternativa para ambos os casos ao nível de 90% e 95%. Assim, parte-se para a verificação da segunda hipótese alternativa. Sob a mesma argumentação anterior, chega-se a conclusão, a partir dos Testes de Autovalor e do Traço, de que esta hipótese não deve ser rejeitada, sendo que há dois vetores de cointegração para as quatro variáveis em estudo, o que significa a existência de um vetor de cointegração para cada subconjunto de três variáveis e que qualquer combinação linear destes dois vetores é também um vetor de cointegração.

Com o intuito de apresentar mais um critério para a escolha do número de vetores de cointegração pode-se observar a Tabela 7, que mostra o teste de cointegração de Johansen pelos critérios de seleção de AIC, SBC e HQC.

Tabela 7 – Teste de co-integração de Johansen para os vetores

Ordem	LL	AIC	SBC
4	-1583	-1647	-1733
3	-1590	-1638	-1703
2	-1602	-1634	-1677
1	-1626	-1642	-1663
0	-2091	-2091	-2091

Fonte: Anexo 12.

Em conformidade com os resultados obtidos pelo critério AIC, em que o valor máximo é - 1.659 e observando-se o critério SBC de -1.697, pode-se concluir que o número de vetores cointegrados é 2, confirmando portanto, os testes baseados no Autovalor e Traço.

A Tabela 8 evidencia a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, preço do trigo no Brasil, Estados Unidos e Argentina, tendo os preços do trigo do Uruguai restrito no modelo, uma vez que o modelo apresentou dois vetores de co-integração.

Tabela 8 – Resultados da estimação da regressão²

		Preço Argentina	Preço EUA	Preço Brasil	Preço Uruguai
Vetor 1	β_i	0,09	0,81	1,00	0,00
	ep	0,25	0,24	-----	-----
	t	0,36	3,37	-----	-----
Vetor 2	β_i	- 0,29	1,20	1,00	1,00
	ep	0,33	0,33	-----	-----
	t	- 0,87	3,63	-----	-----

Notas: Estatística $t_{0,05} = 1,98$; $t_{0,10} = 1,65$. Fonte: Anexo 30.

A Tabela 8 demonstra que o teste t para os parâmetros, ao nível de significância de 5%, indica que a variável preço da Argentina não é estatisticamente significativa na estimação da equação. Por isto, decidiu-se impor uma restrição também ao parâmetro da Argentina.

Desta forma, o vetor de co-integração pertinente à estimação da equação para os preços do trigo no Brasil, após a imposição da restrição está especificado na Tabela 9.

Tabela 9 – Resultados da estimação da regressão, com restrição a variável preços do trigo no Uruguai e Argentina

		Preço Argentina	Preço EUA	Preço Brasil	Preço Uruguai
Vetor 1	β_i	0,00	0,91	1,00	0,00
	ep	-----	0,01	-----	-----
	t	-----	91	-----	-----
Vetor 2	β_i	1,00	0,98	1,00	0,00
	ep	-----	0,02	-----	-----
	t	-----	49	-----	-----

Notas: Estatística $t_{0,05}; = 1,98$; Fonte: Anexo 30A.

Os resultados apontam que no longo prazo, os preços do trigo norte-americano têm relação positiva com os preços do trigo no Brasil, fato esperado, pois os Estados Unidos é um país formador de preços. Assim, é plausível esperar que o aumento de preço do trigo nos Estados Unidos influencie diretamente o nível de preços do trigo no Brasil. Infere-se com 95% de confiança que uma elevação de 1% no preço do trigo norte-americano incrementaria o preço do trigo no Brasil em 0,9%. Constata-se, portanto, que os preços do trigo dos Estados Unidos participam

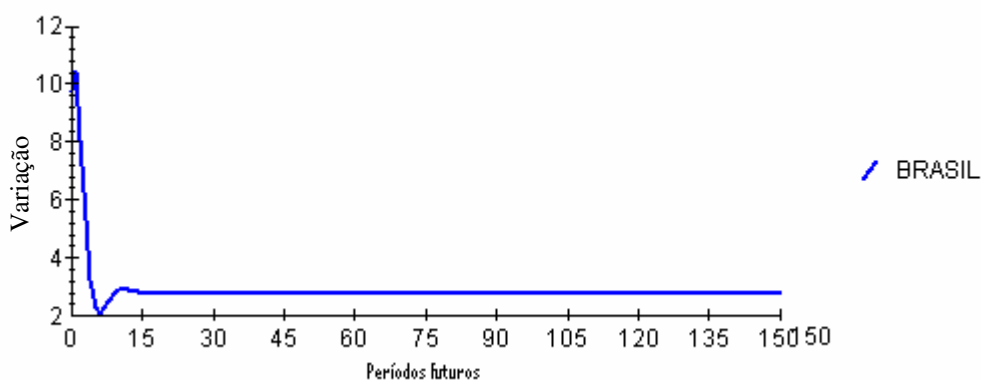
² Quando o modelo de cointegração apresenta dois vetores é necessário que ao estimar a regressão, inicialmente se restrinja um dos vetores. Neste trabalho, foi escolhido o Uruguai, por ser um país que tem baixa participação no comércio internacional de trigo.

efetivamente do equilíbrio de longo prazo, no que se refere aos preços do trigo no Brasil.

Uma das explicações plausíveis sobre o porquê o modelo não detectou significância estatística entre os preços do trigo na Argentina e Uruguai sobre o preço do Brasil deve estar relacionado ao fato de que são os Estados Unidos o país formador de preços no mercado mundial de trigo e os demais países tomadores de preços. Além disso, os resultados do Teste de Granger, que indicam a presença de causalidade entre os preços do trigo do Brasil, Argentina e Uruguai e que contrastam com os resultados obtidos para o teste de Johansen, necessitam ser melhor investigados.

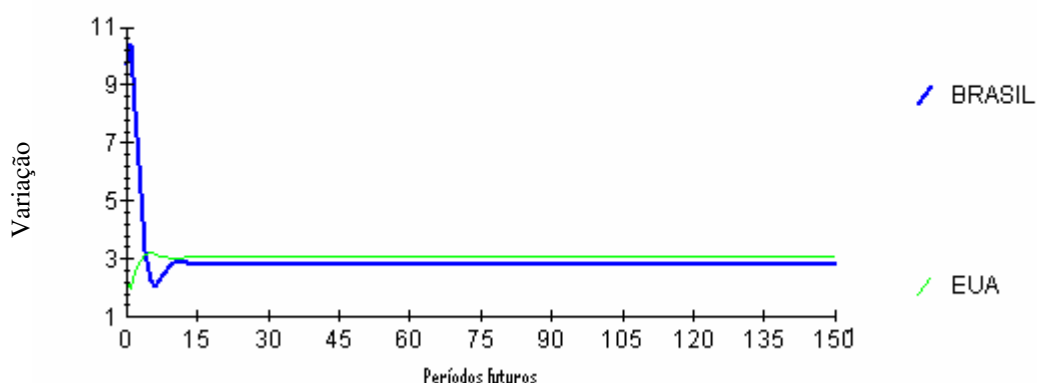
Tendo-se por base as relações de longo prazo estabelecidas pelo vetor de co-integração exposto acima, verifica-se agora sua respectiva resposta a impulsos, segundo a função impulso-resposta do choque de uma unidade de desvio padrão do preço do trigo para o Brasil. Tomando-se por base o Gráfico 11 tem-se que o preço do trigo para o Brasil possui comportamento instável até o 13º mês após sofrer um choque e recupera seu equilíbrio aproximadamente após o 15º mês.

Gráfico 11 – Função impulso resposta do choque de uma unidade de desvio padrão para o preço do trigo no Brasil



Fonte: Anexo 18.

Gráfico 12 – Função impulso resposta do choque de uma unidade de desvio padrão



Fonte: Anexo 18

No Gráfico 12 é possível analisar que o preço do trigo para o Brasil, por exemplo, decorrente de um impulso dos preços de US\$ 2,24 ton. nos Estados Unidos é reequilibrado no primeiro ano mediante um preço de US\$ 10,44 ton. No segundo ano, o impacto residual é de US\$ 8,10 e, assim até que o valor residual total seja eliminado por volta do 15º mês. Estes resultados ratificam a afirmação de Barret (1996), de que se dois mercados estão integrados, choques de preço em um mercado devem ser sentidos em outros mercados para o mesmo bem.

Em relação aos resultados referentes à decomposição da variância dos erros de previsão de PBRA, a Tabela 10 mostra que após 13 meses, período em que o valor residual é eliminado, 23 % da sua decomposição da variância dos erros de previsão deve-se a ela própria, isto é, a variância dos erros de previsão é atribuída à própria dinâmica do mercado de trigo no Brasil, sendo o restante atribuído principalmente a variável PEUA (42%). Argentina e Uruguai contribuíram juntos com 35% no 13º período. Portanto, verifica-se que os erros de previsão são explicados principalmente pela variável preço do trigo dos Estados Unidos, que é o país formador de preço (Anexo 36).

Tabela 10 – Decomposição da variância dos erros de previsão de PBRA

Período	Brasil	Uruguai	EUA	Argentina
0	1,00	0,00	0,00	0,00
3	0,64	0,03	0,11	0,22
6	0,38	0,05	0,31	0,26
9	0,28	0,06	0,38	0,28
13	0,23	0,07	0,42	0,28

Fonte: Anexo 36

Agora, resta verificar a relação de curto prazo nas variáveis em estudo. Pode-se usar o termo de erro para ligar o comportamento da variável em curto prazo ao seu valor em longo prazo. O Mecanismo de Correção de Erros evidencia o quanto da trajetória de longo prazo da série em questão é corrigido a cada mês. Os resultados obtidos se encontram arrolados na Tabela 11.

Tabela 11 – Modelo vetorial de correção de erros. Brasil como variável explicada.

Regressor	Coeficiente	Erro-padrão	T-calculado
dBRASIL1	0,2954	0,0901	3,2723
dURUGUAI1	-0,2010	0,1127	-1,8107
dARGENTINA1	0,4356	0,1262	3,4512
dEUA1	-0,2090	0,1096	-1,9070
ecm1(-1)	-0,3864	0,1072	-5,3236
Ecm2(-1)	0,0402	0,0596	0,6756

Notas: Estatística $t_{0,05} = 1,98$; $t_{0,10} = 1,65$. Fonte: Anexo 32

É possível verificar que o parâmetro relativo ao erro equilibrador, do primeiro vetor de co-integração apresenta-se negativo e significativo estatisticamente ao nível de 95%. Isso significa que os preços do trigo no Brasil estão acima do equilíbrio no curto prazo entre os períodos t e $t-1$. O coeficiente obtido do termo de erro significativo demonstra que a discrepância de 38,6% entre os preços do trigo no Brasil e nos outros mercados integrados está sendo corrigida a cada mês. Entretanto, o parâmetro do erro equilibrador do segundo vetor de co-integração não é significativo nem mesmo a 20%.

Pode-se constatar que a primeira diferença dos preços do trigo para o Brasil tem um coeficiente significativo ao nível de 95% de confiança e com sinal positivo, ou seja, no curto prazo os choques internos no mercado de trigo no Brasil afetam positivamente os preços internos. Assim, se houver um choque de aumento de preço no período imediatamente anterior, então, 29,5% do desequilíbrio de curto prazo entre os preços do trigo no Brasil, relativo à trajetória de longo prazo são

corrigidas a cada mês, indicando que se requer em média quatro meses para corrigir o desequilíbrio.

Em nível de confiança de 90%, os preços do trigo no Brasil respondem negativamente aos choques de preços dos Estados Unidos e Uruguai. Isto leva a crer que uma queda de preços nos Estados Unidos em $t-1$ tem impacto inverso no Brasil, fazendo os preços internos no Brasil em t aumentem em 20%.

Mecanicamente, o mesmo raciocínio vale para o caso do Uruguai. No entanto, trata-se de um país que praticamente produz o que consome (Anexo 34) e que portanto não poderia influenciar significativamente o preço no Brasil. Entretanto, esta questão precisa ser melhor estudada.

No caso da Argentina, os resultados apontaram coeficiente positivo e significativo, o que indica que responde positivamente aos choques de preços no curto prazo, apesar de não se mostrar significativo no equilíbrio de longo prazo. Assim, 43,5% do desequilíbrio são corrigidas a cada mês, precisando de aproximadamente apenas 2 meses para corrigir os desequilíbrios entre os dois países.

6 CONCLUSÃO

O trigo é um dos produtos mais importantes no mercado internacional, caracterizando-se como o grão mais comercializado do mundo. O Brasil consagra-se como um grande importador de trigo, pois não produz o suficiente para suprir sua demanda. Assim, aproveitando-se das vantagens econômicas sobrevindas da integração econômica no MERCOSUL, importa trigo, principalmente, da Argentina. Em segundo lugar, o país que mais vend trigo para o Brasil, são os Estados Unidos, grande produtor mundial e formador de preços da *commodity*. O Uruguai não produz um volume de trigo significativo, se comparado aos seus parceiros comerciais, entretanto, também exporta trigo para o Brasil.

Este trabalho procurou responder se havia transmissão de preços no mercado de trigo na Argentina, Brasil, Uruguai e Estados Unidos, ou seja, se estes mercados são integrados. Como explicitado anteriormente, mercados integrados são aqueles nos quais os preços são determinados de maneira interdependente no sentido de que as alterações de preços em um mercado são transmitidas aos preços em outros mercados.

Para verificar se existe cointegração de preços entre os mercados de trigo argentino, brasileiro, uruguaio e norte-americano é utilizado o teste de Johansen. Os resultados demonstram a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre os preços do trigo brasileiro e norte-americano, ou seja, estas variáveis são integradas. A partir do procedimento de Johansen foi detectada a presença de dois vetores de co-integração.

Portanto, os preços do trigo dos Estados Unidos participam efetivamente do equilíbrio de longo prazo dos preços do trigo no Brasil. No entanto, os preços do trigo argentino e uruguaio não se apresentaram estatisticamente integrados, por isso, foram excluídos das relações de longo prazo com o Brasil.

A função impulso-resposta demonstrou que após um choque de preços os desequilíbrios são corrigidos lentamente. A decomposição da variância dos erros indica que os erros de previsão são explicados significativamente pelos preços do trigo nos Estados Unidos e pela própria variável PBRA.

No que se refere às relações de curto prazo, somente um vetor de erro é significativo. Em primeira diferença, os preços do trigo para o Brasil e Argentina possuem coeficiente significativo, respondendo positivamente aos choques. Os resultados para o Uruguai e Estados Unidos não se mostraram significativos a um nível de confiança de 95%.

O coeficiente obtido do termo de erro significativo demonstra que em média são necessários quatro meses para corrigir o desequilíbrio dos preços no Brasil no curto prazo. Embora, o modelo econométrico proposto não tenha captado aos níveis de significância desejados a integração de preços para os mercados da Argentina, Brasil e Uruguai, ficou claro que o mercado de trigo para Brasil/Estados Unidos é integrado, ou seja, alterações de preço em um mercado são transmitidas ao preço do outro mercado em longo prazo.

Como sugestão para futuros estudos nesta área, recomenda-se o uso da Lei do Preço Único com o objetivo de testar se há uma perfeita integração entre os mercados de trigo no Brasil e Estados Unidos, já que eles se mostraram espacialmente integrados em longo prazo.

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

ABRITRIGO. Série Histórica do trigo. Disponível em: <<http://www.abitrigo.com.br>> Acesso em mar. 07.

ATLAS SÓCIO ECONÔMICO DO RIO GRANDE DO SUL. Disponível em: <<http://www.scp.rs.gov.br>> Acesso em jan. 08.

BARBOSA, M. Z. et al. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Revista Nova Economia**. v. 12, n. 2, p. 79-108, jul-dez, 2002. Disponível em: <<http://www.face.ufmg.br/novaeconomia>>. Acesso em: fev. 07.

BARRET, C. B. Market analysis methods: are our enriched toolkits well suited to enlivened markets? **American Journal of Agricultural Economics**. v 78. nº 3, p. 825 (5) Ago, 1996. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br/portugues/index>>. Acesso em ago. 07.

BARROS, G S. de C. Economia da Comercialização Agrícola. Piracicaba: ESALQ, 2007. Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/pdf/l_economia_comercializacao_agricola.pdf> Acesso em: out. 07.

BAULCH, R. J Transfer costs, spatial arbitrage and testing for food market integration. **American Journal of agricultural Economics**, v. 79, n. 2, p. 477-487, 1997. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br/portugues/index>>. Acesso em ago. 07.

BENDER FILHO,R.; ALVIM, A . M. Análise da transmissão de preços da carne bovina entre os países do Mercosul e Estados Unidos. In: **XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural**. Rio Branco, 2008. CD Room.

BRUM, A. L. et al. A competitividade do trigo brasileiro ante a competência argentina. O comércio internacional e a competitividade polo custo de produção. *Revista Galega de Economia*. V. 14, n. 1-2, p. 55-70, 2005. Acesso em ago. 08.

CAFÉ, S. L. et al. Cadeia produtiva do trigo. **Revista BNDES Setorial**. N. 18, p. 193-220, set. 2003. Disponível em: <<http://www.bndes.gov.br>> Acesso em: fev. 07.

CAMARGOS, M. A. de; GOMES, G. D.; BARBOSA, F. V. Integração de mercados e arbitragem com títulos transfronteiriços: ADRs – American Depositary Receipts. **Caderno de Pesquisas em Administração**, São Paulo, 10, n. 2, p. 51- 67, abr-jun, 2003. Disponível em: <<http://www.ead.fea.usp.br/cad-pesq/arquivos>>. Acesso em nov. 07

CAMPOS, L. F. R. **O desempenho competitivo do setor moageiro do trigo no Brasil no período pós—1990**. 2004. Tese (Doutorado em Engenharia da Produção)

– Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2004. Disponível em: <<http://www.ufsc.br>>. Acesso em: mar.07

CARNEIRO, F. G. A metodologia dos testes de causalidade em economia. (s/d). Brasília. Disponível em:<<http://www.unb.br/face/eco/textos/causal.pdf>> Acesso em: 27 de julho de 2008.

CHIODI, L. Integração espacial no mercado brasileiro de milho. 2006. Dissertação (Escola Superior de Agricultura Luis de Queiroz) – Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br>> Acesso em: jul.07.

COELHO, A. B. A cultura do algodão e a questão da integração de preços internos e externos. 2002. Dissertação. (Mestrado em Economia). Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002. Disponível em <<http://www.usp.br>>. Acesso em: mar. 07.

_____ A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. vol. 42, n. 1, p. 153-169, jan-mar. 2004.

COLLE, C. A . **A cadeia produtiva do trigo no Brasil: contribuição para geração de emprego e renda**. 1998. Dissertação (Mestrado em Economia Rural). Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Porto Alegre, 1998.

COSTA, S. M. A. L.; FERREIRA FILHO, J. B. S. Liberação comercial no Brasil e integração nos mercados de commodities agrícolas: os mercados do algodão, milho e arroz. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.38, n.2, p.41-70, 2000.

CUNHA, M. S. **Raiz unitária e co-integração**. Disponível em: <<http://www.unb.br>> Acesso em: mai. 2007.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995.

FAMINOW, M. D.; BENSON, B L. Integration of spatial markets. **American of Agricultural Economics**, v. 72 (1), p. 49-62, 1990. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br/portugues/index>>. Acesso em ago. 07

FAO. Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação. Disponível em: <<http://www.fao.org.br>> .

FONTES, Alessandro Albino, SILVA, Márcio Lopes da and LIMA, João Eustáquio de. **Integração espacial no mercado mineiro de carvão vegetal**. *Rev. Árvore*, Nov./Dec. 2005, vol.29, no.6, p.937-946. Disponível em: <http://www.scielo.br/pdf/rarv/v29n6/a13v29n6.pdf>. Acesso em nov. 07.

GAZETA MERCANTIL. Argentina suspende exportação de trigo. 29/11/2007

GUIMARÃES, M. **Jornal O Estado de São Paulo**. 13 de fevereiro de 2007. Brasil volta a discutir comércio de trigo com a Argentina. Edição on-line. Disponível em: <<http://www.estadao.com.br>> Acesso em: fev. 07.

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000.

IBGE, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Social Communication**, 15 mar, 2005. Disponível em: [http: <http://www.ibge.gov.br/english/presidencia/noticias >](http://www.ibge.gov.br/english/presidencia/noticias) Acesso em 10 jan. 08.

IPEA, Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada. **Boletim Conjuntural**, n. 35, out. 1996. Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br/pub/bccj>> Acesso em 10 jan. 08

JACOBSEN, L. A. **Análise do trigo brasileiro e rio-grandense frente ao Mercosul**. 2000. Dissertação (Mestrado em Integração Latino-Americana). Universidade Federal de Santa Maria. Santa Maria, 2000.

JORNAL O GLOBO. Argentina suspende as exportações de trigo. 28.11.07. Disponível em: <<http://www.oglobo.com/economia>> Acesso em dez 07.

LÓPEZ, G. Mercado argentino do trigo para 2006/07 e perspectivas futuras. In: XIII SEMINÁRIO INTERNACIONAL TRIGO – BRASIL (2006). Cidade do Encontro. Cidade da Sede: Associação Brasileira da Indústria do Trigo (ABITRIGO). Disponível em: <<http://www.abitrigo.com.br>>. Acesso em fev. 07.

KRUGMAN; P. R. ; OBSTEFELD, M. **Economia Internacional: Teoria e Prática**. São Paulo: Makron Books, 1999.

MARÇAL, E. F. Paridade do Poder de Compra: testando dados brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro, n. 57 (1), p. 159-190, jan-mar, 2003.

MARGARIDO, M. A . Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS®. **Revista Agricultura em São Paulo**. v. 51, n.1, p.87-101, jan – jan, 2004. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br>>. Acesso em fev. 07.

MARGARIDO, M. A.; BARROS, G. S. de C. Transmissão de preços agrícolas internacionais para preços agrícolas domésticos no Brasil. *Revista Agricultura em São Paulo*, n 47 (2), p. 53-81, 2000. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/publicações>> Acesso em set. 07.

MARQUES, P.V.; MELLO, P. C. **Mercados futuros de commodities agropecuárias: exemplos e aplicações aos mercados brasileiros**. – São Paulo: Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1999, 208p

MATSUMOTO, A. S.; BORGES, R. O. Integração e Possibilidades de Arbitragem Entre O Mercado Brasileiro de Ações e O Mercado de ADR no Período de 2001 A 2003. **IV Congresso de Controladoria e Contabilidade**. Universidade de São Paulo, 2004. Disponível em: <<http://www.congressoeac.locaweb.com.br/artigos42004>>. Acesso em nov. 07.

MINISTÉRIO DE AGRICULTURA Y GANADERIA DEL ECUADOR. **Proyecciones mundiales de trigo para el año 2005**. Disponível em: <<http://www.sica.gov.ec/cadenas/trigo>> Acesso em 10 jan. 08

NOGUEIRA, F. T. P.; AGUIAR, D. R. D. ; LIMA, J. E. Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. **Nova Economia**. Belo Horizonte, n. 15 (2), p. 91-112, mai-ago, 2005.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: Teoria e Política**. São Paulo: E. Makron Books, 5° ed, 2005.

SALVATORE, D. **Economia Internacional**. 6° ed. Rio de Janeiro. E: LTC, 2000.

SILVA, J. R. Trigo: situação atual e perspectivas para 2002. **Revista Informações Econômicas**. v. 32, n. 3, p. 70-71, mar. 2002.

SILVA, W. V. da; SANTO, E. L.; SILVA, L. . C. da. Co-integração entre os preços da soja cotados nos mercados brasileiro e norte-americano: uma análise empírica. **Caderno de Pesquisas em Administração**. São Paulo, v. 10, n 3, p. 69-78, jul-set, 2003. Disponível em: <<http://www.ead.fea.usp.br/cad-pesq/arquivos>> Acesso em: out 07.

SOUSA, E. P. de; CAMPOS, A . C. Transmissão de preços do algodão nos mercados interno e externo. In: **XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural**. Rio Branco, 2008. CD Room.

_____. Transmissão de preços no mercado brasileiro da soja. In: **XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural**. Rio Branco, 2008. CD Room.

TOMASINI, R. G. A.; AMBROSI, I. Aspectos econômicos da cultura do trigo. **Cadernos de Ciência e Tecnologia**, Brasília, v. 15, n. 2, p. 59-84, mai/ago, 1998.

UNITED STATES. Department of agriculture (Washington, USA). Disponível em: <<http://www.usda.gov>>. Acesso em: nov. 07.

ANEXOS

Anexo 1 – Teste ADF para Argentina

Unit root tests for variable ARGENTINA

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

102 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 14 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-2.3952	-396.4991	-398.4991	-401.1240	-399.5620
ADF(1)	-2.7373	-391.6949	-394.6949	-398.6323	-396.2893
ADF(2)	-2.8446	-391.3156	-395.3156	-400.5656	-397.4415
ADF(3)	-2.6204	-390.7387	-395.7387	-402.3011	-398.3961
ADF(4)	-2.2944	-387.4086	-393.4086	-401.2835	-396.5974
ADF(5)	-2.3025	-387.3545	-394.3545	-403.5419	-398.0748
ADF(6)	-2.3930	-387.0150	-395.0150	-405.5149	-399.2668
ADF(7)	-2.2211	-386.7805	-395.7805	-407.5928	-400.5637
ADF(8)	-2.5262	-385.0229	-395.0229	-408.1478	-400.3376
ADF(9)	-2.6566	-384.5982	-395.5982	-410.0355	-401.4444
ADF(10)	-2.6564	-384.5191	-396.5191	-412.2689	-402.8968
ADF(11)	-2.8074	-383.9920	-396.9920	-414.0543	-403.9011
ADF(12)	-3.0368	-383.1322	-397.1322	-415.5070	-404.5728

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.8897

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable ARGENTINA

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

102 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 14 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-2.1683	-396.4712	-399.4712	-403.4087	-401.0656
ADF(1)	-2.6483	-391.6563	-395.6563	-400.9062	-397.7822
ADF(2)	-2.7778	-391.2360	-396.2360	-402.7984	-398.8933
ADF(3)	-2.4920	-390.7111	-396.7111	-404.5860	-399.8999
ADF(4)	-2.0220	-387.3951	-394.3951	-403.5825	-398.1154
ADF(5)	-2.0339	-387.3477	-395.3477	-405.8476	-399.5994
ADF(6)	-2.1362	-387.0141	-396.0141	-407.8265	-400.7973
ADF(7)	-1.9574	-386.7763	-396.7763	-409.9012	-402.0910
ADF(8)	-2.2816	-385.0218	-396.0218	-410.4591	-401.8680
ADF(9)	-2.4182	-384.5937	-396.5937	-412.3436	-402.9714
ADF(10)	-2.4263	-384.5120	-397.5120	-414.5743	-404.4211
ADF(11)	-2.5875	-383.9734	-397.9734	-416.3482	-405.4140
ADF(12)	-2.8265	-383.0937	-398.0937	-417.7810	-406.0657

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4539
 LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion
 SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Anexo 2 – Teste ADF para Uruguai

Unit root tests for variable URUGUAI

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

102 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 14 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-2.4744	-407.8311	-409.8311	-412.4561	-410.8941
ADF(1)	-2.8462	-405.9699	-408.9699	-412.9073	-410.5643
ADF(2)	-3.0360	-405.3316	-409.3316	-414.5815	-411.4575
ADF(3)	-3.0048	-405.2799	-410.2799	-416.8423	-412.9372
ADF(4)	-2.7552	-405.0751	-411.0751	-418.9501	-414.2640
ADF(5)	-2.3485	-403.4171	-410.4171	-419.6045	-414.1374
ADF(6)	-2.2685	-403.3999	-411.3999	-421.8998	-415.6517
ADF(7)	-2.1880	-403.3860	-412.3860	-424.1983	-417.1692
ADF(8)	-2.2156	-403.2947	-413.2947	-426.4196	-418.6094
ADF(9)	-2.2210	-403.2442	-414.2442	-428.6815	-420.0903
ADF(10)	-2.2641	-403.1106	-415.1106	-430.8604	-421.4882
ADF(11)	-2.5631	-401.7546	-414.7546	-431.8169	-421.6637
ADF(12)	-2.4889	-401.7496	-415.7496	-434.1244	-423.1902

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.8897

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable URUGUAI

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

102 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 14 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-2.3382	-407.4696	-410.4696	-414.4070	-412.0640
ADF(1)	-2.7077	-405.7903	-409.7903	-415.0402	-411.9162
ADF(2)	-2.8880	-405.2226	-410.2226	-416.7851	-412.8800
ADF(3)	-2.8422	-405.1851	-411.1851	-419.0600	-414.3740
ADF(4)	-2.5637	-404.9457	-411.9457	-421.1331	-415.6660
ADF(5)	-2.1032	-403.1549	-411.1549	-421.6548	-415.4067
ADF(6)	-2.0037	-403.1210	-412.1210	-423.9334	-416.9043
ADF(7)	-1.9142	-403.0974	-413.0974	-426.2222	-418.4121
ADF(8)	-1.9423	-403.0177	-414.0177	-428.4550	-419.8639
ADF(9)	-1.9502	-402.9729	-414.9729	-430.7227	-421.3505
ADF(10)	-1.9957	-402.8487	-415.8487	-432.9111	-422.7578

ADF(11) -2.2956 -401.5451 -415.5451 -433.9200 -422.9857
 ADF(12) -2.2267 -401.5420 -416.5420 -436.2293 -424.5141

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4539

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Anexo 3 – Teste ADF para Brasil

Unit root tests for variable BRASIL

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

102 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 14 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-2.4999	-400.2775	-402.2775	-404.9024	-403.3404
ADF(1)	-3.2887	-393.6910	-396.6910	-400.6285	-398.2854
ADF(2)	-3.0393	-393.5830	-397.5830	-402.8329	-399.7089
ADF(3)	-2.6832	-393.0552	-398.0552	-404.6176	-400.7125
ADF(4)	-2.3439	-392.2465	-398.2465	-406.1214	-401.4353
ADF(5)	-2.2611	-392.2378	-399.2378	-408.4252	-402.9581
ADF(6)	-2.0046	-391.4906	-399.4906	-409.9905	-403.7423
ADF(7)	-2.2201	-390.3715	-399.3715	-411.1839	-404.1548
ADF(8)	-2.0489	-390.1473	-400.1473	-413.2722	-405.4620
ADF(9)	-2.1240	-389.9161	-400.9161	-415.3534	-406.7623
ADF(10)	-1.9608	-389.6683	-401.6683	-417.4181	-408.0460
ADF(11)	-2.0788	-389.1911	-402.1911	-419.2534	-409.1002
ADF(12)	-1.9844	-389.1360	-403.1360	-421.5109	-410.5766

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.8897

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable BRASIL

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

102 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 14 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-2.3991	-400.2774	-403.2774	-407.2149	-404.8718
ADF(1)	-3.2720	-393.5790	-397.5790	-402.8290	-399.7049
ADF(2)	-3.0009	-393.4981	-398.4981	-405.0605	-401.1554
ADF(3)	-2.6042	-393.0181	-399.0181	-406.8930	-402.2069
ADF(4)	-2.2086	-392.2424	-399.2424	-408.4298	-402.9627
ADF(5)	-2.1108	-392.2351	-400.2351	-410.7350	-404.4869
ADF(6)	-1.8179	-391.4891	-400.4891	-412.3015	-405.2723
ADF(7)	-2.0643	-390.3663	-400.3663	-413.4912	-405.6810

ADF(8)	-1.8733	-390.1467	-401.1467	-415.5840	-406.9928
ADF(9)	-1.9585	-389.9112	-401.9112	-417.6610	-408.2888
ADF(10)	-1.7772	-389.6678	-402.6678	-419.7301	-409.5769
ADF(11)	-1.9161	-389.1816	-403.1816	-421.5564	-410.6222
ADF(12)	-1.8078	-389.1308	-404.1308	-423.8181	-412.1029

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4539
LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion
SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Anexo 4 – Teste ADF para EUA

Unit root tests for variable EUA

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

102 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 14 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-2.2402	-378.1399	-380.1399	-382.7649	-381.2029
ADF(1)	-2.4204	-376.7391	-379.7391	-383.6766	-381.3336
ADF(2)	-2.1627	-375.0874	-379.0874	-384.3373	-381.2132
ADF(3)	-2.1647	-375.0586	-380.0586	-386.6210	-382.7160
ADF(4)	-2.0617	-374.8101	-380.8101	-388.6850	-383.9990
ADF(5)	-1.9791	-374.6466	-381.6466	-390.8340	-385.3669
ADF(6)	-2.0141	-374.4855	-382.4855	-392.9854	-386.7373
ADF(7)	-1.9586	-374.4731	-383.4731	-395.2855	-388.2564
ADF(8)	-2.0511	-374.1040	-384.1040	-397.2289	-389.4187
ADF(9)	-2.6362	-369.2923	-380.2923	-394.7297	-386.1385
ADF(10)	-2.3330	-368.8071	-380.8071	-396.5569	-387.1847
ADF(11)	-2.2328	-368.7830	-381.7830	-398.8453	-388.6921
ADF(12)	-2.2511	-368.7054	-382.7054	-401.0802	-390.1460

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.8897

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion
SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable EUA

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

102 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 14 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-2.0027	-377.6652	-380.6652	-384.6026	-382.2596
ADF(1)	-2.2007	-376.4586	-380.4586	-385.7085	-382.5845
ADF(2)	-1.8814	-374.5977	-379.5977	-386.1602	-382.2551
ADF(3)	-1.8703	-374.5920	-380.5920	-388.4669	-383.7808
ADF(4)	-1.7308	-374.2475	-381.2475	-390.4349	-384.9678
ADF(5)	-1.6158	-374.0010	-382.0010	-392.5009	-386.2528
ADF(6)	-1.6456	-373.9176	-382.9176	-394.7300	-387.7009

ADF(7)	-1.5745	-373.8863	-383.8863	-397.0112	-389.2011
ADF(8)	-1.6665	-373.6072	-384.6072	-399.0445	-390.4533
ADF(9)	-2.2633	-368.9697	-380.9697	-396.7196	-387.3474
ADF(10)	-1.9435	-368.4185	-381.4185	-398.4808	-388.3276
ADF(11)	-1.8301	-368.3757	-382.3757	-400.7505	-389.8163
ADF(12)	-1.8408	-368.3270	-383.3270	-403.0143	-391.2991

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4539

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Anexo 5 – Teste ADF após a diferenciação – Argentina

Unit root tests for variable DARGE

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

101 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 15 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-7.5329	-388.8488	-390.8488	-393.4639	-391.9075
ADF(1)	-6.0357	-388.8455	-391.8455	-395.7681	-393.4335
ADF(2)	-5.8106	-388.1401	-392.1401	-397.3704	-394.2575
ADF(3)	-6.7354	-383.6105	-388.6105	-395.1483	-391.2571
ADF(4)	-5.4731	-383.5927	-389.5927	-397.4380	-392.7687
ADF(5)	-5.1305	-383.3378	-390.3378	-399.4907	-394.0431
ADF(6)	-5.1761	-382.5756	-390.5756	-401.0361	-394.8103
ADF(7)	-4.2879	-381.8796	-390.8796	-402.6476	-395.6436
ADF(8)	-4.0620	-381.8795	-391.8795	-404.9551	-397.1729
ADF(9)	-3.9593	-381.8598	-392.8598	-407.2429	-398.6825
ADF(10)	-3.7808	-381.8558	-393.8558	-409.5465	-400.2078
ADF(11)	-3.5876	-381.8367	-394.8367	-411.8349	-401.7181
ADF(12)	-4.1337	-378.6149	-392.6149	-410.9207	-400.0256

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.8900

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable DARGE

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

101 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 15 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-7.6208	-388.2052	-391.2052	-395.1279	-392.7932
ADF(1)	-6.1456	-388.1850	-392.1850	-397.4152	-394.3024
ADF(2)	-5.9411	-387.3853	-392.3853	-398.9231	-395.0320
ADF(3)	-6.9527	-382.3553	-388.3553	-396.2007	-391.5313

ADF(4)	-5.7110	-382.3553	-389.3553	-398.5082	-393.0606
ADF(5)	-5.4047	-381.9642	-389.9642	-400.4247	-394.1989
ADF(6)	-5.4505	-381.1527	-390.1527	-401.9207	-394.9167
ADF(7)	-4.5657	-380.4285	-390.4285	-403.5041	-395.7218
ADF(8)	-4.3265	-380.4279	-391.4279	-405.8110	-397.2506
ADF(9)	-4.2026	-380.4232	-392.4232	-408.1139	-398.7753
ADF(10)	-4.0074	-380.4083	-393.4083	-410.4065	-400.2897
ADF(11)	-3.7984	-380.3716	-394.3716	-412.6775	-401.7824
ADF(12)	-4.3069	-377.3195	-392.3195	-411.9329	-400.2595

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4543

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Anexo 6 – Teste ADF após diferenciação dos dados – Estados Unidos

Unit root tests for variable DEUA

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

101 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 15 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-8.6660	-375.6467	-377.6467	-380.2618	-378.7054
ADF(1)	-8.0678	-373.2572	-376.2572	-380.1799	-377.8452
ADF(2)	-6.1857	-373.2557	-377.2557	-382.4860	-379.3731
ADF(3)	-5.8333	-372.6037	-377.6037	-384.1415	-380.2504
ADF(4)	-5.4818	-372.1850	-378.1850	-386.0304	-381.3611
ADF(5)	-4.6213	-372.0885	-379.0885	-388.2414	-382.7938
ADF(6)	-4.6068	-371.5718	-379.5718	-390.0323	-383.8065
ADF(7)	-4.0580	-371.3843	-380.3843	-392.1524	-385.1483
ADF(8)	-3.1768	-368.7085	-378.7085	-391.7841	-384.0018
ADF(9)	-3.4330	-367.5118	-378.5118	-392.8949	-384.3345
ADF(10)	-3.4644	-367.2980	-379.2980	-394.9887	-385.6501
ADF(11)	-3.3264	-367.2970	-380.2970	-397.2953	-387.1784
ADF(12)	-2.9852	-366.9575	-380.9575	-399.2633	-388.3682

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.8900

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable DEUA

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

101 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 15 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-8.8271	-374.5644	-377.5644	-381.4871	-379.1524

ADF(1)	-8.3127	-371.7570	-375.7570	-380.9873	-377.8744
ADF(2)	-6.4551	-371.7478	-376.7478	-383.2856	-379.3944
ADF(3)	-6.1667	-370.8172	-376.8172	-384.6626	-379.9933
ADF(4)	-5.8638	-370.1860	-377.1860	-386.3389	-380.8913
ADF(5)	-5.0171	-370.1598	-378.1598	-388.6202	-382.3945
ADF(6)	-5.0582	-369.3783	-378.3783	-390.1463	-383.1423
ADF(7)	-4.5098	-369.2529	-379.2529	-392.3285	-384.5463
ADF(8)	-3.6238	-366.7307	-377.7307	-392.1138	-383.5534
ADF(9)	-3.8632	-365.5309	-377.5309	-393.2216	-383.8830
ADF(10)	-3.8867	-365.3019	-378.3019	-395.3002	-385.1833
ADF(11)	-3.7461	-365.2974	-379.2974	-397.6032	-386.7081
ADF(12)	-3.4014	-364.9558	-379.9558	-399.5692	-387.8958

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4543
 LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion
 SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Anexo 7 – Teste ADF após diferenciação para série de preços do Uruguai

Unit root tests for variable DURUGUAI

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

101 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 15 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-8.7744	-406.1452	-408.1452	-410.7603	-409.2038
ADF(1)	-6.3622	-406.0951	-409.0951	-413.0177	-410.6831
ADF(2)	-5.5523	-406.0054	-410.0054	-415.2356	-412.1227
ADF(3)	-5.4772	-405.1430	-410.1430	-416.6808	-412.7897
ADF(4)	-5.9858	-402.4740	-408.4740	-416.3194	-411.6501
ADF(5)	-5.4210	-402.2284	-409.2284	-418.3813	-412.9338
ADF(6)	-5.0528	-401.9531	-409.9531	-420.4136	-414.1878
ADF(7)	-4.5082	-401.9464	-410.9464	-422.7145	-415.7105
ADF(8)	-4.1566	-401.9299	-411.9299	-425.0055	-417.2232
ADF(9)	-3.8416	-401.9297	-412.9297	-427.3129	-418.7524
ADF(10)	-3.3261	-401.4141	-413.4141	-429.1049	-419.7662
ADF(11)	-3.3559	-401.2000	-414.2000	-431.1983	-421.0814
ADF(12)	-3.5077	-400.5976	-414.5976	-432.9034	-422.0083

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.8900

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion
 SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable DURUGUAI

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

101 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 15 to 115

```
*****
```

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-8.8635	-405.4635	-408.4635	-412.3861	-410.0515
ADF(1)	-6.4667	-405.4405	-409.4405	-414.6707	-411.5579
ADF(2)	-5.6699	-405.3219	-410.3219	-416.8597	-412.9686
ADF(3)	-5.6150	-404.3564	-410.3564	-418.2018	-413.5324
ADF(4)	-6.1624	-401.4470	-408.4470	-417.5999	-412.1524
ADF(5)	-5.6239	-401.1083	-409.1083	-419.5688	-413.3430
ADF(6)	-5.2681	-400.7702	-409.7702	-421.5383	-414.5343
ADF(7)	-4.7166	-400.7618	-410.7618	-423.8374	-416.0552
ADF(8)	-4.3479	-400.7498	-411.7498	-426.1330	-417.5725
ADF(9)	-4.0171	-400.7498	-412.7498	-428.4405	-419.1018
ADF(10)	-3.4954	-400.2182	-413.2182	-430.2165	-420.0996
ADF(11)	-3.5104	-400.0238	-414.0238	-432.3296	-421.4345
ADF(12)	-3.6440	-399.4618	-414.4618	-434.0752	-422.4019

```
*****
```

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4543
 LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion
 SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Anexo 8 – Teste ADF após diferenciação – Brasil

Unit root tests for variable DBRASIL

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

```
*****
```

101 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 15 to 115

```
*****
```

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-7.4153	-395.3665	-397.3665	-399.9816	-398.4251
ADF(1)	-6.6967	-394.5966	-397.5966	-401.5193	-399.1846
ADF(2)	-6.5997	-392.9843	-396.9843	-402.2145	-399.1016
ADF(3)	-6.5662	-391.2765	-396.2765	-402.8143	-398.9232
ADF(4)	-5.8273	-391.0498	-397.0498	-404.8952	-400.2258
ADF(5)	-5.8690	-389.7447	-396.7447	-405.8977	-400.4501
ADF(6)	-4.5382	-389.1578	-397.1578	-407.6183	-401.3925
ADF(7)	-4.5892	-388.5131	-397.5131	-409.2811	-402.2771
ADF(8)	-4.0647	-388.4838	-398.4838	-411.5594	-403.7772
ADF(9)	-4.1410	-387.9384	-398.9384	-413.3216	-404.7611
ADF(10)	-3.5692	-387.7170	-399.7170	-415.4078	-406.0691
ADF(11)	-3.5611	-387.4820	-400.4820	-417.4803	-407.3634
ADF(12)	-3.3443	-387.4803	-401.4803	-419.7862	-408.8910

```
*****
```

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.8900
 LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion
 SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable DBRASIL

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

101 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 15 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-7.4128	-395.1929	-398.1929	-402.1156	-399.7809
ADF(1)	-6.7072	-394.3806	-398.3806	-403.6108	-400.4979
ADF(2)	-6.6323	-392.6645	-397.6645	-404.2023	-400.3112
ADF(3)	-6.6243	-390.8311	-396.8311	-404.6764	-400.0071
ADF(4)	-5.9030	-390.5546	-397.5546	-406.7075	-401.2599
ADF(5)	-5.9539	-389.1896	-397.1896	-407.6501	-401.4243
ADF(6)	-4.6286	-388.6396	-397.6396	-409.4076	-402.4036
ADF(7)	-4.6837	-387.9583	-397.9583	-411.0339	-403.2517
ADF(8)	-4.1604	-387.9332	-398.9332	-413.3164	-404.7559
ADF(9)	-4.2324	-387.3799	-399.3799	-415.0706	-405.7320
ADF(10)	-3.6614	-387.1695	-400.1695	-417.1678	-407.0509
ADF(11)	-3.6546	-386.9172	-400.9172	-419.2230	-408.3279
ADF(12)	-3.4426	-386.9120	-401.9120	-421.5254	-409.8520

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4543

LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion

SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Anexo 9 – Teste de causalidade de Granger

LR Test of Block Granger Non-Causality in the VAR

Based on 113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2

List of variables included in the unrestricted VAR:

BRASIL URUGUAI ARGENTINA EUA

Maximized value of log-likelihood = -1629.3

List of variable(s) assumed to be "non-causal" under the null hypothesis:

URUGUAI

Maximized value of log-likelihood = -1635.5

LR test of block non-causality, CHSQ(6)= 12.4670[.052]

The above statistic is for testing the null hypothesis that the coefficients of the lagged values of:

URUGUAI

in the block of equations explaining the variable(s):

BRASIL ARGENTINA EUA

are zero. The maximum order of the lag(s) is 2.

Anexo 10 – Teste de causalidade de Granger

LR Test of Block Granger Non-Causality in the VAR

Based on 113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2

List of variables included in the unrestricted VAR:

BRASIL URUGUAI ARGENTINA EUA

Maximized value of log-likelihood = -1629.3

List of variable(s) assumed to be "non-causal" under the null hypothesis:

EUA

Maximized value of log-likelihood = -1641.2

LR test of block non-causality, CHSQ(6)= 23.8066[.001]

The above statistic is for testing the null hypothesis that the coefficients of the lagged values of:

EUA

in the block of equations explaining the variable(s):

BRASIL URUGUAI ARGENTINA

are zero. The maximum order of the lag(s) is 2.

Anexo 11 Teste de causalidade de Granger

LR Test of Block Granger Non-Causality in the VAR

Based on 113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2

List of variables included in the unrestricted VAR:

BRASIL URUGUAI ARGENTINA EUA

Maximized value of log-likelihood = -1629.3

List of variable(s) assumed to be "non-causal" under the null hypothesis:

ARGENTINA

Maximized value of log-likelihood = -1637.8

LR test of block non-causality, CHSQ(6)= 16.9886[.009]

The above statistic is for testing the null hypothesis that the coefficients of the lagged values of:

ARGENTINA

in the block of equations explaining the variable(s):

BRASIL URUGUAI EUA

are zero. The maximum order of the lag(s) is 2.

Anexo 12 - Teste de Johansen

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI

List of eigenvalues in descending order:

.26705 .19899 .037357 .2521E-4

```
*****
```

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	35.1067	23.9200	21.5800
r <= 1	r = 2	25.0733	17.6800	15.5700
r <= 2	r = 3	4.3022	11.0300	9.2800
r <= 3	r = 4	.0028492	4.1600	3.0400

```
*****
```

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR
Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

```
*****
```

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2.
List of variables included in the cointegrating vector:
BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI
List of eigenvalues in descending order:
.26705 .19899 .037357 .2521E-4

```
*****
```

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	64.4851	39.8100	36.6900
r <= 1	r >= 2	29.3783	24.0500	21.4600
r <= 2	r >= 3	4.3050	12.3600	10.2500
r <= 3	r = 4	.0028492	4.1600	3.0400

```
*****
```

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR
Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

```
*****
```

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2.
List of variables included in the cointegrating vector:
BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI
List of eigenvalues in descending order:
.26705 .19899 .037357 .2521E-4

```
*****
```

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	-1661.5	-1677.5	-1699.3	-1686.4
r = 1	-1644.0	-1667.0	-1698.3	-1679.7
r = 2	-1631.4	-1659.4	-1697.6	-1674.9
r = 3	-1629.3	-1660.3	-1702.6	-1677.4
r = 4	-1629.3	-1661.3	-1704.9	-1679.0

```
*****
```

AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion
HQC = Hannan-Quinn Criterion

Anexo 12A – Teste de Johansen

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI Intercept

List of eigenvalues in descending order:

.27704 .20997 .037371 .036310 0.00

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	36.6572	28.2700	25.8000
r <= 1	r = 2	26.6330	22.0400	19.8600
r <= 2	r = 3	4.3038	15.8700	13.8100
r <= 3	r = 4	4.1794	9.1600	7.5300

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI Intercept

List of eigenvalues in descending order:

.27704 .20997 .037371 .036310 0.00

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	71.7734	53.4800	49.9500
r <= 1	r >= 2	35.1162	34.8700	31.9300
r <= 2	r >= 3	8.4832	20.1800	17.8800
r <= 3	r = 4	4.1794	9.1600	7.5300

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with restricted intercepts and no trends in the VAR

Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI Intercept

List of eigenvalues in descending order:

.27704 .20997 .037371 .036310 0.00

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	-1661.5	-1677.5	-1699.3	-1686.4
r = 1	-1643.2	-1667.2	-1699.9	-1680.5
r = 2	-1629.9	-1659.9	-1700.8	-1676.5

r = 3 -1627.7 -1661.7 -1708.1 -1680.5
 r = 4 -1625.6 -1661.6 -1710.7 -1681.6

AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion
 HQC = Hannan-Quinn Criterion

Anexo 12B – Teste de Johansen

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI

List of eigenvalues in descending order:

.27701 .20894 .036674 .032514

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	36.6521	27.4200	24.9900
r <= 1	r = 2	26.4856	21.1200	19.0200
r <= 2	r = 3	4.2221	14.8800	12.9800
r <= 3	r = 4	3.7351	8.0700	6.5000

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI

List of eigenvalues in descending order:

.27701 .20894 .036674 .032514

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	71.0949	48.8800	45.7000
r <= 1	r >= 2	34.4428	31.5400	28.7800
r <= 2	r >= 3	7.9572	17.8600	15.7500
r <= 3	r = 4	3.7351	8.0700	6.5000

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with unrestricted intercepts and no trends in the VAR

Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI

List of eigenvalues in descending order:

.27701 .20894 .036674 .032514

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	-1661.2	-1681.2	-1708.5	-1692.3
r = 1	-1642.9	-1669.9	-1706.7	-1684.8
r = 2	-1629.6	-1661.6	-1705.3	-1679.3
r = 3	-1627.5	-1662.5	-1710.2	-1681.9
r = 4	-1625.6	-1661.6	-1710.7	-1681.6

AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion
HQC = Hannan-Quinn Criterion

Anexo 12C – Teste de Johansen

Cointegration with unrestricted intercepts and restricted trends in the VAR
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI Trend

List of eigenvalues in descending order:

.27744 .20897 .095604 .035160 0.00

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	36.7191	31.7900	29.1300
r <= 1	r = 2	26.4888	25.4200	23.1000
r <= 2	r = 3	11.3552	19.2200	17.1800
r <= 3	r = 4	4.0446	12.3900	10.5500

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with unrestricted intercepts and restricted trends in the VAR
Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI Trend

List of eigenvalues in descending order:

.27744 .20897 .095604 .035160 0.00

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	78.6076	63.0000	59.1600
r <= 1	r >= 2	41.8885	42.3400	39.3400
r <= 2	r >= 3	15.3997	25.7700	23.0800
r <= 3	r = 4	4.0446	12.3900	10.5500

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with unrestricted intercepts and restricted trends in the VAR

Choice of the Number of Cointegrating Relations Using Model Selection Criteria

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI Trend

List of eigenvalues in descending order:

.27744 .20897 .095604 .035160 0.00

Rank	Maximized LL	AIC	SBC	HQC
r = 0	-1661.2	-1681.2	-1708.5	-1692.3
r = 1	-1642.8	-1670.8	-1709.0	-1686.3
r = 2	-1629.6	-1663.6	-1709.9	-1682.4
r = 3	-1623.9	-1661.9	-1713.7	-1682.9
r = 4	-1621.9	-1661.9	-1716.4	-1684.0

AIC = Akaike Information Criterion SBC = Schwarz Bayesian Criterion

HQC = Hannan-Quinn Criterion

Anexo 12D – Teste de Johansen

Cointegration with unrestricted intercepts and unrestricted trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI

List of eigenvalues in descending order:

.27738 .20616 .089637 .033858

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	36.7106	31.0000	28.3200
r <= 1	r = 2	26.0881	24.3500	22.2600
r <= 2	r = 3	10.6121	18.3300	16.2800
r <= 3	r = 4	3.8922	11.5400	9.7500

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Cointegration with unrestricted intercepts and unrestricted trends in the VAR

Cointegration LR Test Based on Trace of the Stochastic Matrix

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI

List of eigenvalues in descending order:

.27738 .20616 .089637 .033858

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r >= 1	77.3029	58.9300	55.0100
r <= 1	r >= 2	40.5923	39.3300	36.2800
r <= 2	r >= 3	14.5043	23.8300	21.2300

* B:Functional Form *CHSQ(1)= 25.4660[.000]*F(1, 112)= 31.8560[.000]*
* * * *

* C:Normality *CHSQ(2)= 40.3967[.000]* Not applicable *
* * * *

* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= 13.7846[.000]*F(1, 113)= 15.3895[.000]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

Anexo 14 – Teste para análise de tendência nos preços do trigo para Brasil

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is BRASIL

115 observations used for estimation from 1 to 115

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	155.9483	5.1855	30.0736[.000]
TENDENCIA	-.30810	.077595	-3.9707[.000]

R-Squared	.12244	R-Bar-Squared	.11467
S.E. of Regression	27.6233	F-stat. F(1, 113)	15.7661[.000]
Mean of Dependent Variable	138.0783	S.D. of Dependent Variable	29.3578
Residual Sum of Squares	86224.1	Equation Log-likelihood	-543.8149
Akaike Info. Criterion	-545.8149	Schwarz Bayesian Criterion	-548.5598
DW-statistic	.19612		

Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version *

* * * *

* A:Serial Correlation*CHSQ(1)= 93.4279[.000]*F(1, 112)= 485.0688[.000]*
* * * *

* B:Functional Form *CHSQ(1)= 32.2623[.000]*F(1, 112)= 43.6727[.000]*
* * * *

* C:Normality *CHSQ(2)= 34.7939[.000]* Not applicable *
* * * *

* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= 6.2884[.012]*F(1, 113)= 6.5365[.012]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

Anexo 15 – Teste para análise de tendência nos preços do trigo para Argentina

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is ARGENTINA

115 observations used for estimation from 1 to 115

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	170.8700	6.7388	25.3562[.000]
TENDENCIA	-.44154	.10084	-4.3787[.000]

R-Squared	.14506	R-Bar-Squared	.13749
S.E. of Regression	35.8973	F-stat. F(1, 113)	19.1730[.000]
Mean of Dependent Variable	145.2609	S.D. of Dependent Variable	38.6528
Residual Sum of Squares	145613.5	Equation Log-likelihood	-573.9452
Akaike Info. Criterion	-575.9452	Schwarz Bayesian Criterion	-578.6902
DW-statistic	.12388		

Diagnostic Tests

* Test Statistics *	LM Version	* F Version *
* A:Serial Correlation*CHSQ(1)= 100.0996[.000]*F(1, 112)= 752.4036[.000]*		
* B:Functional Form *CHSQ(1)= 21.5071[.000]*F(1, 112)= 25.7645[.000]*		
* C:Normality *CHSQ(2)= 22.6711[.000]* Not applicable *		
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= 20.7942[.000]*F(1, 113)= 24.9427[.000]*		

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

Anexo 16 – Teste para análise de tendência nos preços do trigo para Estados Unidos

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is EUA

115 observations used for estimation from 1 to 115

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	165.8297	5.6129	29.5446[.000]
TENDENCIA	-.27757	.083990	-3.3049[.001]

R-Squared	.088137	R-Bar-Squared	.080067
-----------	---------	---------------	---------

S.E. of Regression 29.8996 F-stat. F(1, 113) 10.9221[.001]
 Mean of Dependent Variable 149.7304 S.D. of Dependent Variable 31.1736
 Residual Sum of Squares 101020.4 Equation Log-likelihood -552.9213
 Akaike Info. Criterion -554.9213 Schwarz Bayesian Criterion -557.6662
 DW-statistic .11519

Diagnostic Tests

* Test Statistics *	LM Version	* F Version *

* A:Serial Correlation*CHSQ(1)= 102.0313[.000]*F(1, 112)= 881.1606[.000]*		
* B:Functional Form *CHSQ(1)= 47.2905[.000]*F(1, 112)= 78.2244[.000]*		
* C:Normality *CHSQ(2)= 8.7653[.012]*		Not applicable *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= 10.5983[.001]*F(1, 113)= 11.4712[.001]*		

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

Anexo 17 – Vetores de co-integração

Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)
 Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

112 observations from 4 to 115. Order of VAR = 2, chosen r =2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI

	Vector 1	Vector 2
BRASIL	.6590E-3 (-1.0000)	.0083945 (-1.0000)
EUA	-.0068574 (10.4058)	-.0021969 (.26171)
ARGENTINA	.0015098 (-2.2911)	-.0021865 (.26046)
URUGUAI	.0052299 (-7.9362)	-.0036413 (.43377)

Anexo 18 – Função impulso resposta

Generalized Impulse Response(s) to one S.E. shock in the equation for BRASIL

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2, chosen $r = 2$.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL URUGUAI ARGENTINA EUA

List of imposed restrictions:

$A_1=1; A_2=0; A_3=0; B_1=0; B_2=0; B_3=1$

Horizon	BRASIL	URUGUAI	ARGENTINA	EUA
0	9.7607	4.6262	4.1440	2.2486
1	10.4464	8.1082	6.2781	1.9496
2	8.1074	7.2791	5.6444	2.5085
3	5.3086	5.3976	4.1560	2.9514
4	3.2723	3.7135	2.8766	3.1722
5	2.2729	2.7610	2.1973	3.2168
6	2.0598	2.4908	2.0597	3.1715
7	2.2502	2.6324	2.2357	3.1058
8	2.5396	2.9181	2.5083	3.0560
9	2.7645	3.1777	2.7441	3.0319
10	2.8794	3.3444	2.8946	3.0281
11	2.9045	3.4200	2.9656	3.0350
12	2.8809	3.4357	2.9852	3.0444
13	2.8438	3.4244	2.9816	3.0519
14	2.8132	3.4088	2.9736	3.0561
15	2.7957	3.3991	2.9696	3.0577
23	2.7965	3.4174	2.9948	3.0568
24	2.7960	3.4176	2.9951	3.0569

Anexo 19 – ADF para resíduos

Unit root tests for variable ADFRES

The Dickey-Fuller regressions include an intercept but not a trend

102 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 14 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-4.2573	-377.6147	-379.6147	-382.2397	-380.6776
ADF(1)	-4.4793	-376.6029	-379.6029	-383.5403	-381.1973
ADF(2)	-4.5433	-375.9201	-379.9201	-385.1700	-382.0460
ADF(3)	-3.9207	-375.7960	-380.7960	-387.3584	-383.4534
ADF(4)	-3.7717	-375.7409	-381.7409	-389.6159	-384.9298
ADF(5)	-3.5534	-375.7407	-382.7407	-391.9281	-386.4609
ADF(6)	-3.0485	-375.0131	-383.0131	-393.5130	-387.2648
ADF(7)	-3.0477	-374.8942	-383.8942	-395.7066	-388.6774
ADF(8)	-3.1042	-374.6464	-384.6464	-397.7712	-389.9611
ADF(9)	-3.2311	-374.1857	-385.1857	-399.6231	-391.0319
ADF(10)	-3.0219	-374.1839	-386.1839	-401.9338	-392.5616
ADF(11)	-2.9811	-374.0891	-387.0891	-404.1515	-393.9982
ADF(12)	-2.8354	-374.0858	-388.0858	-406.4606	-395.5264

95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -2.8897
 LL = Maximized log-likelihood AIC = Akaike Information Criterion
 SBC = Schwarz Bayesian Criterion HQC = Hannan-Quinn Criterion

Unit root tests for variable ADFRES

The Dickey-Fuller regressions include an intercept and a linear trend

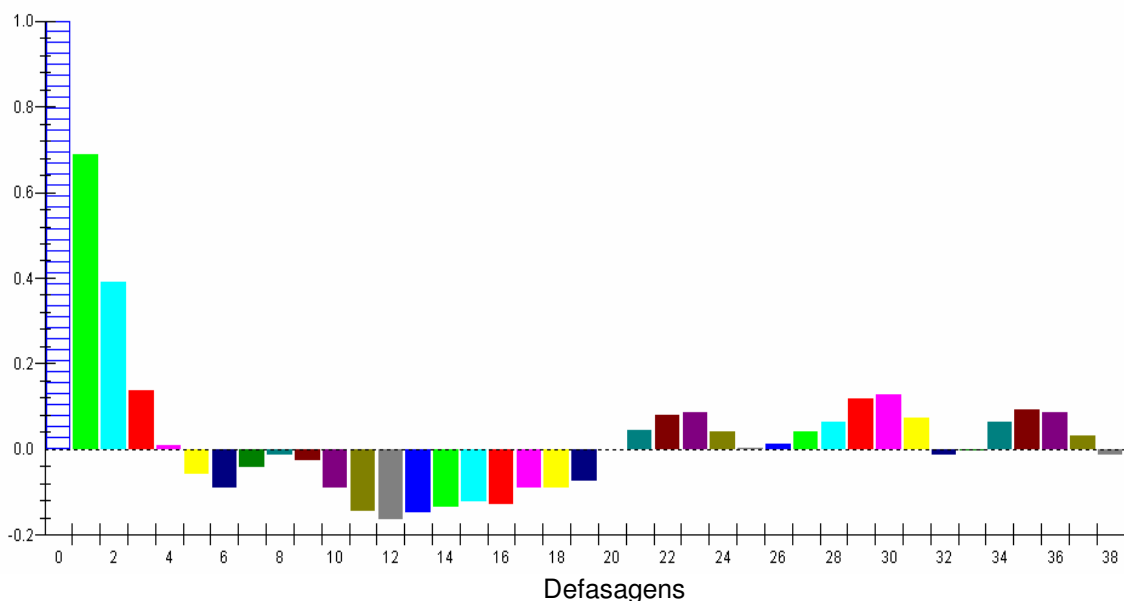
102 observations used in the estimation of all ADF regressions.

Sample period from 14 to 115

	Test Statistic	LL	AIC	SBC	HQC
DF	-4.4144	-376.8041	-379.8041	-383.7416	-381.3985
ADF(1)	-4.6383	-375.7393	-379.7393	-384.9893	-381.8652
ADF(2)	-4.7204	-374.9591	-379.9591	-386.5215	-382.6165
ADF(3)	-4.1011	-374.8639	-380.8639	-388.7388	-384.0527
ADF(4)	-3.9561	-374.7907	-381.7907	-390.9781	-385.5110
ADF(5)	-3.7378	-374.7907	-382.7907	-393.2906	-387.0425
ADF(6)	-3.2324	-374.0458	-383.0458	-394.8582	-387.8290
ADF(7)	-3.2320	-373.9107	-383.9107	-397.0355	-389.2254
ADF(8)	-3.2985	-373.6120	-384.6120	-399.0494	-390.4582
ADF(9)	-3.4491	-373.0392	-385.0392	-400.7890	-391.4168
ADF(10)	-3.2572	-373.0362	-386.0362	-403.0985	-392.9453
ADF(11)	-3.2443	-372.8610	-386.8610	-405.2358	-394.3016
ADF(12)	-3.1262	-372.8227	-387.8227	-407.5100	-395.7948

*** 95% critical value for the augmented Dickey-Fuller statistic = -3.4539

Anexo 20 – Função autocorrelação para resíduos



Anexo 21 – Teste de tendência para resíduos

Ordinary Least Squares Estimation

```
*****
Dependent variable is ADFRES
115 observations used for estimation from 1 to 115
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
C              5.1784          2.6937              1.9224[.057]
TENDENCIA     -.074667        .040307             -1.8524[.067]
*****
R-Squared      .029472  R-Bar-Squared      .020884
S.E. of Regression  14.3491  F-stat.  F( 1, 113)  3.4315[.067]
Mean of Dependent Variable .84769  S.D. of Dependent Variable  14.5013
Residual Sum of Squares  23266.4  Equation Log-likelihood  -468.4932
Akaike Info. Criterion  -470.4932  Schwarz Bayesian Criterion  -473.2382
DW-statistic   .55895
*****
```

Diagnostic Tests

```
*****
* Test Statistics *      LM Version      *      F Version      *
*****
* A:Serial Correlation*CHSQ( 1)= 55.6019[.000]*F( 1, 112)= 104.8421[.000]*
* * * * *
* B:Functional Form *CHSQ( 1)= .58417[.445]*F( 1, 112)= .57184[.451]*
* * * * *
* C:Normality *CHSQ( 2)= .075368[.963]* Not applicable *
* * * * *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ( 1)= 7.1347[.008]*F( 1, 113)= 7.4743[.007]*
*****
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values
```

Anexo 22 – Teste de Phillips-Perron – Brasil

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 38

```
*****
Dependent variable is DBRASIL
114 observations used for estimation from 2 to 115
*****
Regressor      Coefficient      Standard Error      T-Ratio[Prob]
C              12.1402         4.4279              2.7417[.007]
D1BRA         -.089753        .035745             -2.5109[.013]
*****
```

Anexo 23 – Teste de Phillips-Perron – Uruguai

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 38

Dependent variable is DURUGUAI

114 observations used for estimation from 2 to 115

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	12.4147	4.9437	2.5112[.013]
D1URU	-.087186	.038868	-2.2431[.027]

.....

Anexo 24 – Teste de Phillips-Perron – Estados Unidos

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 38

Dependent variable is DEUA

114 observations used for estimation from 2 to 115

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	7.7998	3.8689	2.0160[.046]
D1EUA	-.051614	.026266	-1.9650[.052]

Anexo 25 – Teste de Phillips-Perron – Argentina

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 38

Dependent variable is DARGE

114 observations used for estimation from 2 to 115

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	8.0739	3.2548	2.4807[.015]
D1ARGE	-.055424	.027867	-1.9888[.049]

.....

Anexo 26 – PP Brasil – primeira diferença

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 38

Dependent variable is DDBRA

113 observations used for estimation from 3 to 115

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	-.15909	.46677	-.34083[.734]
DD1BRA	-.70285	.14244	-4.9343[.000]

Anexo 27 – PP Uruguai – primeira diferença

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 38

Dependent variable is DDURU

113 observations used for estimation from 3 to 115

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.36339	.70717	.51386[.608]
DD1URU	-.84041	.051632	-16.2771[.000]

Anexo 28 – PP Argentina – primeira diferença

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 38

Dependent variable is DDARG

113 observations used for estimation from 3 to 115

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.015794	.66945	.023593[.981]
DD1ARG	-.67575	.073368	-9.2105[.000]

Anexo 29 – PP Estados Unidos – primeira diferença

Ordinary Least Squares Estimation

Based on Newey-West adjusted S.E.'s Bartlett weights, truncation lag= 38

Dependent variable is DDEUA

113 observations used for estimation from 3 to 115

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	.10725	.70222	.15273[.879]
DD1EUA	-.88110	.086663	-10.1670[.000]

Anexo 30 – Resultados da estimação da regressão

ML estimates subject to exactly identifying restriction(s)

Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)

Converged after 2 iterations

Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2, chosen r =2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL URUGUAI ARGENTINA EUA

List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors:

A1=1;A2=0; B1=0;B2=1

```
*****
      Vector 1   Vector 2
BRASIL      1.0000   .0000
             (*NONE*) (*NONE*)

URUGUAI     0.00    1.0000
             (*NONE*) (*NONE*)

ARGENTINA   -.098534  .29171
             (.25206) (.33647)

EUA         -.81731  -1.2032
             (.24745) (.33024)
*****
```

```
*****
LL subject to exactly identifying restrictions= -1631.4
.....
```

Anexo 30A – Resultados da regressão – variável Argentina e Uruguai restringida

ML estimates subject to over identifying restriction(s)
 Estimates of Restricted Cointegrating Relations (SE's in Brackets)
 Converged after 2 iterations
 Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

```
*****
```

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2, chosen r =2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL URUGUAI ARGENTINA EUA

```
*****
```

List of imposed restriction(s) on cointegrating vectors:

A1=1;A2=0;A3=0; B1=0;B2=0;B3=1

```
*****
```

```
      Vector 1   Vector 2
BRASIL      1.0000   .0000
             (*NONE*) (*NONE*)

URUGUAI     -.0000   .0000
             (*NONE*) (*NONE*)

ARGENTINA   .0000    1.0000
             (*NONE*) (*NONE*)

EUA         -.91445  -.98026
             (.016874) (.025942)
*****
```

```
*****
```

LR Test of Restrictions CHSQ(2)= 10.3278[.006]
 DF=Total no of restrictions(6) - no of just-identifying restrictions(4)
 LL subject to exactly identifying restrictions= -1631.4
 LL subject to over-identifying restrictions= -1636.6

Anexo 31 – Critério de seleção da ordem VAR

Test Statistics and Choice Criteria for Selecting the Order of the VAR Model

Based on 111 observations from 5 to 115. Order of VAR = 4

List of variables included in the unrestricted VAR:

BRASIL EUA ARGENTINA URUGUAI

Order	LL	AIC	SBC	LR test	Adjusted LR test
4	-1583.0	-1647.0	-1733.7	-----	-----
3	-1590.2	-1638.2	-1703.2	CHSQ(16)= 14.3899[.570]	12.3157[.722]
2	-1602.3	-1634.3	-1677.7	CHSQ(32)= 38.7139[.192]	33.1335[.412]
1	-1626.1	-1642.1	-1663.8	CHSQ(48)= 86.2220[.001]	73.7936[.010]
0	-2091.2	-2091.2	-2091.2	CHSQ(64)= 1016.4[.000]	869.8531[.000]

AIC=Akaike Information Criterion SBC=Schwarz Bayesian Criterion

Anexo 32 – Mecanismo de correção de erros

ECM for variable BRASIL estimated by OLS based on cointegrating VAR(2)

Dependent variable is dBRASIL

113 observations used for estimation from 3 to 115

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dBRASIL1	.29543	.090282	3.2723[.001]
dURUGUAI1	-.20410	.11272	-1.8107[.073]
dARGENTINA1	.43563	.12623	3.4512[.001]
dEUA1	-.20906	.10963	-1.9070[.059]
ecm1(-1)	-.34616	.065024	-5.3236[.000]
ecm2(-1)	.040273	.059608	.67563[.501]

List of additional temporary variables created:

dBRASIL = BRASIL-BRASIL(-1)

dBRASIL1 = BRASIL(-1)-BRASIL(-2)

dURUGUAI1 = URUGUAI(-1)-URUGUAI(-2)

dARGENTINA1 = ARGENTINA(-1)-ARGENTINA(-2)

dEUA1 = EUA(-1)-EUA(-2)

ecm1 = 1.0000*BRASIL + .0000*URUGUAI - .0000*ARGENTINA - .91445*EUA;

ecm2 = .0000*BRASIL + .0000*URUGUAI + 1.0000*ARGENTINA - .98026*EUA

R-Squared	.40815	R-Bar-Squared	.38049
S.E. of Regression	9.6691	F-stat.	F(5, 107) 14.7577[.000]
Mean of Dependent Variable	-.23009	S.D. of Dependent Variable	12.2846
Residual Sum of Squares	10003.5	Equation Log-likelihood	-413.6467
Akaike Info. Criterion	-419.6467	Schwarz Bayesian Criterion	-427.8288
DW-statistic	2.0536	System Log-likelihood	-1636.6

Diagnostic Tests

* Test Statistics *	LM Version	* F Version *
* A:Serial Correlation*CHSQ(1)= .40425[.525]*F(1, 106)= .38057[.539]*		
* B:Functional Form *CHSQ(1)= 8.3579[.004]*F(1, 106)= 8.4663[.004]*		
* C:Normality *CHSQ(2)= 108.6210[.000]*		Not applicable *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= 17.0579[.000]*F(1, 111)= 19.7351[.000]*		

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals

D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

Anexo 33 – Tendência de crescimento para a produção de trigo no Brasil (1992-2006)

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is X1 - produção

14 observations used for estimation from 1 to 14

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	1247.5	595.9628	2.0932[.058]
T	242.9912	69.9923	3.4717[.005]

R-Squared	.50109	R-Bar-Squared	.45952
S.E. of Regression	1055.7	F-stat. F(1, 12)	12.0526[.005]
Mean of Dependent Variable	3069.9	S.D. of Dependent Variable	1436.0
Residual Sum of Squares	1.34E+07	Equation Log-likelihood	-116.2535
Akaike Info. Criterion	-118.2535	Schwarz Bayesian Criterion	-118.8926
DW-statistic	1.2468		

Diagnostic Tests

* Test Statistics *	LM Version	* F Version *
* A:Serial Correlation*CHSQ(1)= 1.4092[.235]*F(1, 11)= 1.2311[.291]*		

* B:Functional Form *CHSQ(1)= 5.9310[.015]*F(1, 11)= 8.0854[.016]*
 * C:Normality *CHSQ(2)= .50981[.775]* Not applicable *
 * D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= 1.6206[.203]*F(1, 12)= 1.5709[.234]*

 A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
 B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
 C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
 D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

Anexo 34 - Tendência de crescimento para consumo de trigo no Brasil (1992-2006)

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is X4 - consumo

14 observations used for estimation from 1 to 14

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
C	7177.5	203.5583	35.2599[.000]
T	264.5780	23.9067	11.0671[.000]

R-Squared	.91077	R-Bar-Squared	.90333
S.E. of Regression	360.5873	F-stat. F(1, 12)	122.4808[.000]
Mean of Dependent Variable	9161.8	S.D. of Dependent Variable	1159.8
Residual Sum of Squares	1560278	Equation Log-likelihood	-101.2144
Akaike Info. Criterion	-103.2144	Schwarz Bayesian Criterion	-103.8534
DW-statistic	1.7043		

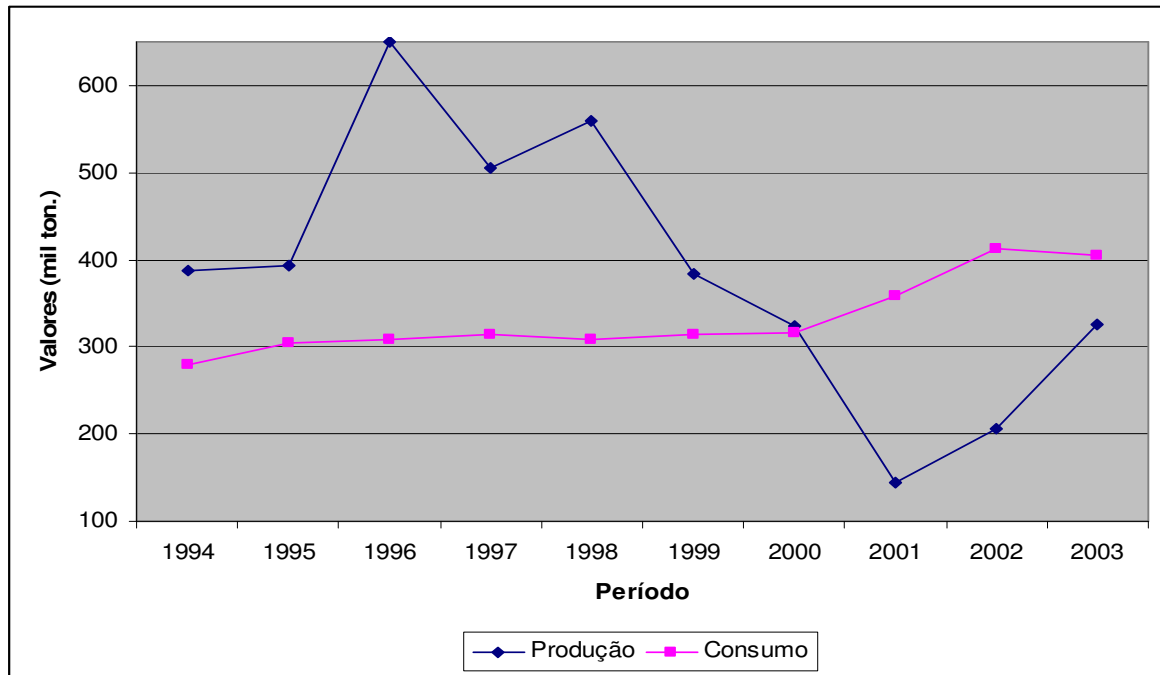
Diagnostic Tests

* Test Statistics * LM Version * F Version *

* A:Serial Correlation*CHSQ(1)= .14467[.704]*F(1, 11)= .11486[.741]*
 * B:Functional Form *CHSQ(1)= .072959[.787]*F(1, 11)= .057625[.815]*
 * C:Normality *CHSQ(2)= 1.2051[.547]* Not applicable *
 * D:Heteroscedasticity*CHSQ(1)= .33446[.563]*F(1, 12)= .29370[.598]*

A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
 B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
 C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
 D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

Anexo 35 – Consumo e produção de trigo no Uruguai



Anexo 36 – Decomposição da variância para PBRA

Orthogonalized Forecast Error Variance Decomposition for variable BRASIL
Cointegration with no intercepts or trends in the VAR

113 observations from 3 to 115. Order of VAR = 2, chosen r = 2.

List of variables included in the cointegrating vector:

BRASIL URUGUAI ARGENTINA EUA

List of imposed restrictions:

A1=1;A2=0;A3=0; B1=0;B2=0;B3=1

Horizon	BRASIL	URUGUAI	ARGENTINA	EUA
0	1.0000	0.00	0.00	0.00
1	.91033	.0067030	.081374	.0015924
2	.77909	.019409	.16428	.037218
3	.63587	.031637	.22009	.11240
4	.51692	.040721	.24672	.19564
5	.43211	.046933	.25715	.26381
6	.37426	.051429	.26188	.31243
7	.33418	.054995	.26552	.34531
8	.30518	.058001	.26934	.36747
9	.28300	.060610	.27342	.38297
10	.26504	.062898	.27749	.39457
11	.24985	.064910	.28129	.40395
12	.23667	.066680	.28469	.41196
13	.22510	.068238	.28765	.41902