

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

Integração espacial no mercado brasileiro de milho

Luciane Chiodi

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

**Piracicaba
2006**

Luciane Chiodi
Licenciatura Plena em Matemática

Integração espacial no mercado brasileiro de milho

Orientador:
Prof^a. Dr^a. **MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI**

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

Piracicaba
2006

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

Chiodi, Luciane
Integração espacial no mercado brasileiro de milho / Luciane Chiodi. - - Piracicaba,
2006.
89 p.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2006.

1. Integração econômica 2. Mercado 3. Milho 4. Preços agrícolas I. Título

CDD 633.15

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

AGRADECIMENTOS

Primeiramente agradeço a Deus por me ter dado saúde e serenidade para vencer mais uma etapa em minha vida.

À minha família, Cláudio, Elza e Gisele, que sempre me apoiou e incentivou, e aos quais devo tudo que tenho e sou, serei eternamente grata.

Ao meu namorado, Erich, pela compreensão nos momentos em que estive ausente, pelo carinho, amor e segurança que sempre me deu. Você foi muito importante para essa conquista.

À Professora Mirian que me acolheu não só como orientadora, mas também como uma amiga, com quem sempre pude contar. A realização desse trabalho não seria possível sem sua orientação e sabedoria.

Ao Professor Geraldo pelas contribuições e pela atenção que me dispensou durante todo o trabalho. As suas contribuições foram muito importantes e valiosas para o desenvolvimento dessa dissertação.

Aos demais professores do Departamento de Economia e Sociologia Rural da ESALQ/USP, com os quais tive o prazer de conviver e que contribuíram muito para minha formação profissional. Em especial, à Professora Márcia Azanha Ferraz Dias de Moraes, pela orientação na monitoria da disciplina de Matemática para Economistas, pelo profissionalismo e pela amizade, a quem tenho uma grande admiração.

A todos do Cepea que me ajudaram me fornecendo informações e dados. Em particular, ao Mauro Osaki pelas valiosas contribuições e pela disposição e paciência com qual sempre me atendeu.

Aos meus amigos da pós-graduação, que convivi durante esses anos e com os quais dividi grande parte dessa jornada. Especialmente à Andréia Adami e à Simone, amigas para sempre.

À Ligiana e ao Álvaro, que sempre me atenderam com muita presteza e atenção.

Por último, porém, não menos importante, agradeço à Maielli que me acolheu e acompanhou desde o início, sempre me aconselhando e ajudando, uma grande amiga.

Também agradeço a Capes pelo auxílio financeiro concedido para a realização dessa dissertação.

SUMÁRIO

| | |
|--|----|
| RESUMO | 7 |
| ABSTRACT | 8 |
| LISTA DE FIGURAS..... | 9 |
| LISTA DE TABELAS..... | 11 |
| 1 INTRODUÇÃO | 12 |
| 1.1 Objetivos..... | 14 |
| 2 DESENVOLVIMENTO | 15 |
| 2.1 Aspectos da produção nacional do milho | 15 |
| 2.1.1 Comércio inter-estadual de milho | 17 |
| 2.1.1.1 Consumo de milho por suínos..... | 19 |
| 2.1.1.2 Consumo de milho por frangos e galinhas poedeiras..... | 20 |
| 2.1.1.3 Consumo de milho por outros setores..... | 21 |
| 2.1.1.4 Estados Superavitários e Deficitários | 21 |
| 2.1.2 A Política de Garantia de Preços Mínimos | 27 |
| 2.1.3 Prêmio para Escoamento do Produto – PEP..... | 31 |
| 2.1.4 Contratos de Opções | 32 |
| 2.2 Preços no mercado regional do milho | 33 |
| 2.3 O mercado mundial de milho | 36 |
| 3 REFERENCIAL TEÓRICO | 40 |
| 3.1 Integração de mercados | 40 |
| 3.2 Lei do Preço Único – LPU | 44 |
| 3.3 Revisão Bibliográfica | 45 |
| 3.4 Fonte de Dados | 52 |
| 4 METODOLOGIA..... | 53 |
| 4.1 Procedimentos..... | 53 |
| 4.1.1 Estacionariedade e testes de raiz unitária..... | 53 |
| 4.1.2 Testes de Cointegração – Métodos de Engle e Granger e Johansen | 56 |
| 4.1.3 Teste de hipóteses sobre as relações de cointegração (parâmetro β)..... | 59 |
| 4.1.4 Teste de hipóteses sobre o parâmetro - teste para exogeneidade fraca | 63 |
| 5 RESULTADOS E DISCUSSÃO | 65 |
| 6 CONCLUSÕES | 79 |

| | |
|-------------------|----|
| | 6 |
| REFERÊNCIAS | 82 |
| ANEXOS..... | 88 |

RESUMO

Integração espacial no mercado brasileiro de milho

O objetivo deste estudo é 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, estados importantes na produção, consumo e comercialização do grão. A análise foi realizada no período de 1996 a 2004, marcado pela liberalização comercial e menor intervenção governamental. Para determinar a relação de integração entre as variáveis, foram aplicados testes de raiz unitária de Dickey e Pantula – DP, de cointegração de Johansen e testes sobre os parâmetros β e α do vetor de cointegração. Avaliada a relevância de cada estado dentro do vetor de cointegração pela hipótese $\beta_i = 0$, testou-se a hipótese de perfeita integração ($\beta_i = -\beta_j$), a fim de verificar se a Lei do Preço Único – LPU é válida para esses mercados. Porém, o fato da LPU não se aplicar não implica que esses mercados não sejam integrados. Partindo-se dessa consideração, uma hipótese menos restritiva foi testada, a qual não impõe a relação de perfeita integração entre os mercados. Os resultados mostram que os preços de São Paulo e Minas Gerais estão perfeitamente integrados com quase todos os demais, o que comprova a influência daqueles estados na formação do preço interno. O Centro-Oeste é uma das principais regiões produtoras e exportadoras de milho do país. Nessa região, os preços mostraram-se perfeitamente integrados com os do Paraná, Minas Gerais e São Paulo, importantes mercados produtores e consumidores de milho. 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. No Rio Grande do Sul e em Santa Catarina, a produção de aves e suínos é representativa, o que faz com que esses estados sejam atualmente importadores de milho. Porém, apesar da viabilidade de comércio entre o Paraná e os estados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul, não se verificou a validade da LPU.

Palavras-chave: Lei do Preço Único; Integração de Mercados; Milho

ABSTRACT

Space integration in the brazilian market of corn

This study aims to analyze the long term relations of the corn price in the states of Bahia, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina and São Paulo, major producing, consumer and trading areas of the grain in Brazil. The analysis was carried out from January 1996 to December 2004, period of commercial liberalization and lesser governmental intervention. To determine the relation of variables integration, it were applied tests of unit root of Dickey and Pantula – DP, cointegration tests of Johansen and tests on the parameters β and α of cointegration vectors. After testing the importance of each state into the cointegration vector, through the hypothesis $\beta_i = 0$, it were tested the hypothesis of perfect integration ($\beta_i = -\beta_j$) to verify if the Law of One Price – LOP is valid for these markets. However, if LOP is not verified, it doesn't mean that those markets are not integrated. Taking this into consideration, a less restrictive hypothesis was tested, which doesn't impose the relation of perfect integration between the markets. The results show that prices settled in the states of São Paulo and Minas Gerais are perfectly integrated with almost all other states' ones, what proves the influence of those two states in the determination of the domestic price. The Center-Westerner region of Brazil is one of the major corn producing and exporting area, and the price of this region showed perfect integration with prices settled in Paraná, Minas Gerais and São Paulo, important consumers and exporting areas. In Bahia, prices are more independent in relation to the other states. This state has expanded the corn production in recent years, but, even so, it still importing significant amounts of corn from Argentina and other countries. The states of Rio Grande do Sul and Santa Catarina are great poultry and hog/pork producers, and that make necessary to those states to import the grain. Even trade between Paraná state and its neighbors is viable, it was not verified the validity of the LOP.

Keywords: Law of One Price; Markets integration; Corn

LISTA DE FIGURAS

| | |
|--|----|
| Figura 1 – Produção média de milho e soja - Brasil - 1990/91 a 2004/05 | 15 |
| Figura 2 – Distribuição média da produção de milho brasileira por estado – 1997 a 2004..... | 17 |
| Figura 3 – Distribuição do consumo médio de milho no Brasil – 1999 a 2004 | 18 |
| Figura 4 – Produtividade de milho da Argentina, Brasil, China e Estados Unidos – 1994 a 2004 | 26 |
| Figura 5 – Fluxograma do prêmio para escoamento de produto..... | 31 |
| Figura 6 – Distribuição média da produção de milho brasileira por estado – 1997 a 2004..... | 35 |
| Figura 7 – Produção mundial de milho, trigo e arroz – 1994 a 2004..... | 36 |
| Figura 8 – Produção mundial de milho por países - média de 2002/03 à 2004/05 | 37 |
| Figura 9 – Consumo mundial de milho por países – média de 2002/03 à 2004/05..... | 38 |
| Figura 10 – Relação de preços no estado de São Paulo – Milho × Frango | 39 |
| Figura 11 – Comércio regional sem custos de transferência | 40 |
| Figura 12 – Diagrama “back to back” | 41 |
| Figura 13 – Curva de excesso de oferta e equilíbrio regional..... | 42 |
| Figura 14 – Efeito do custo de transferência sobre o comércio | 43 |
| Figura 15 – Relação de perfeita integração entre os preços do mercado brasileiro de milho..... | 71 |

| | |
|---|----|
| Figura 16 – Relação de integração entre o preço do milho da Bahia e dos demais estados | 73 |
| Figura 17 – Relação de integração entre o preço do milho de Goiás e dos demais estados | 74 |
| Figura 18 – Relação de integração entre o preço do milho do Mato Grosso do Sul e os demais estados..... | 74 |
| Figura 19 – Relação de integração entre o preço do milho do Mato Grosso e dos demais estados | 74 |
| Figura 20 – Relação de integração entre o preço do milho de São Paulo e dos demais estados | 75 |
| Figura 21 – Relação de integração entre o preço do milho de Minas Gerais e dos demais estados | 76 |
| Figura 22 – Relação de integração entre o preço do milho do Paraná e dos demais estados | 77 |
| Figura 23 – Relação de integração entre o preço do milho do Rio Grande do Sul e dos demais estados..... | 77 |

LISTA DE TABELAS

| | |
|---|----|
| Tabela 1 – Produção total de milho (1º e 2º safras) em milhões de toneladas - Brasil - 1995/96 à 2003/04 | 16 |
| Tabela 2 – Consumo de milho nos estados brasileiros de 1997 a 2004 (em porcentagens)..... | 22 |
| Tabela 3 – Produção de milho nos estados brasileiros – 1997 a 2004 (em porcentagens)..... | 22 |
| Tabela 4 – Comércio Interestadual de Milho – Brasil – 1997 a 2004..... | 23 |
| Tabela 5 – Importações brasileiras de milho, por países de origem (toneladas) – 2000 a 2004..... | 24 |
| Tabela 6 – Exportações brasileiras de milho, por países de destino (em toneladas) – 2000 a 2004 | 25 |
| Tabela 7 – AGF e EGF como porcentagens das quantidades de milho produzidas – Brasil e estados selecionados – 1985 a 1998 | 30 |
| Tabela 8 – Resultados dos testes de DP para duas e uma raízes unitária..... | 66 |
| Tabela 9 – Testes de cointegração para as séries de milho – 1996 a 2004 | 67 |
| Tabela 10 – Teste sobre a significância dos parâmetros β e perfeita integração entre os pares de mercado de milho – 1996 a 2004 | 68 |
| Tabela 11 – Teste sobre a relação de integração entre os pares de mercados de milho – 1996 a 2004 | 72 |
| Tabela 12 – Teste sobre a significância dos parâmetros α | 78 |

1 INTRODUÇÃO

A agricultura brasileira vem se desenvolvendo, especialmente a partir da última década, apoiada em utilização de técnicas mais modernas de plantio e colheita, gerando, com isso, ganhos de produtividade e maior competitividade no mercado externo. Esse desenvolvimento, no entanto, não tem se dado de forma homogênea no país. Existem regiões em que as técnicas de produção ainda são rudimentares, voltadas basicamente à agricultura familiar e ao consumo interno. Essa diversidade gera uma segmentação do mercado em termos de preço, produção e consumo.

Com relação ao preço, o mercado agrícola na década de 80 era caracterizado pela existência de dois subsetores. O primeiro, composto por produtos destinados à exportação, como soja, suco de laranja e tabaco, utilizava técnicas de produção mais modernas, a fim de torná-los competitivos no mercado internacional. Esses produtos eram sensivelmente afetados pelos movimentos de preços do mercado externo e pela taxa de câmbio.

O outro subsetor envolvia produtos voltados ao abastecimento interno, como milho, arroz, feijão, mandioca e outros. Esses mercados sofriam grandes intervenções governamentais e funcionavam como uma economia fechada. O comportamento dos preços desses produtos, portanto, não era provavelmente afetado pelo movimento das cotações internacionais, mas basicamente por variáveis econômicas internas.

A estrutura de preços dos produtos destinados ao mercado interno resulta de vários fatores, incluindo políticas macroeconômicas, determinantes da oferta e da demanda do produto em cada região. Citam-se também políticas agrícolas intervencionistas, como a Política de Garantia de Preços Mínimos – PGPM, em que os preços internos são fixados acima da paridade das cotações internacionais. Essa política fundamentava-se na Aquisição do Governo Federal – AGF, que resultava na formação de estoques públicos, e dos Empréstimos do Governo Federal – EGF, política de crédito subsidiado com base nos recursos governamentais.

Inicialmente, a PGPM parecia ser adequada, já que proporcionava melhores preços e estimulava o crescimento da produção no curto prazo. Porém, não gerava resultados favoráveis para o desenvolvimento agrícola da região no longo prazo, pois não instigava o investimento em infra-estrutura, armazenagem e comercialização.

Cabe considerar também que essa política distorcia o processo de formação de preços e dificultava o comércio entre as regiões. Segundo Rezende (2002), a política de preços mínimos impedia que o preço em certas regiões caísse o suficiente para que o comércio interno fosse

viabilizado, deixando a cargo do governo as tarefas de formação de estoque, armazenagem, transporte e venda do produto.

Outro ponto a se observar é que, até 1991, os preços mínimos eram os mesmos para todas as regiões, sem considerar as diferenças dos custos de transferência entre as regiões produtoras e consumidoras, gerando uma inviabilidade de comércio entre elas. Isso conduzia o governo a ser o principal agente de comercialização dos produtos, além de um financiador do setor privado. Somente a partir de fevereiro de 1991 houve uma regionalização dos preços mínimos, mas as inconsistências perduraram, já que o preço mínimo para cada região não foi estabelecido adequadamente (REZENDE, 2002).

Além das intervenções governamentais, é preciso lembrar que a formação do preço do milho estava inserida em uma economia fechada, caracterizada no Brasil especialmente no período de 1985 a 1989.

O cenário começou a mudar na década de 90, com a abertura econômica. A partir de então, a exposição do mercado à competitividade externa, por meio de acordos comerciais que visavam à redução de tarifas entre blocos econômicos, dentre os quais se destaca o Mercado Comum do Sul – Mercosul, provocou, provavelmente, uma mudança na estrutura de formação dos preços domésticos.

Paralelamente, observou-se uma diminuição dos recursos destinados ao financiamento da agricultura, ficando mais a cargo da iniciativa privada as atividades de armazenamento e comercialização dos produtos. A formação de estoques pelo governo foi, nesse contexto, reduzida. Com isso, a política de controle de preços que perdurava internamente tornou-se incompatível. Foi necessária, então, a criação de novos instrumentos de garantia de preços. A partir de 1995, iniciou-se uma reforma política que resultou na criação dos contratos de Opções de Venda – OPV e Prêmio de Escoamento da Produção – PEP, instrumentos que geram um custo menor ao governo – comparável à PGPM.

De forma geral, as transformações políticas marcadas pela globalização econômica e pela transição de uma política estatal fortemente intervencionista para uma outra mais voltada ao mercado geraram mudanças no mercado interno. Agricultores passaram a adaptar seus sistemas de produção a fim de tornar seus produtos mais competitivos no exterior. Os preços desses produtos, supostamente, passaram a sofrer uma maior influência do mercado internacional. Esse fato foi discutido por Costa (1999), sendo citado pela autora:

“Os fenômenos da globalização e integração econômica no âmbito do Mercosul, a liberalização comercial e a redução no alcance das políticas agrícolas propiciaram alterações qualitativas importantes no ambiente econômico em que operam os agentes, envolvendo reduções nos custos do comércio e, portanto, potencializando reduções nos custos de arbitragem entre os países, fazendo com que os vetores de preços externos sirvam de referência para a formação dos preços internamente” (COSTA, 1999, p. 3).

A liberalização comercial afeta também as relações de preços entre as regiões do país, uma vez que se torna mais vantajoso para algumas delas importar os produtos do exterior do que de regiões brasileiras com oferta excedente. Por exemplo, no caso do milho, com a liberalização comercial, ficou mais atrativo para região Nordeste importar o grão da Argentina ou do Paraguai do que de outras regiões do país, como Paraná ou Centro-Oeste.

1.1 Objetivos

O objetivo deste estudo é analisar a dinâmica do processo de formação de preços no mercado regional de milho, na década de 90, especificamente após 1996, período marcado pela abertura econômica e por uma menor intervenção governamental. Procurou-se verificar como se dá a relação de preços no mercado doméstico de milho, em particular nos estados do Paraná, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Santa Catarina, Goiás, Rio Grande do Sul, São Paulo, Bahia e Minas Gerais.

As regiões estudadas constituem as principais praças de comercialização do grão em questão, incluindo tanto os maiores produtores, como é o caso do Paraná, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Goiás, quanto as regiões mais representativas em termos de consumo, entre as quais se destacam os estados de São Paulo e Santa Catarina. O estado baiano absorve a maior parte das importações brasileiras e, portanto, pode apresentar um comportamento de preços diferente das demais regiões.

Sendo assim, busca-se analisar se os preços nesses mercados regionais comportam-se de tal forma que possam ser caracterizados como perfeitamente integrados.

A fim de obter um melhor entendimento das relações entre os preços nas regiões analisadas, estimou-se a produção e consumo em cada uma delas, o que possibilitou determinar os estados superavitários e deficitários e realizar inferências sobre o fluxo de comércio.

2 DESENVOLVIMENTO

2.1 Aspectos da produção nacional do milho

A relevância em se estudar o mercado do milho brasileiro está em sua importância para a economia interna. O milho destaca-se em relação aos demais grãos quanto à área plantada e a quantidade produzida, ficando, nos últimos anos, atrás apenas da soja (Figura 1). Apesar de a produção do milho acompanhar a expansão da soja no médio e longo prazos, elas são culturas substitutas no curto prazo.

O elevado patamar de preço atingido pela soja nos últimos anos levou um grande número de produtores a substituir o milho pela soja em busca de maiores lucros, deixando para plantar milho somente na época de safrinha ou segunda safra. Essa sistemática, denominada “rotação da cultura”, é empregada a fim de evitar pragas e obter uma maior produtividade da terra.

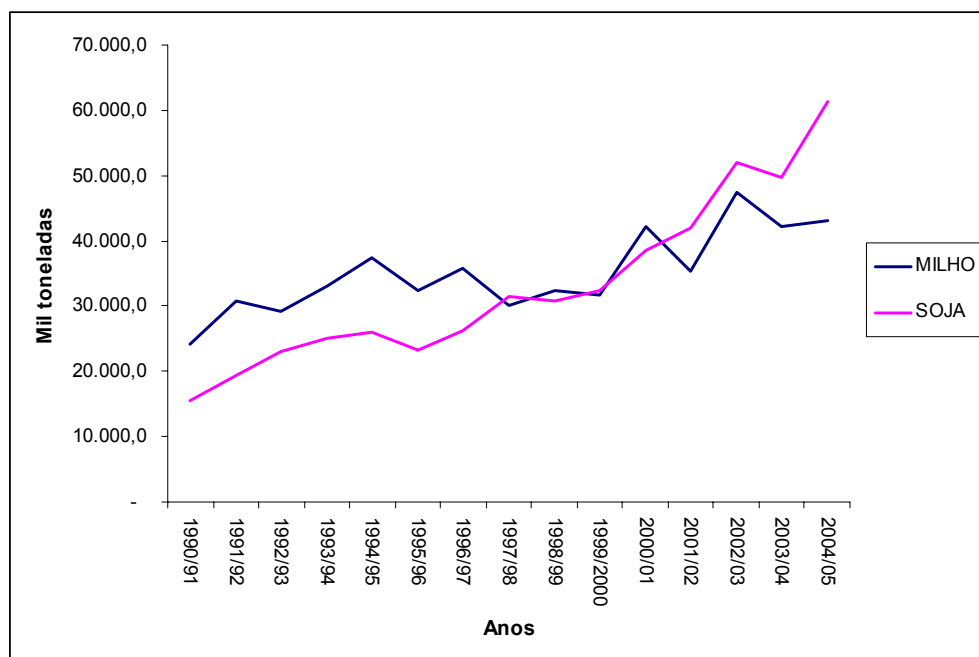


Figura 1 – Produção média de milho e soja - Brasil - 1990/91 a 2004/05

Fonte: Companhia Nacional de Abastecimento – CONAB (2005)

Tabela 1 – Produção total de milho (1º e 2º safras) em milhões de toneladas – Brasil - 1995/96 a 2003/04

| Região | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 |
|--------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| Norte | 0,920 | 0,952 | 1,062 | 1,051 | 0,916 | 855,1 | 0,979 | 1,084 |
| Nordeste | 2,628 | 1,289 | 2,229 | 2,954 | 1,988 | 2,054 | 3,277 | 3,066 |
| Centro-Oeste | 7,766 | 5,369 | 6,493 | 6,383 | 8,234 | 7,088 | 9,931 | 9,355 |
| Sudeste | 8,466 | 7,982 | 8,032 | 7,191 | 8,592 | 8,894 | 10,048 | 10,649 |
| Sul | 15,935 | 14,595 | 14,577 | 14,062 | 22,559 | 16,375 | 23,175 | 18,032 |
| Brasil | 35,716 | 30,188 | 32,393 | 31,640 | 42,290 | 35,267 | 47,411 | 42,186 |

Fonte: CONAB (2005)

O Brasil não se destaca apenas na produção de milho, mas também no consumo desse produto. A maior parte da produção é destinada ao abastecimento interno, complementado também pelas importações.

A produção de milho no Brasil vem aumentando gradativamente no decorrer dos últimos anos (Tabela 1). De acordo com o levantamento realizado pela Companhia Nacional de Abastecimento – CONAB, em 2002/03, o Brasil produziu um total de 47.410,9 mil toneladas, o que corresponde a aproximadamente 8% da produção mundial. O Sul e o Sudeste aparecem como as principais regiões produtoras do país, responsáveis por aproximadamente 49% e 21% da produção total no período, conforme pode ser observado na Tabela 1. Os estados que mais se destacam nessas regiões são o Paraná, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, São Paulo, Goiás e São Paulo, sendo responsáveis, em média, por 9% a 25% do total produzido no país nos últimos oito anos (Figura 2).

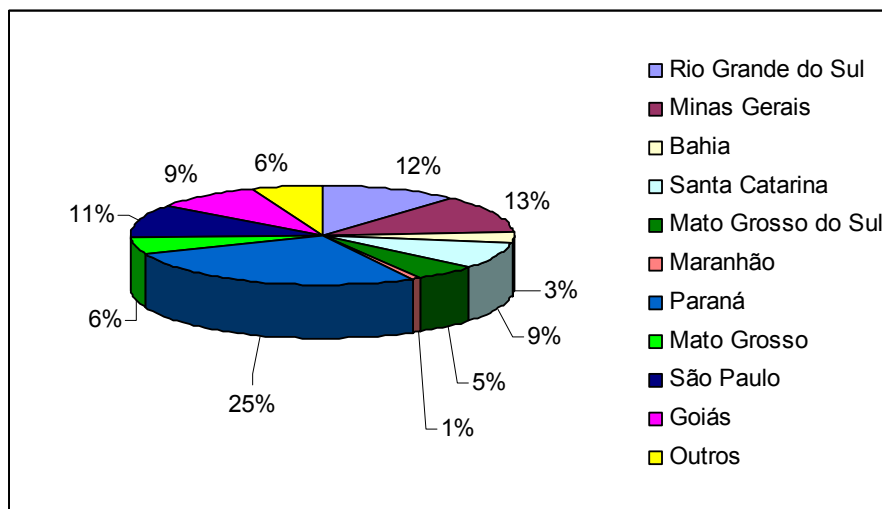


Figura 2 – Distribuição média da produção de milho brasileira por estado – 1997 a 2004

Fonte: CONAB (2005)

O consumo de milho concentra-se em São Paulo, Minas Gerais e nos estados do Sul, onde estão cerca de 70% das aves e 50% dos suínos, maiores demandantes desse grão. No Centro-Oeste, o consumo é baixo comparando-se à produção, a qual mais que dobrou nos anos 80.

A determinação do nível de produção e consumo de cada região é importante para identificar a importância de cada estado no processo de formação de preços, assim como a possibilidade de comércio entre eles.

2.1.1 Comércio inter-estadual de milho

A maioria dos estados brasileiros que possuem déficits na produção de milho é abastecida principalmente pelos excedentes gerados em estados superavitários em oferta. Um estado é considerado superavitário quando sua produção é maior que seu consumo e deficitário se ocorrer o inverso. Para classificar os estados dessa forma, torna-se necessário estimar o consumo de milho por estado para poder compará-lo à produção estadual fornecida pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2005).

O principal setor consumidor de milho é o da alimentação animal, que absorve cerca de 80% do total produzido, com produção de rações principalmente para a avicultura e suinocultura.

O restante é destinado à alimentação de outros animais, para a alimentação humana e indústrias de diversos ramos (Figura 3).

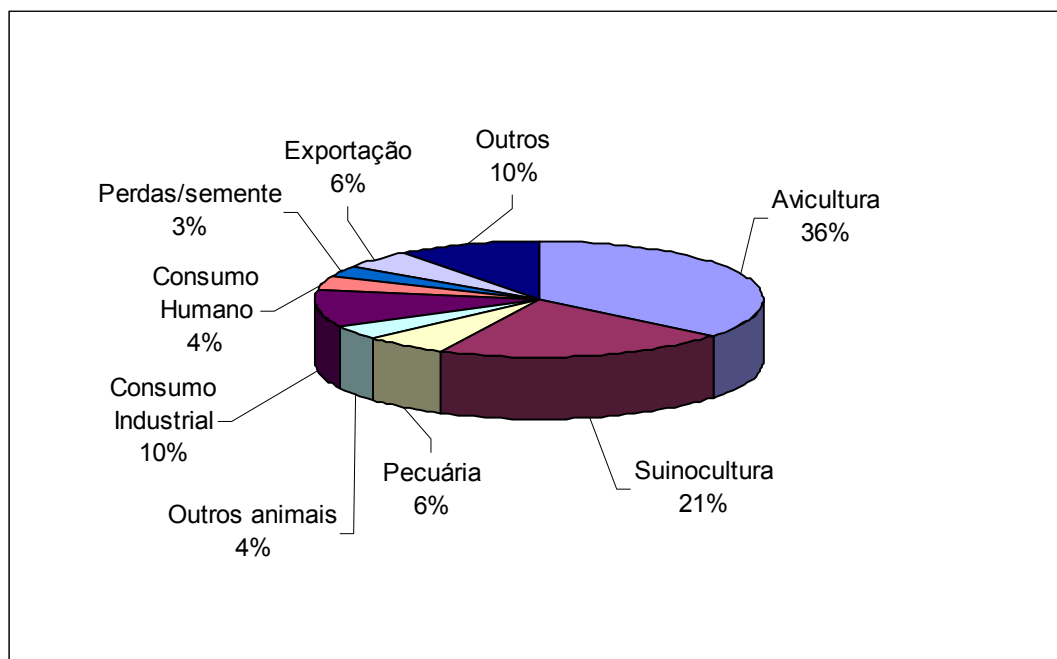


Figura 3 – Distribuição do consumo médio de milho no Brasil – 1999 a 2004

Fonte: FNP Consultoria, 2004 apud Associação Brasileira das Indústrias de Milho – ABIMILHO (2005)

Obedecendo à segmentação do mercado consumidor de milho, neste estudo, o consumo por estado foi estimado pelo mesmo procedimento adotado por Helfand e Rezende (1998), que engloba:

- consumo de milho por suínos;
- consumo de milho por aves;
- consumo de milho por outros setores.

2.1.1.1 Consumo de milho por suínos

Para se estimar o consumo de milho por estado, é necessário dispor do número de suínos abatidos em cada um deles. Porém, o IBGE possui essas estatísticas apenas a partir do ano de 2000, tornando-se necessário, então, calcular uma taxa de abate para cada ano e aplicá-la ao estoque de suínos estadual fornecido pelo IBGE para, assim, se obter o nível de abate estadual. Utilizando-se os dados do censo de 1996, obteve-se a taxa de abate através da seguinte razão:

$$\text{Taxa de abate} = \frac{(\text{suínos abatidos nas propriedades}) + (\text{suínos vendidos}) - (\text{suínos comprados})}{\text{estoque de suínos}}$$

No numerador, considera-se o número total de suínos abatidos. Levando-se em conta que muitos animais são vendidos para serem abatidos ou criados em outras propriedades, torna-se necessário subtrair o número total de animais comprados dos vendidos para se obter uma estimativa do número total de suínos vendidos para o abate, dado que também é incluído no numerador.

Considerou-se que o crescimento da taxa de abate em cada estado segue o aumento médio nacional, que é obtido pela razão abate/estoque do IBGE. Aplicando a taxa de abate ao estoque de suínos em cada estado e ano, obtém-se o número total de cabeças abatidas. Multiplicando esse resultado pelo coeficiente de 260 kg¹ de milho por animal, estima-se a quantidade total de milho consumida em cada estado por ano.

O problema em se calcular o consumo de milho por suínos utilizando os dados do IBGE é que esse órgão não inclui em sua contagem grande parte do abate de subsistência e de produtores informais. O Instituto apenas computa em seus dados abatedouros sob inspeção oficial, o que faz com que a produção seja subestimada. Isso explica a diferença nos dados apresentados pelo IBGE e pela União Brasileira de Avicultores – UBA.

¹ Optou-se em utilizar o mesmo coeficiente empregado por Helfand e Rezende (1998), uma vez que esse foi confirmado por indústrias do setor.

2.1.1.2 Consumo de milho por frangos e galinhas poedeiras

Os frangos destinados a fins comerciais são abatidos com aproximadamente 45 dias e possuem um tratamento diferenciado em relação aos não comerciais, que atingem o peso de abate somente após oito meses, além de consumirem uma quantidade muito maior de ração. Essas diferenças devem ser incorporadas à metodologia utilizada, com o intuito de gerar estimativas mais precisas.

Apesar de o IBGE fornecer dados mensais do número de frangos de corte abatido por estado a partir de 1997, o Instituto não os fornece de forma completa para todos os estados – não há dados para a Bahia no período de 1997 a 2004 e tampouco para o Mato Grosso até o ano de 2001. Em razão desse fato, considera-se a quantidade efetiva de frangos dessas regiões, nesses períodos, exclusivamente de subsistência.

A estimativa do consumo de milho por frangos de corte em cada estado e ano é obtida multiplicando-se o número de aves abatidas, que representa o plantel, por 3,02 kg de milho por animal.

Para se estimar o consumo não comercial, é necessário primeiramente determinar quantos animais são criados sob o sistema de baixa tecnologia. Esse valor é obtido subtraindo do estoque total de cada estado, o estoque comercial, que, de acordo com Helfand e Rezende (1998), é obtido dividindo-se o abate comercial por 5,5, valor que representa uma média anual da razão abate/estoque. O resultado obtido é aplicável ao período atual, segundo informaram representantes do setor.

O estoque não comercial é transformado em produção de frangos de corte, multiplicando-o por 1,5. A partir desse resultado, obtém-se o consumo de milho por animal criado não comercialmente, utilizando uma taxa de consumo de 1,67 kg de milho por mês, ou seja, 13,33 kg de milho por animal, visto que cada animal é abatido com oito meses.

Da mesma forma que na produção de frango de corte, o consumo de milho por galinha poedeira também varia de acordo com o grau tecnológico. As galinhas comerciais produzem cerca de 22 dúzias de ovos por ano, enquanto as galinhas não comerciais produzem em média 4,5 dúzias. Utilizando esses dois coeficientes e a produtividade média por estado, que é a razão entre o número de galinhas e o número de ovos produzidos nas respectivas regiões, determinam-se os coeficientes de alta e baixa tecnologia, através da seguinte equação:

$$\begin{aligned} 22a + 4.5b &= \text{produtividade média por estado} \\ a + b &= 1 \end{aligned} \quad (1)$$

Esses coeficientes são aplicados ao estoque de galinhas em cada estado e ano, a fim de obter o número de galinhas criadas sob cada tecnologia. Sabendo-se que as galinhas comerciais consomem cerca 27,67 kg de milho por ano, e as não comerciais, aproximadamente 20 kg, pode-se determinar a quantidade total de milho consumido por galinhas criadas sob cada nível de tecnologia, aplicando esses coeficientes aos respectivos estoques obtidos anteriormente.

2.1.1.3 Consumo de milho por outros setores

Para a demanda de milho destinada a outros setores, como ao consumo humano, industrial, a pecuária de leite e outros animais, foram considerados os dados utilizados por Helfand e Rezende (1998), os quais se referem a estimativas sobre o consumo estadual realizadas pela empresa de consultoria Safras e Mercados no ano de 1997. Os dados foram considerados constantes ao longo dos anos sob análise, já que, de acordo com a Associação dos Moageiros de Milho – Abimilho, não houve grandes variações nos últimos sete anos, em relação ao ano de 1997.

2.1.1.4 Estados Superavitários e Deficitários

As Tabelas 2 e 3 mostram a porcentagem do consumo estimado e da respectiva produção de cada estado. Os estados analisados são responsáveis por aproximadamente 70% do total de milho consumido no país e por cerca de 90% da produção. Os 30% restantes são distribuídos entre os demais estados da região Norte, Nordeste, para o estado do Rio de Janeiro e para a exportação, que atualmente representa uma porcentagem significativa do consumo total.

Tabela 2 – Consumo de milho nos estados brasileiros de 1997 a 2004 (em porcentagens)

| Estados | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| BA | 3,85 | 3,65 | 3,55 | 3,52 | 4,32 | 4,27 | 4,21 | 4,23 |
| MG | 13,87 | 13,29 | 13,03 | 13,36 | 14,06 | 12,59 | 12,32 | 12,10 |
| SP | 23,56 | 22,72 | 22,16 | 20,68 | 19,63 | 18,85 | 18,76 | 18,56 |
| PR | 20,58 | 20,91 | 21,20 | 21,87 | 21,54 | 20,86 | 21,26 | 22,08 |
| SC | 14,67 | 15,37 | 16,12 | 16,58 | 17,21 | 18,48 | 18,48 | 18,13 |
| RS | 16,49 | 16,39 | 16,18 | 15,74 | 15,35 | 15,99 | 15,87 | 15,74 |
| MS | 1,61 | 1,72 | 1,72 | 1,77 | 1,79 | 1,80 | 1,79 | 1,77 |
| MT | 1,23 | 1,30 | 1,25 | 1,53 | 1,42 | 2,19 | 2,22 | 2,26 |
| GO | 4,64 | 4,65 | 4,78 | 4,95 | 4,67 | 4,96 | 5,09 | 5,14 |

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 3 – Produção de milho nos estados brasileiros – 1997 a 2004 (em porcentagens)

| Estados | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 |
|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| BA | 2,64 | 3,39 | 4,56 | 2,53 | 2,18 | 3,17 | 4,21 | 3,64 |
| MG | 13,59 | 13,63 | 14,45 | 10,54 | 14,61 | 12,05 | 15,24 | 17,03 |
| SP | 13,88 | 12,79 | 10,15 | 10,49 | 12,03 | 10,30 | 11,43 | 11,59 |
| PR | 26,06 | 28,39 | 24,57 | 30,86 | 28,58 | 30,89 | 28,43 | 28,40 |
| SC | 9,46 | 9,51 | 11,37 | 9,84 | 9,48 | 9,58 | 8,49 | 10,25 |
| RS | 15,85 | 11,01 | 13,15 | 15,55 | 11,92 | 11,95 | 8,89 | 5,97 |
| MS | 4,73 | 5,64 | 4,17 | 5,42 | 4,11 | 6,88 | 5,98 | 5,98 |
| MT | 4,75 | 4,20 | 5,12 | 4,60 | 6,72 | 7,30 | 8,76 | 8,48 |
| GO | 9,03 | 11,45 | 12,47 | 10,17 | 10,36 | 7,88 | 8,57 | 8,66 |

Fonte: CONAB (2005)

Através dos diferenciais entre o consumo estimado e a quantidade produzida, calculam-se os excedentes e déficits médios de milho dos principais estados produtores desse grão no período de 1997 a 2004. Os valores positivos indicam que o estado é um exportador líquido, enquanto os

negativos sinalizam que o estado é um importador. Observa-se, na Tabela 4, que o Paraná apresenta os maiores excedentes de produção, sendo responsável por grande parte do abastecimento interno.

Tabela 4 – Comércio Interestadual de Milho – Brasil – 1997 a 2004

| Estados | Comércio (% da produção total de milho - % do consumo total de milho) | | | | | | | |
|---------|---|-------|--------|--------|-------|-------|-------|-------|
| | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 |
| BA | -1,20 | -0,26 | 1,01 | -0,99 | -2,13 | -1,10 | 0,00 | -0,59 |
| MG | 0,22 | 0,34 | 1,42 | -2,82 | 0,56 | -0,54 | 2,93 | 4,94 |
| SP | -9,69 | -9,94 | -12,01 | -10,19 | -7,60 | -8,55 | -7,33 | -6,97 |
| PR | 5,49 | 7,48 | 3,37 | 8,99 | 7,05 | 10,03 | 7,17 | 6,31 |
| SC | -5,21 | -5,85 | -4,75 | -6,73 | -7,73 | -8,90 | -9,99 | -7,88 |
| RS | -0,64 | -5,39 | -3,03 | -0,19 | -3,43 | -4,04 | -6,98 | -9,77 |
| MS | 3,12 | 3,92 | 2,45 | 3,65 | 2,31 | 5,07 | 4,19 | 4,21 |
| MT | 3,52 | 2,90 | 3,87 | 3,06 | 5,29 | 5,11 | 6,54 | 6,22 |
| GO | 4,39 | 6,80 | 7,68 | 5,23 | 5,69 | 2,93 | 3,48 | 3,51 |

Fonte: Dados da pesquisa.

Enquanto têm-se grandes excedentes na região Centro-Oeste, os estados de São Paulo e Santa Catarina são os mais deficitários. O Rio Grande do Sul teve uma grande redução em sua produção nos últimos anos, decorrente de uma quebra de safra associada a variações climáticas, o que gerou a necessidade de importar o grão de outros estados para atender sua demanda interna.

O Estado da Bahia apresentou déficits reduzidos e até superávit no período compreendido entre os anos de 1997 e 2000. Esse resultado está associado ao fato de o IBGE não apresentar dados sobre a produção de ovos para esse estado nesses anos, o que tem influência no cálculo da quantidade de milho consumida por galinhas poedeiras. Existe ainda a subestimação da produção de suínos, conforme citado anteriormente. Apesar de esse problema não ser exclusivo do estado baiano, é mais significativo nessa região, que possui um grande número de produtores informais e abatedouros não cadastrados pelo IBGE.

Os problemas de abastecimento enfrentados pelos estados nordestinos estão principalmente relacionados às condições climáticas adversas para o cultivo do milho e à distância

das grandes regiões produtoras, o que torna vantajoso, em função de menores custos de transportes, importar de mercados externos, principalmente da Argentina, Estados Unidos e Paraguai (Tabela 5).

Tabela 5 – Importações brasileiras de milho, por países de origem (toneladas) – 2000 a 2004

| Países de origem | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 |
|------------------|-------------|---------|---------|---------|---------|
| Total | 1.772.261,7 | 626.360 | 347.258 | 799.673 | 332.494 |
| Argentina | 16.043 | 15.651 | 30.837 | 48.410 | 27.717 |
| Estados Unidos | | | 17 | 7.480 | 152 |
| Paraguai | | | 314.268 | 741.374 | 302.621 |
| Outros | | | 134 | 406 | |

Fonte: CONAB (2005)

Apesar das dificuldades de logística enfrentada pelo país e a demasiada concorrência internacional, a quantidade de milho exportada vem aumentando gradativamente nos últimos anos. Em 2004, foram exportadas 5,03 milhões de toneladas do grão, o que representa 12% do total produzido pelo país (BRASIL, 2004). Apesar de essa quantidade ainda ser pequena em relação ao volume de milho mundialmente exportado, representa um grande avanço na economia brasileira. Levando-se em conta que o volume embarcado no ano 2000 foi de 6.699 toneladas (Tabela 6), conclui-se que o Brasil aumentou em aproximadamente 750% a quantidade de milho exportada em um período de quatro anos.

Coréia do Sul e Irã tiveram um papel importante, pois esses países foram os principais responsáveis pelo considerável acréscimo observado (Tabela 6), aumentando respectivamente em 97% e 164% as quantidades de milho importadas do Brasil em relação ao ano de 2003.

Tabela 6 – Exportações brasileiras de milho, por países de destino (em toneladas) – 2000 a 2004

| Países de destino | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 |
|-------------------|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Total | 6.699 | 5.628.967 | 2.746.990 | 3.566.233 | 5.030.999 |
| Arábia Saudita | | 18.200 | 66.650 | 136.421 | 68.075 |
| Argélia | | | 72.270 | 18.241 | |
| Argentina | 398 | 128 | 550 | 1.803 | 856 |
| Chile | | 88.537 | 105.287 | 39.607 | 12.936 |
| Chipre | | 70.476 | 46.956 | 48.412 | |
| Coréia do Sul | | 1.238.089 | 750.162 | 737.442 | 1.449.673 |
| Coréia do Norte | | 553.583 | 51.658 | 7.600 | 138.292 |
| Espanha | | 884.059 | 292.120 | 919.935 | 460.862 |
| Estados Unidos | 138 | 2.224 | 572 | 460 | 389 |
| Itália | | 6.008 | | 80.901 | 332.134 |
| Irã | | 657.560 | 341.512 | 435.357 | 1.304.642 |
| Iugoslávia | | 17.600 | | | 44.658 |
| Japão | 6 | 583.232 | 382.323 | 244.754 | 17.409 |
| Marrocos | | 42.000 | 150.414 | 145.711 | 31.246 |
| Paraguai | 3.958 | 1.334 | 4.048 | 1.707 | 6.255 |
| Tunísia | | | 41.379 | 17.900 | |
| Países Baixos | | 18.936 | 39 | 58.196 | 265.042 |
| Portugal | | 114.517 | 30.806 | 120.067 | 166.137 |
| Outros | 2.199 | 1.332.484 | 410.244 | 551.719 | 732.393 |

Fonte: CONAB (2005)

Apesar do significativo crescimento das vendas externas nos últimos anos, o Brasil ainda tem desafios a enfrentar para aumentar sua competitividade no mercado mundial de milho. Entre eles, citam-se: más condições das estradas brasileiras, escassez de armazéns e as dificuldades portuárias. Outro ponto a ser considerado é a necessidade de modernização da agricultura.

Estudando a produção de milho nacional, Rezende (1985) mostra tratar-se de uma atividade realizada por pequenos produtores em moldes tradicionais. A maior parte ou até mesmo a totalidade dessa produção é utilizada para a subsistência, seja na dieta familiar ou na alimentação de animais.

Conforme apontado por Risseto (2001), o fato de a produção ser voltada para a agricultura de subsistência, assim como para o consumo interno, tem sérios impactos sobre o desenvolvimento dessa cultura. Agricultores com lavouras destinadas a esses fins geralmente possuem uma maior resistência em investir em inovações tecnológicas, o que diminui a

competitividade de seu produto no mercado externo, já que ele terá custos de produção mais elevados e menor produtividade comparada aos dos países que utilizam técnicas de plantio mais modernas.

Nos últimos anos, houve um expressivo aumento no número de produtores que passaram a aderir a novas tecnologias de produção, o que gerou uma melhor produtividade das lavouras brasileiras, possibilitando maior competitividade no mercado mundial. No entanto, esse avanço ainda é irrisório comparado ao de outros países, como os Estados Unidos e a China, que possuem níveis de produtividade média em torno de 9,3 e 5,4 mt/ha, contra os 3,17 verificados no Brasil (Figura 4).

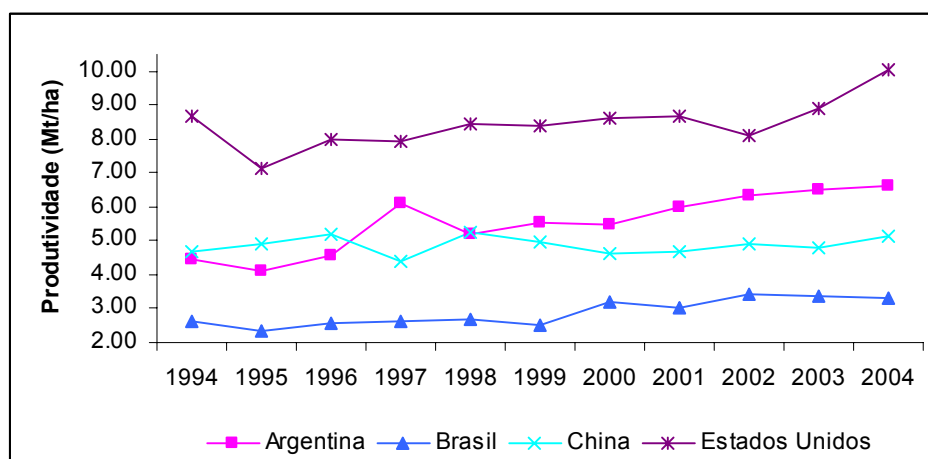


Figura 4 – Produtividade de milho da Argentina, Brasil, China e Estados Unidos – 1994 a 2004

Fonte: United States Department of Agriculture – USDA (2005)

Embora ainda com obstáculos a serem vencidos, o Brasil tem potencial de se tornar um grande fornecedor desta matéria-prima, principalmente em função do ganho de produtividade no país nos últimos anos e das expectativas de redução dos estoques internacionais. Isso sem contar que o Brasil possui condições naturais favoráveis ao desenvolvimento da cultura, sem restrições tecnológicas para a produção.

2.1.2 A Política de Garantia de Preços Mínimos

A preocupação do governo de garantir um preço mínimo e estimular a safra agrícola no Brasil provém do início do século, com as políticas públicas de sustentação de preços do café, embora apenas pontuais. Algo mais efetivo surgiu apenas a partir de 1945, com o estabelecimento de preços mínimos para alguns produtos. Essa política passou a vigorar somente em 1952, por meio de instrumentos como as AGFs e os EGFs.

As AGFs têm como propósito garantir, com base nos preços mínimos, a aquisição de produtos pelo governo federal. Esse é o único instrumento pelo qual o governo forma estoques efetivamente. Existem duas modalidades de AGF: a direta, que corresponde à aquisição do governo dos produtos constantes da pauta de preços mínimos; e as indiretas, na qual é transferido para o governo o produto vinculado ao EGF com Opção de Venda - EGF/COV vencido.

Ao contrário dos AGFs, em que a principal finalidade é a sustentação dos preços agrícolas por formação e controle de estoques públicos, o EGF, através de empréstimos concedidos pelo governo federal aos produtores, cooperativas e processadores, estimula o setor privado a carregar estoques e vender o produto na entressafra, podendo obter assim um preço para o produto melhor do que na safra. O objetivo dessa política é evitar que o agricultor vendesse sua produção na safra a um preço muito baixo, por falta de recursos para saldar seus compromissos financeiros.

Duas modalidades de EGF foram implantadas: com opção de venda (EGF/COV) e sem opção de venda (EGF/SOV). A opção proporcionava ao agricultor, pelo pagamento de um prêmio, o direito, mas não a obrigação, de liquidar seu empréstimo entregando o produto ao governo, podendo, caso fosse mais vantajoso, vender o produto no mercado físico e liquidar a dívida financeiramente.

Os mercados de milho e arroz foram os principais demandantes dos recursos destinados à PGPM, absorvendo cerca de 80% desses recursos na década de 80. Em particular no mercado milho, apesar de a PGPM mostrar-se atuante em diversas regiões do país, ela foi mais concentrada no Paraná e na região Centro-Oeste, como pode ser observado na Tabela 7. Pelo fato desta última região ser superavitária, a intervenção governamental nesse mercado foi mais direta, através das AGFs. A média de AGFs realizada nessa região é bem superior à média do país. Situação contrária observa-se no Estado do Paraná, onde prevalece a realização de EGFs, sendo o estado grande produtor e também grande consumidor desse grão.

Apesar de essa política parecer favorável no curto prazo, ela se mostrou inconsistente em um período mais extenso, pois inviabilizava o comércio nas regiões de sua maior atuação, como entre Centro-Oeste e Paraná. No curto prazo, em consequência da garantia de preços, o agricultor sentia-se estimulado a ampliar a produção nessas regiões. Especialmente no Centro-Oeste, onde se tinha maior concentração de AGFs, o governo tornou-se o principal responsável pelas atividades de retenção de estoques, armazenagem e comercialização do grão. Segundo Rezende (2002), isso trouxe vários problemas para a região no longo prazo, já que não houve um desenvolvimento desejável dessas tarefas, desestimulando a migração da agroindústria de produção animal e de processamento de matérias-primas agrícolas.

Além disso, até o início dos anos 90, o preço de garantia era o mesmo para todas as regiões do país, o que era mais uma incoerência, já que não se levava em conta as diferenças dos valores dos fretes entre as regiões. Por exemplo, os fretes do Centro-Oeste e Sudeste eram mais elevados dos realizados entre o Paraná e o Sudeste, e ambas as regiões eram tratadas uniformemente pela PGPM. Essa situação modificou-se no ano de 1991, com a regionalização dos preços mínimos. Mas os problemas não foram contornados na sua totalidade, já que o preço de garantia para alguns estados manteve-se igual, como no Paraná e em São Paulo.

Outro problema gerado por essa política na década de 80 está relacionado à dificuldade de administrar e liberar as grandes quantidades estocadas pelo governo. Geralmente, esses estoques eram armazenados durante um grande período de tempo, causando perda de quantidade e qualidade dos grãos, além de serem “despejados” no mercado de forma incoerente, desestabilizando, com isso, o preço ao produtor.

Na tentativa de solucionar a questão relacionada à exacerbada acumulação de produtos, foi empregada, nessa época, novas regras para a comercialização dos estoques, criando-se os Preços de Liberação de Estoques – PLE. Segundo Delgado (1995), esses valores eram definidos pela média histórica de preços no atacado (referentes a uma ou poucas praças), excluindo-se os preços mais altos e mais baixos, acrescida de uma margem de 15% referente ao custo de estocagem. De acordo com essas regras, os estoques deveriam ser liberados quando os preços de mercado atingissem o PLE.

No entanto, o estabelecimento do PLE não resolveu os problemas associados à liberação de estoques, pois geralmente havia uma demora na realização das vendas do governo quando o

PLE era atingido e, em outras ocasiões, uma continuidade das vendas quando o preço já estava abaixo do PLE (GUIMARÃES, 2001).

Lima e Barros (1996), por meio de uma análise baseada na Teoria da Armazenagem sob Expectativas Racionais, analisaram a eficácia da política de preços mínimos para os anos de 1982, 1985, 1987, 1990, 1992 e 1993. Os autores constataram que os preços recebidos pelos produtores na safra (abril e junho) ficaram aquém dos preços mínimos em pelo menos três dos seis anos analisados, indicando a ineficiência dessa política como um instrumento de sustentação e estabilização de preços.

As dificuldades associadas à PGPM tornaram-se maiores com a abertura comercial na década de 90, promovida por acordos comerciais como o Mercosul, já que manter a garantia de preços a um nível alto seria um estímulo para o aumento das importações, o que traria impactos para o mercado interno. Nesse período, iniciou-se uma mudança na política de garantia de preços do país, marcada pelo afastamento governamental dos mercados, determinado pela diminuição dos preços de garantia e redução direta no envolvimento com estoques agrícolas.

O processo de transformação no cenário das políticas agrícolas tornou-se mais efetivo a partir de 95, com a criação de novos instrumentos de controle de preços, como o PEP e posteriormente com o Contrato de Opções de Venda.

Tabela 7 – AGF e EGF como porcentagens das quantidades de milho produzidas – Brasil e estados selecionados – 1985 a 1998

| Anos | Brasil | | PR | | RS | | SC | | SP | | MG | | CO | |
|------|--------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | EGF | AGF | AGF | EGF | AGF | EGF | AGF | EGF | EGF | AGF | EGF | AGF | EGF | AGF |
| 1985 | 7,6 | 14,2 | 13,4 | 19,2 | 1,2 | - | 10,3 | 1,2 | 10,0 | 17,3 | 3,7 | 5,5 | 7,2 | 46,7 |
| 1986 | 6,7 | 11,3 | 16,0 | 5,0 | 1,2 | - | 5,9 | - | 8,5 | 7,1 | 4,4 | 4,5 | 3,7 | 50,8 |
| 1987 | 6,9 | 25,6 | 7,3 | 35,5 | 3,8 | 10,8 | 5,5 | 1,6 | 7,6 | 23,7 | 6,4 | 12,2 | 11,7 | 63,0 |
| 1988 | 16,3 | 6,6 | 22,0 | 1,9 | 2,1 | - | 6,4 | 0,0 | 14,3 | 2,5 | 8,9 | 2,8 | 40,7 | 28,4 |
| 1989 | 16,1 | 3,8 | 14,6 | - | 2,1 | - | 17,2 | - | 12,3 | 0,1 | 6,6 | 0,3 | 42,5 | 18,4 |
| 1990 | 2,1 | 2,2 | 4,4 | - | 0,4 | - | 1,3 | - | 0,9 | 0,1 | 1,1 | 0,1 | 4,1 | 14,7 |
| 1991 | 3,6 | - | 5,8 | - | 1,7 | - | 3,1 | - | 2,3 | n.d. | 1,5 | - | 7,4 | - |
| 1992 | 17,0 | 1,2 | 27,6 | 3,3 | 7,7 | 2,2 | 16,6 | 0,4 | 8,8 | 0,2 | 7,3 | 0,1 | 33,8 | 1,8 |
| 1993 | 9,3 | 1,3 | n.d. | 1,0 | n.d. | 0,8 | n.d. | 0,1 | n.d. | 0,1 | n.d. | 0,4 | n.d. | 5,9 |
| 1994 | 9,9 | 5,5 | n.d. | 5,2 | n.d. | 20,8 | n.d. | 0,1 | n.d. | 0,1 | n.d. | 2,1 | n.d. | 3,7 |
| 1995 | 14,9 | 2,6 | n.d. | 4,7 | n.d. | 7,9 | n.d. | 0,2 | n.d. | 0,1 | n.d. | 0,4 | n.d. | 7,6 |
| 1996 | n.d. | 1,9 | n.d. | 0,3 | n.d. | 15,7 | n.d. | 0,9 | n.d. | - | n.d. | 0,5 | n.d. | 6,8 |
| 1997 | n.d. | 9,2 | n.d. | 8,4 | n.d. | 11,1 | n.d. | 0,6 | n.d. | 0,6 | n.d. | 5,2 | n.d. | 41,8 |
| 1998 | n.d. | 1,0 | n.d. | - | n.d. | n.d. | n.d. | n.d. | n.d. | - | n.d. | - | n.d. | 9,4 |

Fonte: CONAB, 1996 e IBGE, 1989 apud Rezende (2002)

2.1.3 Prêmio para Escoamento do Produto – PEP

O Prêmio de Escoamento do Produto foi lançado em 1996 e constitui-se em um subsídio concedido pelo governo, por meio de um leilão público para viabilizar o escoamento do grão. Por esse instrumento, o governo dispõe-se a pagar um prêmio para a iniciativa privada na condição de que seja adquirido o produto no período da safra, garantindo ao produtor o preço mínimo. Os lotes de produtos pertencentes aos agricultores ou cooperativas são colocados a leilão pelo governo, que estipula um prêmio correspondente à diferença entre o preço mínimo e o preço de mercado mais uma margem de lucro. O comprador que estiver disposto a receber o menor prêmio adquire o direito de ficar com o produto. A escolha do produto e do momento de realizar os leilões depende das condições de comercialização de cada produto e da necessidade de garantir o preço de referência.

A transação entre o produtor e o comprador é efetivada pelo Banco do Brasil. O segundo deverá depositar a diferença entre o preço de referência e o bônus financiado pelo governo, e o agricultor receberá o preço mínimo. As particularidades dos produtos e regiões são levadas em conta para a implementação do Prêmio para Escoamento do Produto. A operacionalização dessa sistemática foi esquematizada por Barros (2000), conforme se observa na Figura 5.

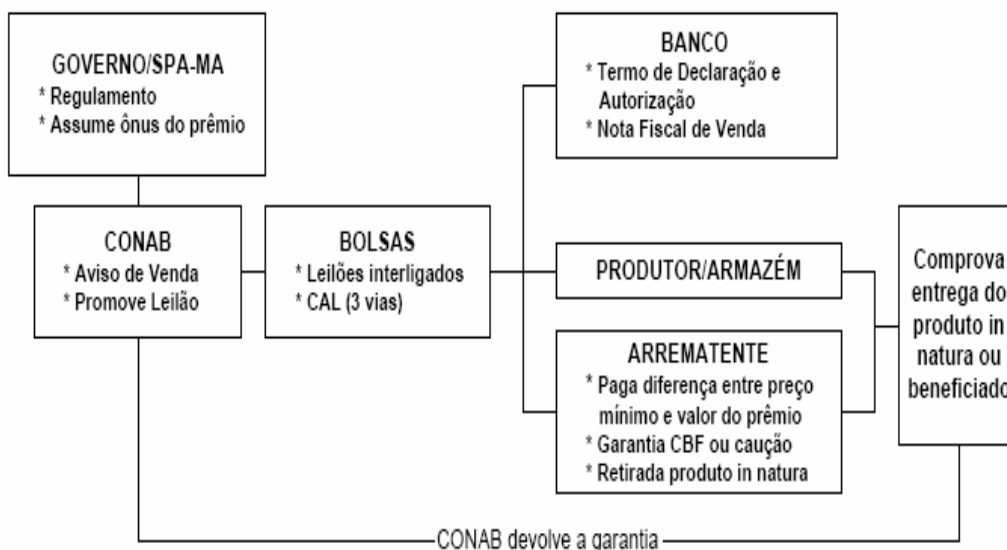


Figura 5 – Fluxograma do prêmio para escoamento de produto

Fonte: Barros (2000)

O PEP, além de garantir o suporte de preços pelo governo, trouxe menores gastos ao setor público, em função da redução no dispêndio com as atividades de aquisição e carregamento de estoques, os quais ficavam a cargo do setor privado. Esse instrumento permitiu uma maior participação da iniciativa privada no processo de comercialização. Os recursos financeiros e fiscais mobilizados no PEP com o pagamento de prêmios são bem inferiores aos demandados pela política de preços mínimos, o que o torna preferível. No entanto, ainda não existem estudos que comprovem a eficácia dessa política.

2.1.4 Contratos de Opções

O Contrato de Opções de Venda foi lançado no Plano Safra de 1996/97 com o propósito de substituir o EGF/COV. Os principais objetivos desse instrumento são:

- Proteger o produtor e a cooperativa contra risco de queda de preços. O contrato é lançado na época da safra, quando geralmente o preço do produto é menor, e seu vencimento ocorre na entressafra.
- Adiar o dispêndio imediato de recursos, em face de um orçamento reduzido destinado às políticas agrícolas.
- Aprimorar a execução das políticas oficiais de sustentação e regulação dos preços agrícolas no mercado interno, tornando-se um instrumento alternativo à Política de Garantia de Preços Mínimos.
- Promover os mercados a termo e futuros de commodities agrícolas, a fim de aprimorar as técnicas de comercialização utilizadas no país.

O Programa de Opções brasileiro foi desenvolvido com base no Programa Piloto de Opções americano, com a diferença de que, no caso brasileiro, apenas o mercado físico é envolvido. No Brasil, o governo é o lançador da opção, e o preço de exercício é o valor do preço mínimo acrescido dos custos de armazenagem, ao contrário do caso americano, em que a opção é lançada sobre contratos futuros, e o preço de exercício é estabelecido pelo mercado (BARROS, 2000).

A vantagem do Programa de Opções de Venda em relação às outras políticas associa-se à possibilidade de redução de gastos iniciais na operação de controle e sustentação de preços. Ao invés de o governo gastar com a aquisição dos produtos, como acontecia com AGF e EGF, ele inicialmente recebe o prêmio pago pelos agricultores. Os contratos de opções são vendidos através de um leilão público, ganhando o direito de ficar com o contrato o produtor que pagar maior prêmio pela opção.

O governo terá que dispor de recursos financeiros no caso de o agricultor exercer a opção, o que dependerá do resultado da diferença entre o preço de mercado e o preço de exercício na época de vencimento do contrato. Porém, neste caso, o governo terá a possibilidade de ficar com o produto se desejar formar estoques ou promover leilões de PEP e transferir o produto para a iniciativa privada.

Outra estratégia adotada pelo governo, no caso do preço do produto no vencimento da opção ser inferior ao preço de exercício, consiste na recompra ou repasse do contrato a um agente de mercado que estiver disposto a receber a mercadoria e honrar com todas as obrigações inicialmente estabelecidas. Na recompra, o governo deve pagar ao comprador um valor que cubra a diferença entre o preço de mercado e o preço de exercício e do prêmio que o produtor já pagou.

Barros (2000), em sua análise sobre a eficácia da política de preços no Brasil, observou que em períodos mais recentes a ação do governo esteve mais próxima dos resultados obtidos pelo autor, que utilizou modelos econômicos para avaliar os mecanismos de controle de preços do governo brasileiro. Esse resultado pode ser consequência da maior eficiência dos novos instrumentos – PEP e Opções –, em relação aos anteriores. Porém, o autor argumenta que o curto período de vigência destes instrumentos, aliado à não necessidade de seu emprego, já que o preço do mercado esteve acima do preço mínimo nesse período, ainda não permite uma avaliação clara de sua maior eficiência no Brasil.

2.2 Preços no mercado regional do milho

O milho é um grão basicamente voltado ao abastecimento interno, sendo a formação de seu preço relacionada a fatores como demanda e oferta em cada região, às políticas de preços, ao

grau de abertura econômica e ao preço de outras commodities, sendo a soja a principal delas, já que ambas utilizam as mesmas técnicas de plantios e são consideradas culturas rotativas.

No ano de 2002, houve um aumento substancial do preço do milho em todas as regiões do país (Figura 6), ocasionado por uma grave crise de desabastecimento, decorrente de perdas ocasionadas por problemas climáticos, do crescimento das indústrias de aves e suínos e da substituição de grande parte da lavoura de milho pelo cultivo de soja.

A maior queda do preço do milho ocorreu no primeiro semestre de 2001, ocasionada por um alto volume de estoque de passagem. Apesar de o preço ter se recuperado no ano de 2002, impulsionado pela diminuição dos estoques mundiais, ele não atingiu patamares suficientes para incentivar o agricultor a aumentar a área de produção. Ainda existiam agravantes relacionados aos custos de produção, como preços dos fertilizantes que tornaram-se cada vez maiores em relação à cotação da commodity. Segundo Tavares (2004), no Paraná, os preços dos fertilizantes tiveram um aumento de mais de 68% entre os anos de 2002 e 2004. Nem mesmo o crescimento da produção de frangos, impulsionado pela expansão das exportações brasileiras, contribuiu para melhorar o desempenho dos preços do milho no mercado interno.

Os avanços nas pesquisas científicas têm contribuído para a elaboração de novos tipos de rações animais que levam uma proporção menor de milho em sua composição, chegando até mesmo à substituição desse grão por outros, a fim de se obter uma redução de custo. Além disso, com o avanço tecnológico, o tempo de abate dos animais tem sido reduzido para um período de 45 dias, aproximadamente 15 dias a menos em relação ao tempo que era necessário para se atingir o peso ideal na década de 80.

De acordo com Tavares (2004), a diferença de preços entre os estados do Mato Grosso e do Paraná vem se intensificando desde 2003, em função de problemas de transporte e logística de exportação, que prejudicam a competitividade das regiões do Centro-Oeste perante as demais regiões do Sudeste.

Conforme se observa na Figura 6, os movimentos de preços do milho nas diversas regiões do país são muito semelhantes. Porém, esse fato não é suficiente para se concluir que o mercado seja eficiente. Para isto, é necessário que as informações entre os agentes pertencentes a essa cadeia agroindustrial sejam transmitidas de forma rápida e eficaz, permitindo que os mecanismos de arbitragem e a Lei de Preço Único funcionem satisfatoriamente (NOGUEIRA; AGUIAR; LIMA, 2001).

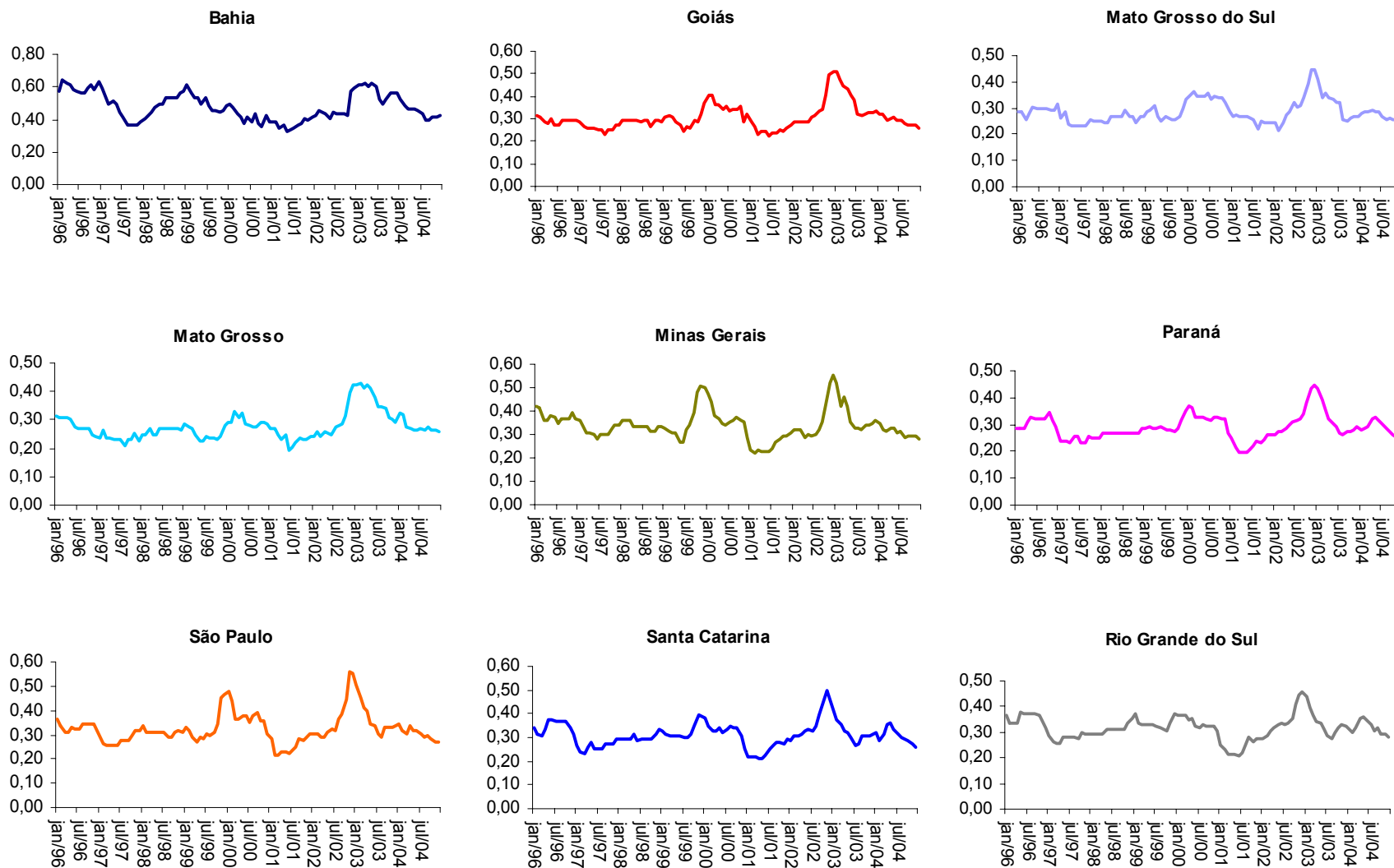


Figura 6 – Distribuição média da produção de milho brasileira por estado – 1997 a 2004

Fonte: Fundação Getúlio Vargas – FGV (2005)

2.3 O mercado mundial de milho

O milho está entre os grãos mais produzidos mundialmente (Figura 7), fato discutido por Risseto (2001). Segundo a autora, o consumo de milho vem crescendo substancialmente nos últimos anos, devido ao crescimento no consumo de aves e suínos, o que, por sua vez, proporciona aumento na demanda de rações e, conseqüentemente, do milho, já que este é a sua principal matéria-prima.

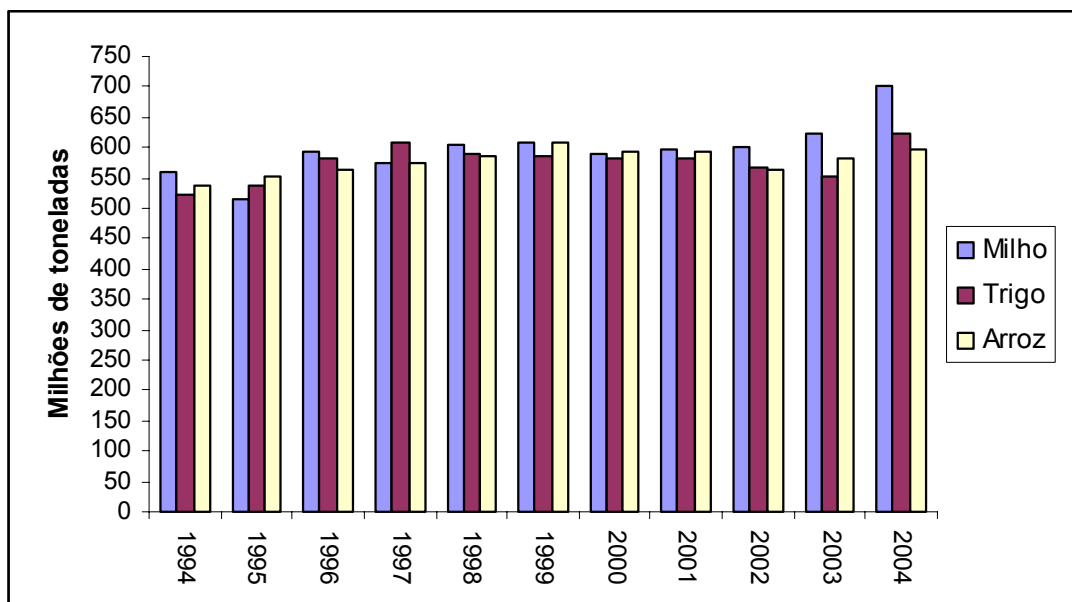


Figura 7 – Produção mundial de milho, trigo e arroz – 1994 a 2004

Fonte: USDA (2005)

Dentre as indústrias consumidoras de milho, merece destaque a bioenergética dos Estados Unidos, que consome cerca de 30 milhões de toneladas de sua produção total. A busca por energia proveniente da agricultura, como o etanol, pode mudar a estrutura agrícola mundial nos próximos anos. E o Brasil é o país que mais deve lucrar com a mudança, trazendo novas oportunidades ao combalido agronegócio do país. A produção de energia alternativa pode abrir caminho para o mercado brasileiro, já que o Brasil possui capacidade produtiva para abastecer o mercado externo.

Os Estados Unidos têm dominado a produção mundial de milho. Nos últimos dois anos, foram responsáveis por cerca de 67% da safra mundial, seguidos pela China, que produziu cerca de 12% no mesmo período (Figura 8).

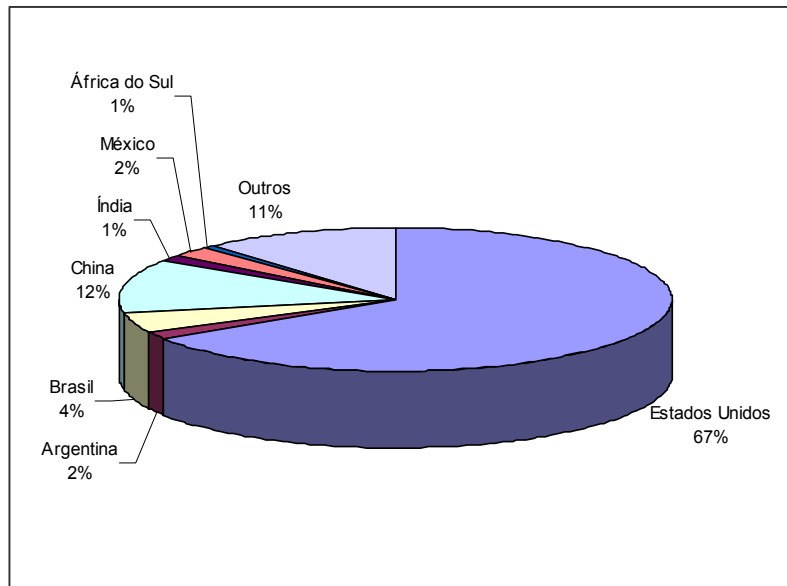


Figura 8 – Produção mundial de milho por países - média de 2002/03 à 2004/05

Fonte: USDA (2004)

Devido à significância desses países dentro do mercado mundial, suas estimativas de produção e consumo tornam-se importantes na formação da expectativa de preço a ser recebido pelo produtor.

Uma supersafra americana implicaria em uma maior oferta do produto no mercado mundial, o que levaria a uma queda no preço dessa commodity. De forma oposta, um aumento no consumo chinês ocasionaria um acréscimo na demanda do produto, induzindo uma elevação de seu preço, o que de certa forma incentivaria produtores a expandir a área destinada à produção de milho.

Os Estados Unidos, além de maiores produtores, são também os maiores consumidores desse cereal (Figura 9). No entanto, consomem apenas 37% do total de sua produção, enquanto a China consome 97% do que produz, principalmente na avicultura nacional, grande exportadora de frangos aos países asiáticos e europeus.

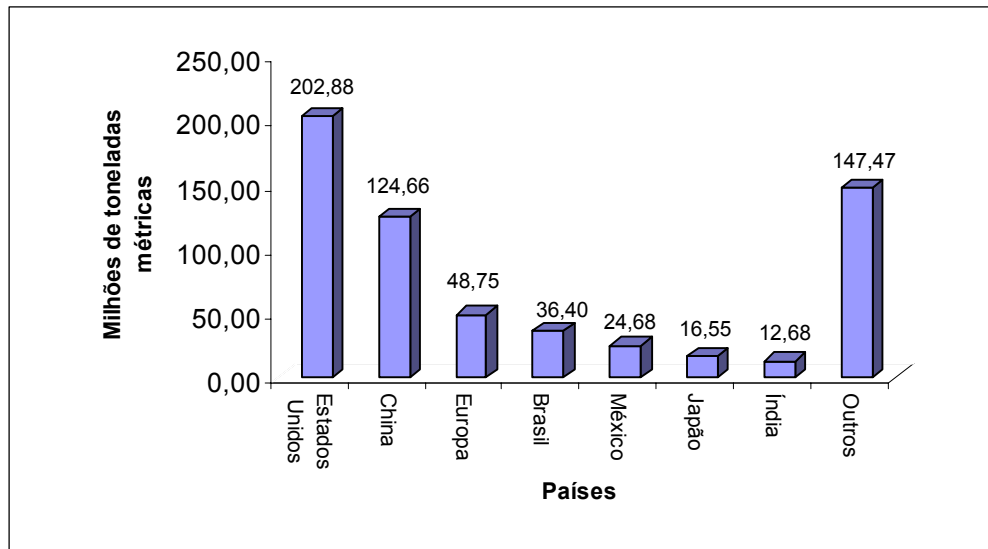


Figura 9 – Consumo mundial de milho por países – média de 2002/03 à 2004/05

Fonte: USDA (2005)

A demanda por carnes brasileiras suína e de aves tem crescido substancialmente tanto internacionalmente como internamente, o que pode possibilitar a expansão do mercado nacional de milho. Além de o país ser um grande exportador de carne de aves, o estoque mundial de milho tem-se reduzido nos últimos anos, o que leva muitos países a restringir suas exportações e passar a demandar uma quantidade maior do grão. Perante esse cenário, observa-se um acréscimo nas exportações brasileiras nos últimos anos.

A Argentina, quarto maior produtor e principal exportador de milho para o Brasil, reduziu suas exportações em função do aumento no consumo interno, levando os países importadores a buscar novos mercados para complementar o abastecimento interno. Para o Brasil, uma das alternativas seria passar a importar mais dos Estados Unidos, mas isso poderia encarecer a produção de ração nacional e, conseqüentemente, o preço de frangos e suínos, comprometendo a concorrência do país no mercado mundial.

O preço do frango possui uma grande relação com o do milho (Figura 10). Portanto, para não gerar maiores custos aos produtores e comprometer as exportações brasileiras, o país passou a intensificar a importação de milho do Paraguai, em função das maiores vantagens tarifárias e comerciais, que foram obtidas através de acordos bilaterais, evitando assim que mudanças bruscas ocorressem nos preços do mercado interno.

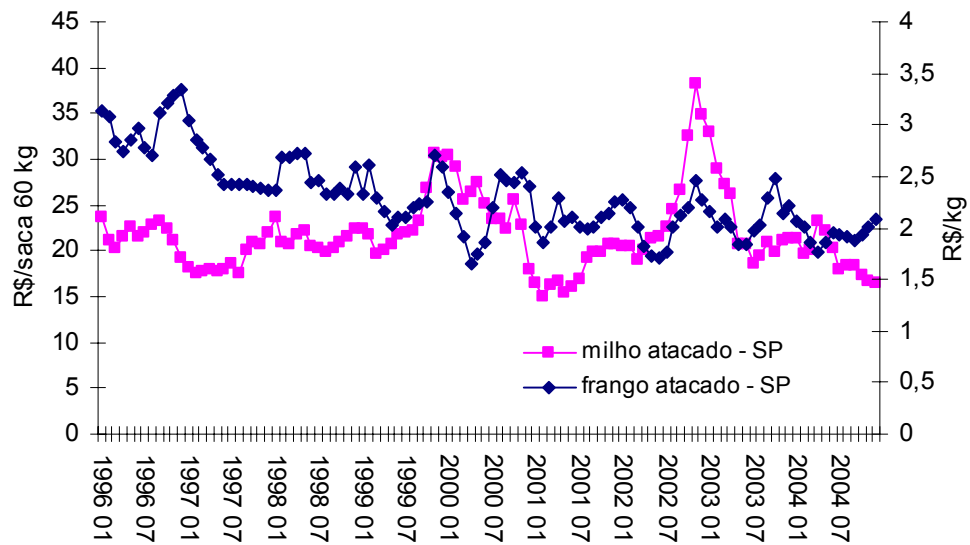


Figura 10 – Relação de preços no estado de São Paulo – Milho × Frango

Fonte: Brasil (2005)

Além da redução dos estoques mundiais, a expansão da área plantada com milho transgênicos na Argentina, Estados Unidos e Canadá também tem contribuído para impulsionar o aumento nas exportações brasileiras. Em 2001, quase todos os países da Europa, em função da pressão de grupos ambientalistas e da população, proibiram a produção e restringiram as importações desses produtos. Além disso, as normas de rotulagem para diferenciar os produtos transgênicos dos não-transgênicos nesses países são muito mais restritivas, baseando-se na rastreabilidade da mercadoria desde a lavoura até o mercado consumidor.

Os governos da China e do Japão também introduziram regras mais rigorosas para a importação de grãos geneticamente modificados, exigindo a certificação de segurança dos produtos comercializados, garantindo que eles não causam danos ao homem, animais, plantas e meio ambiente.

As dificuldades impostas pelos países dos continentes Asiáticos e Europeus com relação à importação de milho transgênico favoreceram o Brasil, uma vez que o cultivo desse grão no país é quase feito inteiramente com variedades tradicionais.

Os exportadores de carnes brasileiras também têm se beneficiado com a utilização de rações não transgênicas para aves e suínos. Essa é uma das principais exigências do mercado europeu para a importação desses produtos.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

3.1 Integração de mercados

Os mercados regionais podem estar integrados pela busca por lucros, em atividades que envolvem a compra do grão em uma determinada área onde o preço é mais baixo e sua revenda em mercados onde seu preço é mais elevado. Assim, os conceitos de integração e arbitragem são relacionados.

Conforme ressalta Ardeni (1989), a definição usual de perfeita arbitragem de preços garante que cada bem tenha um preço único (definido em uma unidade monetária comum) em qualquer parte do mundo, ou seja, que os bens sejam vendidos a preços equivalentes em diferentes mercados, após descontarem-se os custos de transferência. Esse conceito é chamado de Lei do Preço Único – LPU.

Barros (1987), em estudos referentes à dimensão espacial dos preços no processo de comercialização em mercados competitivos, observa que se um bem é produzido em duas regiões separadas geometricamente (X e Y) e se não houver comércio entre elas, o preço em cada região (P_x e P_y) será determinado em função de suas respectivas curvas de oferta e demanda. No entanto, se houver comércio entre as regiões e ignorando os custos de transferência do produto entre elas, será lucrativo transferir o produto da região de menor preço para a outra onde o preço é maior. Esse processo de transferência ocorrerá até que os preços nas regiões se igualem, conforme observado na Figura 11.

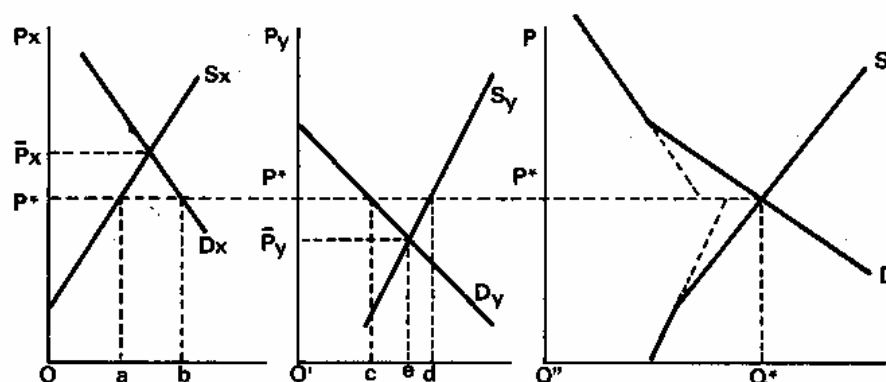


Figura 11 – Comércio regional sem custos de transferência

Fonte: Barros (1987)

Na Figura 11, tem-se que as curvas S_x e D_x correspondem respectivamente à soma das curvas de oferta e demanda da região X e Y. Considerando que o custo de transferência seja nulo, a intersecção dessas duas curvas determina P^* , que é o preço comum às duas regiões. O^*Q^* refere-se ao volume total vendido ou comprado nas duas regiões conjuntamente. Com o comércio inter-regional ao preço P^* , a região X produzirá uma quantidade Oa e demandará Ob , tendo um déficit de ab que será coberto pela região Y, a qual a esse mesmo preço de equilíbrio, P^* , produzirá uma quantidade $O'd$ e demandará uma quantidade $O'c$, ou seja, terá um superávit correspondente a cd . Observa-se que $ab = cd$.

Um modo alternativo de representar o comércio em duas regiões é o diagrama “back to back”, como mostrado na Figura 12. Nela, à esquerda do eixo vertical aparecem as curvas de oferta e demanda da região X e, à direita, as curvas de oferta e demanda invertidas da região Y (Figura 12).

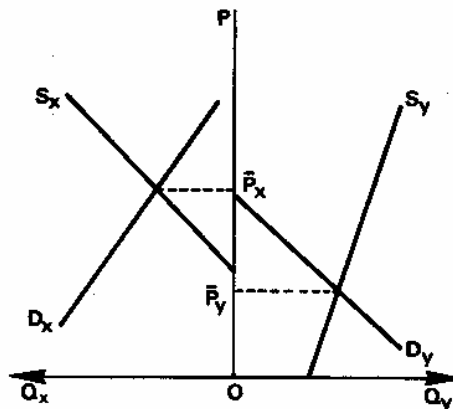


Figura 12 – Diagrama “back to back”

Fonte: Barros (1987)

Posteriormente, traçam-se as curvas de excesso de oferta para cada região (ES_x e ES_y) (Figura 13), as quais relacionam, a cada nível de preço comum às duas regiões, a diferença horizontal entre a curva de oferta e demanda para cada uma delas.

As curvas ES_x e ES_y se cruzarão em um dos lados como, por exemplo, na Figura 13, onde as curvas se interceptam do lado direito, a um preço P^* , indicando um excesso de demanda na região X. O comércio entre X e Y provoca uma redução no preço dessa região. O excesso de

demanda observado na Figura 13 equivale à distância Of , que é correspondente à ab na Figura 11 e 13 respectivamente.

Na região Y, ao preço P^* a quantidade ofertada aumentará, elevando-se de Oe para Od , ou seja, há uma realocação de recursos produtivos. Na região de maior produção, Y neste caso, existe uma atração de recursos que antes eram destinados a outros fins, e na região X, de menor produção, há uma liberação de recursos para outras atividades econômicas.

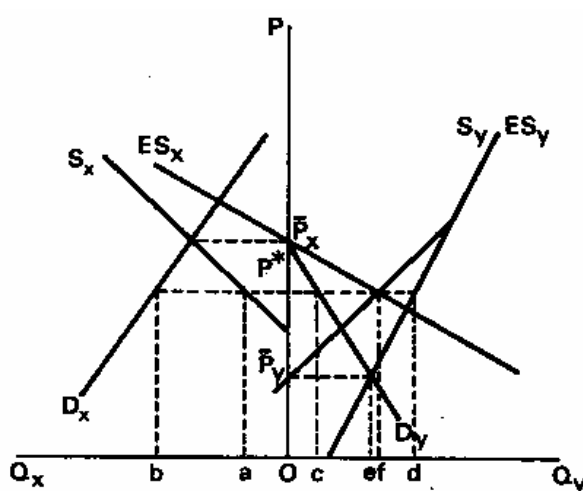


Figura 13 – Curva de excesso de oferta e equilíbrio regional

Fonte: Barros (1987)

Na Figura 14, pode-se analisar o efeito do Custo de Transferência – CT no comércio inter-regional. Nesse caso, tem-se que o comércio entre essas regiões se dará enquanto $P_x - P_y \geq CT$. No diagrama “back to back”, o efeito do CT pode ser analisado traçando-se inicialmente a curva de diferença de excessos de oferta ($ES_x - ES_y$). A ordenada dessa curva corresponde a diferença vertical entre as duas curvas anteriores ES_x e ES_y .

Graficamente, o custo de transporte corresponde à linha horizontal de ordenada Og e a intersecção dessa linha com a curva $ES_x - ES_y$ fornecerá o ponto U, no qual se tem $P_x - P_y = CT$ e cuja abscissa (Oh) representa a quantidade que será comercializada de X para Y. Esse ponto também fornece o preço em cada região basta projetá-lo nas curvas ES_x e ES_y . Caso não se considere o custo de transferência entre essas duas regiões, a quantidade comercializada seria Of .

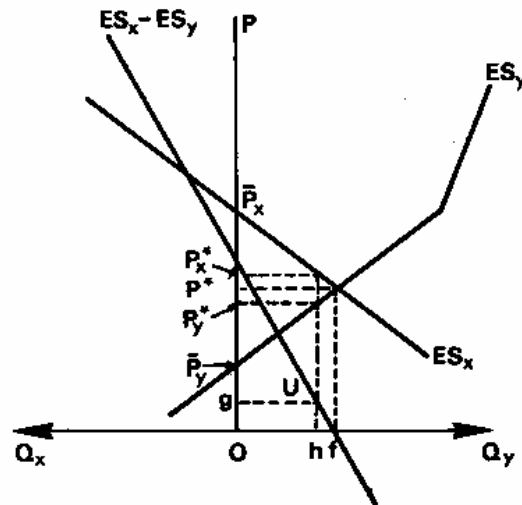


Figura 14 – Efeito do custo de transferência sobre o comércio

Fonte: Barros (1987)

Com base nas análises desenvolvidas pelo autor, conclui-se que o comércio entre duas regiões tende a reduzir a diferença de preços entre elas, sendo o limite dado pelo custo de transferência, que quanto maior, maior será a diferença de preços entre esses mercados e menor será quantidade comercializada.

A integração de mercados traz importantes implicações para a descoberta de preços e operações comerciais, já que persistentes desvios de integração podem gerar oportunidades de lucro para os traders. O comportamento dos preços é um importante indicador da performance do mercado.

Nessa direção, Goodwin e Schroeder (1991) argumentam que mercados não integrados podem carregar informações de preços imprecisas, que podem distorcer as decisões de comercialização dos produtores e contribuir para movimentos ineficientes dos produtos. Portanto, medir a integração de um mercado é importante para compreender como o mercado funciona e o quanto ele é eficiente, sendo então um ferramental importante para o planejamento de políticas de preços e de comercialização.

3.2 Lei do Preço Único – LPU

A Lei do Preço Único estabelece que, em mercados concorrentes isentos de barreiras comerciais e custo de transferência, produtos homogêneos que são vendidos em mesma moeda devem ter o mesmo preço.

A maior parte dos trabalhos que visam testar a validade da LPU utiliza um modelo similar ao apresentado por Richardson (1978):

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{jt} + \beta_2 T_t + \beta_3 R_t \quad (2)$$

onde P_{it} (com $i = 1, 2$) representa o preço no mercado i ; P_{jt} (com $j = 1, 2$) representa o preço no mercado j ; T_t representa o custo de transação; R_t representa o termo residual para as diferenças de preços não explicadas pelas variáveis incluídas na equação e, β_0 , β_1 , β_2 e β_3 são os parâmetros a serem estimados. No modelo apresentado por Richardson, dois mercados são perfeitamente integrados, ou seja, verifica-se a LPU, se $\beta_1 = \beta_2 = 1$ e $\beta_0 = \beta_3 = 0$.

Esse modelo é geralmente utilizado com as variáveis em níveis ou em logaritmo, sendo este o caso mais comum. Se a análise é conduzida com as variáveis em logaritmo, os coeficientes representam as elasticidades de transmissão de preços e, neste caso $\beta_1 = 1$, para que os mercados sejam perfeitamente integrados.

O grande problema do uso da abordagem proposta por Richardson é que as informações sobre custo de transporte, utilizadas como proxy do custo de transação, são raramente disponíveis, o que gera a exclusão dessa variável do modelo. Porém, o efeito dela pode ser captado por um parâmetro que reflita a proporcionalidade em relação ao preço, no caso de um modelo multiplicativo, ou uma constante, no caso de um modelo aditivo.

O termo R_t pode ser omitido e tratado como um distúrbio aleatório não observável. Assumindo-se as hipóteses anteriores, de exclusão de T_t e R_t , a eq. (2), que representa um modelo aditivo, pode ser reescrita da seguinte forma:

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 P_{jt} + e_t \quad (3)$$

Considerando-se que β_0 representa o custo de transferência, constante no tempo, a LPU é rejeitada quando o parâmetro β_1 diferir de um.

A Lei do Preço Único também pode ser testada utilizando-se o seguinte modelo multiplicativo:

$$P_{it} = \beta_0 E^{\beta_1} P_{jt}^{\beta_2} T^{\beta_3} R^{\beta_4} \quad i, j = 1, 2 \quad (4)$$

que, simplificado, passa a ser:

$$P_{it} = \beta_0 P_{jt}^{\beta_1} e_t \quad (5)$$

ou na forma logarítmica:

$$\ln P_{it} = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln P_{jt} + \ln e_t \quad i, j = 1, 2 \quad (6)$$

Sendo a LPU válida quando $\beta_1 = 1$. Porém, o uso desse modelo só é válido se o custo de transporte, representado por β_0 , for proporcional ao preço.

3.3 Revisão Bibliográfica

Diversos estudos empíricos buscam testar a validade da LPU em diferentes mercados de commodities agrícolas, principalmente as direcionadas ao comércio internacional, procurando determinar até que ponto ocorre a convergência de preços dos produtos nas diferentes regiões.

Os primeiros trabalhos sobre transmissão de preços e integração de mercados adotavam tipicamente 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. Caso não fosse possível rejeitar a hipótese de o coeficiente de inclinação ser igual a um, e de a constante ser igual zero, concluía-se que a LPU vigorava nesses mercados.

De forma geral, os trabalhos que procuravam examinar a validade dessa Lei utilizavam o seguinte modelo, com as variáveis em logaritmo:

$$P_{xt} = \mu + \beta P_{yt}^* + \varepsilon_t \quad (7)$$

onde P_{xt} é o preço do produto no país x no período de tempo t ; $P_{yt}^* = P_{yt} \times E$ refere-se ao preço no país y 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 maior parte dos trabalhos conduzidos sob esse enfoque ignorava as propriedades das séries de dados, o que pode gerar regressões espúrias. Geralmente, as séries de preços de produtos agrícolas não são estacionárias ou são estacionárias, mas apresentam correlação serial. Segundo Goodwin & Schroeder,

“Toda propriedade pode ter implicações importantes para a integração espacial de um mercado. Em particular, ignorar a correlação serial em um teste empírico de integração de mercados pode resultar em testes que são vulneráveis a inferências inconsistentes e viesadas” (GOODWIN; SCHROEDER, 1991, p. 453).

Protopapadakis e Stoll (1983), nos testes da LPU para preços no mercado físico e futuro de várias commodities, obtiveram valores para a estatística Durbin-Watson menores do que R^2 em onze dos quinze casos, o que mostra a falta de atenção dos autores aos problemas de regressões espúrias.

Outros autores como Isard (1977) e Richardson (1978), em função dos problemas de autocorrelação serial, estimaram a regressão na primeira diferença ou usando variações percentuais. Contudo, esse não é o procedimento mais adequado para se resolver os problemas da não estacionariedade dos dados, já que uma série estacionária pode estar tão próxima de um processo não estacionário de forma a induzir inadequadamente a sua diferenciação. Neste caso, as propriedades das séries de tempos devem ser consideradas, a fim de se determinar o melhor

procedimento a seguir. Outra crítica referente ao uso desse método é a ausência de defasagens, o que torna o modelo estático, impedindo que ajustes ocorram no longo prazo.

Conforme ressaltado por Ardeni (1989), estudos empíricos sobre relações de preço do mercado doméstico e internacional encontram significantes e persistentes desvios do valor de equilíbrio, tanto quando se trata de índices de preços gerais quanto de um nível mais desagregado. Contudo, apesar das evidências empíricas sobre a não validade da LPU, muitos autores assumem que os mercados das commodities primárias obedecem a uma regra de perfeita arbitragem.

Ravallion (1986), por meio de um modelo de regressões dinâmicas, discutiu a relação em diversos mercados agrícolas durante a grande fome de Bangladesh em 1984, sob uma perspectiva de curto e longo prazos. Referente à integração de curto prazo, concluiu que as variações de preço em um mercado são transmitidas de forma imediata aos demais mercados, sem o efeito da defasagem. No longo prazo, observou que a variação de uma unidade de preço em um mercado foi totalmente transmitida para os demais mercados, embora esse processo não ocorra de forma imediata, mas sim ao longo do tempo, pelos efeitos de defasagem. Esse teste ficou conhecido como modelo de Ravallion e se baseia no teste de perfeito co-movimento dos preços pelo estabelecimento de um mercado central interligado a outros mercados.

Variações no teste de Ravallion foram incorporadas por outros autores a fim de tornar a análise mais realística. Faminow e Benson (1990), no estudo do comportamento dos preços de suínos em cinco regiões do Canadá, em dois períodos de tempo distintos, assumiram que tanto os compradores como vendedores estão dispersos espacialmente e que existe o custo de transporte inter-regional. No entanto, essa situação pode resultar em mercados integrados que seguem um sistema de preço base não competitivo, o qual é mantido por uma estrutura de mercado oligopolista, resultando em um mercado não eficiente. O estudo não permitiu que fosse testada a validade da LPU, pois o modelo não incorpora uma análise mais completa sobre o comportamento dos preços no longo prazo.

Procedimentos alternativos têm sido desenvolvidos para analisar a integração de mercados, como os testes de causalidade de Granger (1969) e de cointegração.

A técnica da cointegração tem sido uma das mais utilizadas atualmente para se analisar o processo de formação de preços em mercados espacialmente separados. Esse procedimento leva em consideração as características das séries de dados, como a ordem de integração e do processo

auto-regressivo que descreve o comportamento das séries de tempo, e torna possível, pelas relações de longo prazo estabelecidas, analisar a validade da LPU.

Ardeni (1989) foi um dos primeiros a utilizar testes de cointegração para analisar o processo de formação de preços. Ele examinou os preços de um grupo de produtos agrícolas em quatro países distintos: Austrália, Canadá, Reino Unido e Estados Unidos, com o objetivo de verificar a validade da LPU. Os resultados de sua pesquisa mostraram que as variações na taxa de câmbio não são transmitidas totalmente para os preços e, conseqüentemente, que as duas séries não são co-integradas, levando a não comprovação da LPU.

Similarmente, Baffes (1991) testou a validade da LPU para o mesmo conjunto de commodities. Contudo, seu estudo difere nos seguintes aspectos:

- a) é usada uma versão restrita dos testes de cointegração;
- b) os custos de transporte recebem uma atenção especial como um dos fatores que levam à falha da LPU.

Baffes, ao contrário de Ardeni, não considera que a constatação da LPU seja uma conseqüência imediata dos resultados do teste de cointegração². Segundo ele, é necessário que o coeficiente que expressa a relação entre os preços nos dois mercados seja igual a um³, o que levou o autor a usar uma versão restrita do modelo proposto por Ardeni. Diferentemente de Ardeni, Baffes obteve resultados favoráveis a LPU na maioria dos casos.

A falha na comprovação da LPU é explicada pelos dois autores de forma diferenciada. Para Ardeni, esse resultado se justifica pelos fatores institucionais que influenciam os preços em cada país; pelo possível custo de arbitragem elevado, especialmente para os mercados fortemente influenciados pelos acordos internacionais; e por erros nas definições dos dados. Baffes, por sua vez, considera os custos de transporte como umas das principais causas para a ocorrência daquele fato. A incorporação do custo de transação no modelo de cointegração é discutida por outros autores, como Protopapakis e Stoll (1986), Goodwin, Grennes e Wohlgenant (1990), Crouhy-

² Em geral, para se determinar se x_1 e x_2 são integradas, a seguinte regressão é estimada: $x_{1t} = \mu + \beta x_{2t}^* + \varepsilon_t$. Esse modelo será mais bem discutido posteriormente.

³ Baffes testou a validade da LPU através da seguinte equação: $z_t = x_{1t} - x_{2t}^*$.

Veyrac, Crouhy e Melitz (1982). Segundo esses autores, a incorporação dos custos de transferência no modelo resultaria na derivação de resultados favoráveis para a LPU.

Protopapadakis e Stoll (1986), incorporando os custos de transferência, testaram se a LPU se mantém, fazendo uma distinção entre curto e longo prazos, e obtiveram evidências de sua comprovação no longo prazo, confirmando resultados obtidos anteriormente (PROTOPAPADAKIS; STOLL, 1983).

Baulch (1997), por outro lado, ressalta que a cointegração não é uma condição suficiente e tampouco necessária para a integração de mercados. Segundo o autor, não se trata de uma condição necessária porque os custos de transferência podem ser não estacionários e, caso isso ocorra, é provável que se rejeite a hipótese de cointegração entre os preços mesmo que esses mercados sejam integrados. Também não é suficiente, pois duas séries podem ser cointegradas, mas o diferencial de preços entre esses mercados pode ser tão pequeno que não compensaria o custo de arbitragem. Neste caso, tem-se que os preços são co-integrados, no entanto, não se pode dizer que os mercados são integrados.

Barret (1996) discute a não adequação do conceito de cointegração de preços como uma medida de integração de mercados, apontando as seguintes razões:

- a) os preços podem ser co-integrados, mas a estimativa de β ser negativa, o que implica que os preços se movem em direções opostas, indicando que esses mercados não são integrados.
- b) a segmentação do mercado pode ser resultado ou de margens intermercados maiores que o custo de transferência ou de margens menores que o custo de transferência (implicando em ausência racional de arbitragem). Ambas implicam em um intercâmbio ineficiente entre os mercados.
- c) os fluxos de comércio são temporariamente descontínuos em função das perturbações e variações sazonais dos produtos, principalmente os agrícolas, as quais afetam as respectivas funções de oferta e demanda e os custos de transação. Nesses pontos de descontinuidade, o coeficiente que mede a relação entre os preços é zero, enquanto em outros pontos ele é aproximadamente um. Nesses pontos de descontinuidade, os testes de cointegração impõem uma aproximação linear para uma função provavelmente não linear.

Dadas as diversas críticas ao uso desses testes para medir integração de preços entre mercados, abordagens alternativas surgiram a fim de superar as falhas atribuídas a esse método. Entre elas, pode-se citar o modelo PBM, proposto por Baulch (1997) e o método SKC de Sexton, Kling e Carman (1991), os quais combinam os dados microeconômicos com o comportamento dos *traders*⁴.

Contudo, Coelho (2002) adverte que os testes de cointegração são apropriados quando o objetivo da pesquisa não está centrado na investigação sobre a relação de integração física dos mercados e os mecanismos de arbitragem que assegurariam uma trajetória comum dos preços, mas sim em investigar o processo de transmissão de choques entre os mercados, ou seja, quando a preocupação do estudo é identificar a influência dos movimentos de preços em uma região sobre as demais. Os problemas referentes ao uso dessa metodologia podem ser também contornados, em parte, através da utilização de variáveis *dammys* para captar as variações sazonais.

Os custos de transportes, que na maioria das vezes representam um problema nas análises de cointegração, geralmente são excluídos da análise, em função da dificuldade para obtenção desses dados, periodicidade inadequada e qualidade dos dados nas séries existentes, principalmente no caso brasileiro.

No Brasil, são recentes as pesquisas que utilizam a técnica de cointegração para testar a validade da LPU entre preços de commodities agrícolas em mercados distintos. Além disso, a maior parte dessas aborda uma perspectiva internacional, como os trabalhos desenvolvidos por Lima e Burnquist (1997), Costa (1999), Coelho (2002), Barbosa, Margarido e Nogueira Júnior (2002).

Costa (1999) analisou a relação de longo prazo entre os preços no mercado interno e externo do algodão, arroz e milho, na década de 90, período de liberação comercial e menor atuação do Estado no mercado interno, fato que contribuiu para o aumento substancial da importação dessas commodities. Para averiguar a validade da LPU, a autora estabeleceu restrições sobre o vetor de cointegração e testou a hipótese da elasticidade de transmissão de preços entre dois mercados igual a um. As conclusões desse estudo não apontam resultados favoráveis para se inferir que as reduções de barreiras ao comércio internacional sejam suficientes para que as relações de integração sejam efetivadas. Os resultados não foram favoráveis à LPU, na maior parte dos casos.

⁴ Ver Sexton et al. (1991), Barret (1996) e Baulch (1997).

Similarmente a Costa, Coelho (2002) utilizou os testes de cointegração para analisar a integração entre o mercado de algodão brasileiro e o norte-americano nas décadas de 80 e 90. Os resultados obtidos pelo autor indicaram que, para uma análise do período completo, os mercados do Brasil e dos Estados Unidos são perfeitamente integrados. No entanto, realizando uma análise individual dos períodos, o autor conclui que, na década de 80, o mercado brasileiro pode ser considerado fechado, pois os preços internos não participam do equilíbrio de longo prazo junto aos demais preços. Esse fato explica-se pela grande intervenção governamental no mercado interno do algodão no período, o que impedia que os choques nos preços internacionais fossem transmitidos ao mercado interno, indicando uma independência entre eles. Ao contrário dos resultados obtidos na década de 80, na de 90, período de grande abertura comercial e desregulamentação do mercado de algodão, observou-se que os mercados eram perfeitamente integrados.

Barbosa et al. (2002) também analisou o relacionamento de longo prazo do preço do algodão no mercado doméstico brasileiro e no internacional e, usando testes de cointegração, concluiu que esses dois mercados estão relacionados no longo prazo. No entanto, a elasticidade de transmissão de preços entre eles é menor que a unidade, refletindo que os preços internos não reagem proporcionalmente a variações de preços no mercado externo. O autor também atribui esse resultado à grande intervenção comercial imposta a esse mercado através de políticas externas, com a imposição de quotas de exportação e importação via acordos internacionais em favor do protecionismo do produto no mercado externo.

Lima e Burnquist (1997) testaram a validade da LPU para os preços de soja em grão e farelo no Brasil, Estados Unidos e Alemanha. Para tal análise, as autoras realizaram o teste de cointegração segundo o modelo de Johansen e concluíram que a LPU não pode ser rejeitada para o mercado de soja em grão. Porém, essa mesma lei não se aplica para o mercado de farelo de soja.

Como se observa, a maior parte dos trabalhos nacionais que visam analisar a integração de mercados e verificar a validação da LPU aborda uma perspectiva internacional. No entanto, essa análise pode ser feita tanto entre países e blocos econômicos quanto entre regiões diferentes de um mesmo país. Contradizendo essa perspectiva, Nogueira, Aguiar e Lima (2001) examinaram a integração espacial entre quatro mercados regionais de café arábica em Minas Gerais e São Paulo e concluíram que esses mercados são perfeitamente integrados, ou seja, um choque de oferta ou

demanda em uma das regiões é transmitido integralmente às demais, verificando assim a validade da LPU para esses mercados.

3.4 Fonte de Dados

Para analisar a relação de preços no mercado interno do milho, foram utilizados os preços mensais do milho ao produtor nos estados da Bahia, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, coletados pela FGV. Os preços foram deflacionados utilizando o Índice Geral de Preços ao Consumidor – Disponibilidade Interna – IGP–DI, calculado e divulgado pela FGV.

4 METODOLOGIA

Neste item serão apresentados os procedimentos econométricos utilizados para a obtenção dos objetivos propostos inicialmente.

4.1 Procedimentos

Os procedimentos utilizados na análise empírica são: 1) teste de estacionariedade das séries temporais, aplicando o procedimento de raiz unitária de Dickey e Pantula (1987); 2) testes de cointegração para determinar as relações de longo prazo; 3) testes de hipóteses sobre os parâmetros da relação de cointegração, a fim de detectar a participação de cada mercado nas relações de longo prazo, a sensibilidade de resposta desses mercados a desequilíbrios de curto prazo e se esses mercados podem ser considerados perfeitamente integrados. Os testes foram realizados com o software RATS.

4.1.1 Estacionariedade e testes de raiz unitária

Séries de tempo estacionárias caracterizam-se por apresentarem média e variância constantes no tempo, e a covariância dependente apenas da defasagem entre dois períodos. Uma importante diferença entre a série estacionária e não estacionária é que um choque na primeira se dissipa rapidamente, convergindo para um nível médio no longo prazo, enquanto, na série não estacionária, um choque pode causar um efeito explosivo ou permanente. Algebricamente, tem-se que uma série é estacionária se, e somente se:

1. $\mu(t) = \mu$ para todo t ;
2. $V(t) = \sigma^2$ para todo t ;
3. $Cov[y(t), y(t+k)] = \gamma_k$ para todo t e qualquer $k \neq 0$.

De acordo com Morettin e Toloi (2004), a maior parte das séries encontradas na prática apresenta alguma forma de não estacionariedade. Logo, as séries econômicas apresentam, em geral, tendências, sendo o caso mais simples aquele em que a série flutua ao redor de uma reta, com inclinação positiva ou negativa (tendência linear). A não estacionariedade pode também ser decorrente de tendência estocástica (raiz unitária).

A maioria dos procedimentos de análise de séries temporais pressupõe que elas sejam estacionárias. Se isso não ocorre, é necessário tomar diferenças para que elas se tornem estacionárias, pois a presença de variáveis não estacionárias em modelos econométricos pode gerar relações espúrias. Uma regressão espúria apresenta um alto R^2 , a estatística t é significativa, mas os resultados não possuem significados econômicos, já que os resíduos são autocorrelacionados.

O processo indicado para se obter a estacionariedade de séries que apresentam raiz unitária consiste em tomar diferenças sucessivas da série original ($\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$) até que essa se torne estacionária, ou seja, para que sua ordem de integração seja zero, $I(0)$. A ordem de integração diz respeito ao número de vezes que a série precisa ser diferenciada para que ela se torne estacionária. Genericamente, se uma série é estacionária, após d diferenças se diz que ela é integrada de ordem d, $I(d)$.

O primeiro passo para se detectar algumas características das séries de tempo é fazer uma análise gráfica de seu comportamento ao longo do tempo, pois assim é possível observar a existência de quebra estrutural e tendência determinista.

O cálculo das funções de autocorrelação e autocorrelação parcial também são ferramentas usuais na análise do comportamento das séries de tempo. A função de autocorrelação parcial pode ajudar na identificação do número de defasagens a ser incluído no processo auto-regressivo. Já a função de autocorrelação ou correlograma é um indicativo da estacionariedade da série; se ela tende rapidamente para zero tem-se um indicativo de que a série é estacionária e um caimento lento sugere a existência de um processo de raiz unitária ou de tendência determinista. Porém, esse não é considerado o procedimento mais adequado para se testar a estacionariedade de uma série, já que existe controvérsia na literatura para se determinar a velocidade da convergência para zero. Portanto, existem alguns testes usuais como o Dickey e Pantula que podem ajudar a identificar se a série é estacionária ou não.

O teste de Dickey e Pantula (1987) parte do pressuposto que a série pode possuir duas raízes unitárias. Esse teste é feito de forma seqüencial, estimando-se inicialmente a seguinte equação:

$$\Delta^2 y_t = \rho_1 \Delta y_{t-1} + \rho_2 y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \Delta^2 y_{t-i+1} + e_t \quad (8)$$

Primeiramente, testa-se a hipótese da existência de duas raízes ($\rho_1 = \rho_2 = 0$) contra a hipótese alternativa de uma raiz unitária ($\rho_1 < 0$ e $\rho_2 = 0$). A diferença entre a hipótese nula e a alternativa se restringe ao teste sobre ρ_1 , o que possibilita o ajuste do seguinte modelo:

$$\Delta^2 y_t = \rho_1 \Delta y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \Delta^2 y_{t-i+1} + e_t \quad (9)$$

No qual se testa a hipótese nula de duas raízes ($\rho_1 = 0$) contra hipótese alternativa de uma raiz ($\rho_1 < 0$) através da estatística τ , obtida por Fuller (1976) e complementados por Dickey e Fuller (1979, 1981).

Se a hipótese nula não for rejeitada, conclui-se que há duas raízes unitárias. Caso contrário, passa-se para etapa seguinte, em que a partir da eq. 8, testa-se a existência de uma raiz unitária ($\rho_1 < 0$ e $\rho_2 = 0$) contra a estacionariedade ($\rho_1 < 0$ e $\rho_2 < 0$). Assim como na etapa anterior, a diferença entre as duas hipóteses está no teste sobre ρ_2 . Portanto, se ρ_2 for igual a zero, conclui-se que a série possui uma raiz unitária. Caso contrário, o processo é considerado estacionário.

Para se determinar o número de defasagens (p) a ser incluída no modelo, inicia-se com um valor de $p = 12$ e, de forma seqüencial, eliminam-se as não significativas.

4.1.2 Testes de Cointegração – Métodos de Engle e Granger e Johansen

Cointegração refere-se a uma combinação linear de variáveis não estacionárias, que possuem uma relação de convergência no longo prazo. Segundo Engle e Granger (1987), cointegração é uma técnica para se analisar o equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis.

O teste de cointegração proposto por Engle e Granger (1987) para o caso das variáveis serem integradas de ordem 1 parte do pressuposto de que uma delas é determinada exógenamente e, a partir dessa hipótese, estima-se a seguinte relação de equilíbrio de longo prazo entre y_t e z_t :

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t \quad (10)$$

A fim de determinar se as duas variáveis são cointegradas, realiza-se um teste de raiz unitária na série de resíduos, \hat{e}_t , da relação de longo prazo. Caso seja rejeitada a hipótese de raiz unitária, pode-se dizer que a série é cointegrada de ordem $CI(1,1)$. Neste caso, a série de resíduos é estacionária.

Generalizando, se duas séries são integradas de ordem d , $I(d)$ e, se existir um vetor β de forma que a série de resíduos da relação de longo prazo, denotada por \hat{e}_t , for de menor ordem de integração, $I(d-b)$, em que $b > 0$, então Engle e Granger (1987) definem as variáveis como cointegradas de ordem (d,b) .

Segundo Bacchi (1994), se existir cointegração entre as variáveis, o desvio dessas em relação à trajetória de longo prazo deve ser incorporado no modelo através do *Mecanismo de Correção de Erro*. Esse mecanismo consiste em incluir no modelo o termo de erro defasado de um período, a fim de recuperar as relações de longo prazo que foram perdidas ao diferenciar as séries. Portanto, o seguinte modelo deve ser ajustado:

$$\Delta y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta z_t + \omega \hat{e}_{t-1} + v_t \quad (11)$$

sendo

$$\hat{e}_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 z_{t-1} \quad (12)$$

O valor do resíduo \hat{e}_{t-1} representa o desvio do equilíbrio de longo prazo no período $(t - 1)$.

Contudo, o método desenvolvido por Engle e Granger é restrito pelo fato de não ser capaz de indicar mais de um vetor de cointegração, se limitando a identificar a relação de cointegração com apenas um par de variáveis e, além disso, esse teste requer que uma das variáveis seja exógena. No entanto, quando se trata de integração entre mercados, considerar que um preço é exógeno pode ser incorreto, pois esses podem ser simultaneamente determinados, e os agentes podem operar em múltiplos mercados (COSTA, 1999).

No método proposto por Johansen (1988), considera-se, a priori, que todas as variáveis são endógenas. Além disso, pode-se estimar e testar a presença de múltiplos vetores de cointegração.

Os procedimentos do teste de Johansen (1988) atêm-se ao rank de uma matriz característica, sendo intuitivamente uma generalização multivariada do teste de Dickey-Fuller Aumentado – ADF. Por exemplo, um Vetor Auto-Regressivo – VAR de primeira ordem, com n variáveis, é representado por:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_1 \mathbf{x}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (13)$$

Partindo desse modelo inicial⁵, um modelo multivariado generalizado escrito na forma de vetores auto-regressivos de ordem p , incluindo um termo representando a constante e um representando variáveis não estocásticas, pode ser representado por:

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{x}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{x}_{t-p} + \boldsymbol{\psi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad t = 1, K, T \quad (14)$$

onde x_t é um vetor $(n \times 1)$ de variáveis estocásticas, D_t é um vetor $((f - 1) \times 1)$ de variáveis não estocásticas (variáveis binárias sazonais) e $\boldsymbol{\psi}$ é uma matriz de $(n \times (f - 1))$ parâmetros.

Assumindo que todas as variáveis têm a mesma ordem de integração, a eq.14 pode ser reformulada em um Vetor de Correção de Erro – VECM da forma:

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\Gamma}_1 \Delta \mathbf{x}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\Gamma}_{p-1} \Delta \mathbf{x}_{t-p+1} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{A}_0 + \boldsymbol{\psi} \mathbf{D}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (15)$$

⁵ Desenvolvimento do modelo de forma mais detalhada, ver Enders (1995, p. 386-390).

sendo

$$\Gamma_i = -(\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_i), \quad i = (1, \dots, p-1) \text{ e } \mathbf{\Pi} = (\mathbf{I} - \mathbf{A}_1 - \dots - \mathbf{A}_p) \quad (16)$$

O número de vetores de cointegração é obtido, definindo quantas são as raízes características de $\mathbf{\Pi}$ diferentes de zero. O *rank* da matriz é igual ao número de raízes características diferentes de zero. Se as variáveis não são cointegradas, o *rank* de $\mathbf{\Pi}$ é zero. A matriz $\mathbf{\Pi}$, de ordem $n \times n$, embute as informações de longo prazo entre as variáveis, sendo formada pelas matrizes β e α ($\mathbf{\Pi} = \alpha\beta'$), que correspondem respectivamente às matrizes dos parâmetros de cointegração e dos parâmetros representativos da velocidade de ajustamentos, ambas de ordem $n \times r$, onde r representa o número de relações de longo prazo e n o número de parâmetros a serem estimados.

O teste para o número de raízes características que são significativamente diferentes de um pode ser conduzido utilizando os seguintes procedimentos:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (17)$$

$$\lambda_{\text{máx}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (18)$$

onde $\hat{\lambda}_i$ é o valor estimado da raiz característica obtida da matriz estimada $\mathbf{\Pi}$; e T é o número de observações usadas no ajustamento.

O procedimento para se determinar o número de vetores de cointegração é realizado de modo seqüencial, usando-se conjuntamente as estatísticas λ traço e λ máximo. A estatística *traço* aplica-se quando se quer testar se o número de vetores de cointegração é igual ou menor que r ($H_0 : r \leq r_0$ contra $H_a : r > r_0$). Já a estatística, λ máximo é usada no caso em que se pretende testar se o número de vetores de cointegração é r contra a hipótese alternativa de que ele é $r + 1$.

O número de defasagens a ser incluído no modelo é determinado pela forma multivariada dos critérios de informação Akaike – AIC e Schwarz – SC.

4.1.3 Teste de hipóteses sobre as relações de cointegração (parâmetro β)

Após determinar o número de vetores existentes na relação de cointegração, é pertinente testar, pela imposição de restrições sobre o parâmetro β , se esses vetores revelam algo sobre a relação de longo prazo subjacente ao modelo.

As restrições impostas geralmente são motivadas por argumentos econômicos, como a hipótese de que uma das variáveis β_{ij} seja nula, ou a existência de uma relação linear entre duas variáveis, como $\beta_{1j} = -\beta_{2j}$.

Conforme apresentado por Harris (1995), a hipótese sobre β pode ser formulada como:

$$H_\beta : \beta = (H_1\varphi_1, H_2\varphi_2, \dots, H_r\varphi_r) \quad (19)$$

onde a matriz H_1, \dots, H_r , de ordem $n \times s_i$, expressa a hipótese econômica linear a ser testada em cada uma das r relações de cointegração, e φ_i é um vetor ($s_i \times 1$) dos parâmetros a serem estimados na *iésima* relação de cointegração. Sendo n o número de variáveis consideradas no modelo, s_i os parâmetros não restritos em β_i , e k_i o número de restrições impostas na matriz H_i , tal que $k_i + s_i = n$.

Johansen e Juselius (1992) sugerem três hipóteses a serem testadas sobre o vetor β :

- 1) no primeiro caso, a mesma restrição é imposta sobre todos os vetores de cointegração. Essa hipótese é especificada da seguinte forma: $H_2 : \beta = H\varphi$, onde H é uma matriz de ordem $(n \times r)$ e φ é de ordem $(s \times r)$, $r \leq s \leq n$. Geralmente, essa hipótese é usada para se testar se uma estrutura particular se mantém em todas as relações de cointegração;
- 2) na segunda hipótese, assume-se que r_1 das r relações de cointegração tenham restrições, enquanto as demais r_2 são não restritas, de forma que $r_1 + r_2 = r$. Essa hipótese pode ser representada da seguinte forma: $H_3 : \beta(H_1\varphi_1, H_2\varphi_2)$, onde H_1 (no caso da imposição de uma única restrição), com dimensão $(n \times s)$, representa o grupo dos vetores com parâmetros “conhecidos” e H_2 vem a ser a matriz I_n com dimensão $(n \times n)$. As matrizes φ_1 e φ_2 de

ordem $(s \times r_1)$ e $(n \times r_2)$ referem-se, respectivamente, aos parâmetros a serem estimados em cada grupo. Esse caso é utilizado quando se deseja testar se uma hipótese econômica específica é estacionária, como se a relação $[a_{11}, -a_{11}, 0, 0, 0]$ é estacionária.

- 3) o último caso é semelhante ao anterior. A diferença entre eles está na formulação da matriz H_1 . Essa hipótese é utilizada quando se deseja testar se existe algum vetor no espaço de cointegração que combine linearmente as variáveis em uma hipótese particular de relação estacionária, ou seja, se o vetor $[a_{11}, a_{12}, 0, 0, 0]$ está no espaço de cointegração, o que é menos restrito que os casos apresentados anteriormente.

A hipótese sobre o parâmetro β a ser testada nessa pesquisa é similar às estabelecidas por Costa (1999) e Coelho (2002) e tem como objetivo testar a relevância de cada variável no espaço de cointegração, assim como a perfeita integração entre as variáveis que se mostraram significativas na relação de cointegração. Para tanto, serão testadas a primeira e a segunda hipótese.

Adicionalmente, a terceira hipótese será testada com o objetivo de verificar se existe alguma combinação linear estacionária entre cada par de variáveis, o que é menos restritivo que testar, na segunda hipótese, se a LPU ($\beta_i = -\beta_j$, com os demais parâmetros iguais a zero) verifica-se em um dos vetores de cointegração.

Conforme a definição dada anteriormente, dois mercados podem ser caracterizados como perfeitamente integrados se os preços de uma mesma commodity forem iguais em dois mercados distintos, porém de mesma moeda e isentos de custo de transporte.

Supondo, por exemplo, que se deseja estabelecer a relação de preços em quatro mercados, teríamos quatro variáveis mais uma constante (sendo $[a_{1j}, a_{2j}, a_{3j}, a_{4j}, a_{5j}]$ os parâmetros a serem estimados na i -ésima relação de cointegração) e supondo a existência de três vetores de cointegração. Após se testar a relevância de cada mercado no espaço de cointegração (essa é testada pela hipótese $\beta_i = 0$), a primeira hipótese a ser testada refere-se que a perfeita integração, como $[a_{1j}, -a_{1j}, *, *, *]$, para $j = 1, \dots, r$, mantém-se em todos os vetores. Neste caso, a hipótese a ser testada é:

$$H_2 : \beta = H\varphi \quad (20)$$

sendo H uma matriz de ordem (5×4) e φ , de ordem (4×3) , dos parâmetros não restritos a serem estimados, representado por:

$$H = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}_{5 \times 4} \quad \varphi = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} \end{bmatrix}_{4 \times 3}$$

que resulta em,

$$\beta = H\varphi = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ -a_{11} & -a_{12} & -a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} \end{bmatrix}_{5 \times 3}$$

Os resultados dos testes sobre o vetor β são baseados na distribuição λ^2 com $(r \times k)$ graus de liberdade, sendo que k representa o número de restrições impostas ao vetor.

Dados os resultados desse teste, é relevante testar se a relação de perfeita integração entre dois mercados é um processo estacionário por si próprio, ou seja, formam um sistema de preços à parte no qual não intervenham os preços dos demais mercados. Neste caso, pretende-se testar se existe uma relação $[a_{1j}, -a_{1j}, 0, 0, 0]$ entre os vetores de cointegração que seja estacionária. Para isso, a seguinte hipótese é formulada:

$$H_3 : \beta = (H_1\varphi_1, H_2\varphi_2) \quad (21)$$

sendo que,

$$H_1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -1 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}_{5 \times 2} \quad \varphi_1 = \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{21} \end{bmatrix}_{2 \times 1} \quad \Rightarrow \quad H_1 \varphi_1 = \begin{bmatrix} a_{11} \\ -a_{11} \\ 0 \\ 0 \\ a_{21} \end{bmatrix}_{5 \times 1}$$

e,

$$H_2 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}_{5 \times 5} \quad \varphi_2 = \begin{bmatrix} a_{12} & a_{13} \\ a_{22} & a_{23} \\ a_{32} & a_{33} \\ a_{42} & a_{43} \\ a_{52} & a_{53} \end{bmatrix}_{5 \times 2} \quad \Rightarrow \quad H_2 \varphi_2 = \begin{bmatrix} a_{12} & a_{13} \\ a_{22} & a_{23} \\ a_{32} & a_{33} \\ a_{42} & a_{43} \\ a_{52} & a_{53} \end{bmatrix}_{5 \times 2}$$

resultando em,

$$\beta = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ -a_{11} & a_{22} & a_{23} \\ 0 & a_{32} & a_{33} \\ 0 & a_{42} & a_{43} \\ a_{21} & a_{52} & a_{53} \end{bmatrix}_{5 \times 3}$$

Esse teste estatístico é assintoticamente distribuído como um λ^2 com $r_1(n - r)$ graus de liberdade.

A terceira hipótese, que consiste em testar se um dos vetores de cointegração contém uma relação estacionária entre duas variáveis, por exemplo: $[a_{1j}, a_{2j}, 0, 0, 0]$. O que diferencia essa hipótese da anterior é a formulação da matriz H_1 . Portanto, neste caso:

$$H_4 : \beta = (H_1 \varphi_1, H_2 \varphi_2) \quad (22)$$

sendo que,

$$H_1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}_{5 \times 3} \quad \varphi_1 = \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{21} \\ a_{31} \end{bmatrix}_{3 \times 1} \quad \Rightarrow \quad H_1 \varphi_1 = \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{21} \\ 0 \\ 0 \\ a_{31} \end{bmatrix}_{5 \times 1}$$

$$H_2 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}_{5 \times 5} \quad \varphi_2 = \begin{bmatrix} a_{12} & a_{13} \\ a_{22} & a_{23} \\ a_{32} & a_{33} \\ a_{42} & a_{43} \\ a_{52} & a_{53} \end{bmatrix}_{5 \times 2} \quad \Rightarrow \quad H_2 \varphi_2 = \begin{bmatrix} a_{12} & a_{13} \\ a_{22} & a_{23} \\ a_{32} & a_{33} \\ a_{42} & a_{43} \\ a_{52} & a_{53} \end{bmatrix}_{5 \times 2}$$

resultando em,

$$\beta = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ 0 & a_{32} & a_{33} \\ 0 & a_{42} & a_{43} \\ a_{31} & a_{52} & a_{53} \end{bmatrix}_{5 \times 3}$$

Igualmente aos testes anteriores, este último possui uma distribuição λ^2 com $(n - s - r_2)r_1$ graus de liberdade.

4.1.4 Teste de hipóteses sobre o parâmetro α - teste para exogeneidade fraca

Em um VECM (eq.15), a matriz Π contém as informações das relações de longo prazo, onde $\Pi = \alpha\beta'$, sendo que α representa a matriz de velocidade dos ajustes de desequilíbrios de curto prazo e β é uma matriz dos coeficientes de longo prazo.

Conforme ressalta Costa (1999), o teste de exogeneidade fraca pode ser útil para investigar, dentre as variáveis consideradas no sistema, quais podem ser consideradas exógenas em relação ao padrão de equilíbrio determinado pelas relações de cointegração.

Assim como β , a hipótese de exogeneidade fraca pode ser testada da seguinte forma:

$$\alpha = A\phi \text{ ou } B'\alpha = 0 \quad (23)$$

onde A é uma matriz $(n \times m)$, ϕ uma matriz $(m \times r)$ e B é de ordem $(n \times (n - m))$ e ortogonal a A , ou seja, $B'A = 0$.

Testar a exogeneidade fraca de uma variável em relação ao vetor β é equivalente a testar se uma linha da matriz α não difere estatisticamente de zero, o que corresponde a testar a seguinte hipótese:

$$H_0 : \alpha_i = 0 \quad i = 1, 2, k, r. \quad (24)$$

Da mesma forma que os testes sobre o vetor β , os testes de hipótese sobre o vetor α , para a obtenção do nível de significância para a rejeição da hipótese nula, seguem uma distribuição χ^2 de $(r \times (n - m))$ graus de liberdade, sendo que $(n - m)$ refere-se ao número de linhas restritas sobre α .

5 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Antes de realizar a análise de cointegração entre as variáveis, é necessário verificar a ordem de integração de cada série temporal, uma vez que só é possível realizar os testes de cointegração para aquelas que forem integradas de mesma ordem.

A análise da relação dos preços nos estados da Bahia, Goiás, Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo foi realizada com os dados em nível e não em logaritmo, como na maior das pesquisas. A utilização das variáveis em logaritmo seria adequada se os índices dos custos de transporte fossem proporcionais ao preço do grão, relação que não foi constatada nesta pesquisa. A fim de estabelecer a relação entre o custo de transporte e o preço do produto, utilizou-se o índice do custo de transporte da soja⁶ e seu preço nacional, já que não foi possível obter um índice ou uma série do custo de transporte de milho que possibilitasse estabelecer uma comparação com o preço nacional desse cereal.

O resultado obtido para a soja pode ser tomado com referência para o milho devido às características semelhantes dos dois produtos no que diz respeito à forma como são transportados. Vale considerar também que a série do índice de custo de transporte da soja é estacionária – sua média, portanto, é constante. Esse fato contribui para sustentar os resultados de não cointegração entre alguns dos pares de mercado analisados, pois caso a média não fosse constante, seria possível rejeitar a hipótese de cointegração em função da volatilidade dos custos de transporte, mesmo havendo integração entre esses mercados.

Os resultados da regressão do índice de transporte em função do preço da soja e da análise de estacionariedade desses índices encontram-se nos Anexos.

Os dados utilizados nesta pesquisa tratam das médias dos preços estaduais, o que torna necessário assumir que os custos de transferência são lineares, pois dessa forma a relação $\overline{P_x} - \overline{P_y} = \overline{CT}$ se mantém.

Existem vários testes para identificar a ordem de integração de uma série temporal, como os de raiz unitária de Dickey-Fuller – DF, de Dickey-Fuller Aumentado – ADF, o de Dickey e Pantula – DP, entre outros. Neste trabalho, realizou-se o teste de Dickey e Pantula, indicado para testar inicialmente a presença de duas raízes unitárias.

⁶ O índice para o transporte de soja utilizado na pesquisa foi apresentado por Gameiro (2003).

Os resultados da Tabela 8 indicam a rejeição da hipótese de duas raízes unitárias em todas as séries analisadas, não se rejeitando, porém, a existência de uma raiz em cada uma delas. Esse resultado confirma as expectativas iniciais, uma vez que a maior parte das séries econômicas segue um processo não estacionário de ordem I(1).

Tabela 8 – Resultados dos testes de DP para duas e uma raízes unitária

| | | BA(1) ¹ | GO(2) | MG(7) | MS(9) | MT(6) | PR(1) | RS(3) | SC(8) | SP(1) |
|-------------|----------|--------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| Duas raízes | ρ_1 | -10,15** | -5,26** | -5,66** | -3,92** | -4,00** | -5,97** | -6,08** | -4,85** | -7,33** |
| Uma raiz | ρ_2 | -1,10 | -0,56 | -0,72 | -0,48 | -0,42 | -0,67 | -0,58 | -0,70 | -0,71 |

Notas: ¹O número entre parênteses indica o número de defasagens incluído no modelo.

**Indica a rejeição da hipótese de duas raízes unitárias a um nível de significância de 1%.

A definição do número de defasagens a ser incluído em cada modelo foi feita de forma seqüencial, iniciando-se com 12 defasagens e eliminando-se os termos cujos coeficientes apresentaram-se não significativos. Paralelamente, realizou-se uma análise das autocorrelações e autocorrelações parciais residuais, a fim de identificar o processo auto-regressivo que melhor descreve cada série.

Após verificar que todas as séries são integradas de ordem I(1), realizou-se o teste de cointegração de Johansen (1988) para analisar as relações de longo prazo entre as variáveis. A definição dos termos deterministas incluídos no modelo foi feita por de uma inspeção gráfica das séries originais e dos resíduos dos modelos alternativos ajustados, o que levou à inclusão de uma constante no vetor de cointegração.

Os resultados dos testes de cointegração são apresentados na Tabela 9 e apontam a existência de cinco vetores pela estatística λ máximo e seis pela do traço. Porém, de acordo com Harris (1995) e o experimento de Monte Carlo relatado em Cheung e Lai (1993), entre as duas estatísticas utilizadas por Johansen nos testes de cointegração, o teste traço é mais robusto que o teste λ máximo, tanto em relação à simetria quanto à curtose nos resíduos. Assim, considerou-se a existência de seis vetores no espaço de cointegração.

Tabela 9 – Testes de cointegração para as séries de milho – 1996 a 2004

| Hipótese Nula | $\lambda_{máx.}$ | Valor crítico (5%) ¹ | $\lambda_{traço}$ | Valor crítico (5%) |
|---------------|------------------|------------------------------------|-------------------|--------------------|
| r = 0 | 150,80* | 57,42 | 433,06* | 202,92 |
| r = 1 | 89,59* | 52,00 | 282,26* | 165,58 |
| r = 2 | 59,41* | 46,45 | 192,67* | 131,70 |
| r = 3 | 43,29* | 40,30 | 133,26* | 102,14 |
| r = 4 | 34,79* | 34,40 | 89,97* | 76,07 |
| r = 5 | 26,47 | 28,14 | 55,18* | 53,12 |
| r = 6 | 13,52 | 22,00 | 28,70 | 34,91 |
| r = 7 | 9,12 | 15,67 | 15,19 | 19,96 |
| r = 8 | 6,06 | 9,24 | 6,06 | 9,24 |

Nota: ¹Os valores críticos são de Osterwald-Lenun (1992).

A fim de verificar se todas as séries participam do equilíbrio de longo prazo e se a Lei do Preço Único é válida para esses mercados, foram realizados testes sobre os parâmetros α e β .

Inicialmente, testou-se a significância dos coeficientes β , a fim de determinar quais das variáveis participam efetivamente do equilíbrio de longo prazo. Após decidir pela permanência ou não de cada variável no espaço de cointegração, foi possível testar o grau de interação entre elas. Para tanto, as seguintes hipóteses foram testadas:

$$H_0: \beta_i = 0 \quad (25)$$

$$H_0: \beta_i = -\beta_j \quad (i \neq j) \quad (26)$$

Analisando a Tabela 10, observa-se a rejeição da hipótese nula de $\beta_i = 0$ para todas as séries de preços, o que significa que todos os estados participam das seis relações de cointegração e exercem influência nos movimentos de preços do mercado. O Estado da Bahia, em particular, aumentou em aproximadamente 60% sua produção de milho em relação à média da década de 90, tendo apresentado também um ganho de produtividade de 24% no mesmo período. Esses fatos

contribuíram para que os preços do milho na Bahia se mostrassem relevantes na determinação do equilíbrio de longo prazo entre os mercados.

Após constatar a significância de cada variável, analisou-se a hipótese de cointegração perfeita entre os estados, conforme discutido no item 4.1.3. Os resultados apresentados na Tabela 10 mostram a rejeição da hipótese nula (perfeita integração) para todos os pares de mercados quando não se impõem restrições aos demais parâmetros. Por outro lado, quando são impostas restrições zero aos demais parâmetros β , observa-se relação de equilíbrio estável entre vários pares de mercados.

Tabela 10 – Teste sobre a significância dos parâmetros β e perfeita integração entre os pares de mercado de milho – 1996 a 2004

| (continua) | | |
|----------------------------|--------------------------|---------------------------------------|
| H_0 | Razão de verossimilhança | Razão de verossimilhança ¹ |
| $\beta_{BA} = 0$ | 35,65** | ———— |
| $\beta_{GO} = 0$ | 51,02** | ———— |
| $\beta_{MG} = 0$ | 47,01** | ———— |
| $\beta_{MS} = 0$ | 24,10** | ———— |
| $\beta_{MT} = 0$ | 30,64** | ———— |
| $\beta_{PR} = 0$ | 72,43** | ———— |
| $\beta_{RS} = 0$ | 35,06** | ———— |
| $\beta_{SC} = 0$ | 103,19** | ———— |
| $\beta_{SP} = 0$ | 76,91** | ———— |
| $\beta_{BA} = -\beta_{GO}$ | 43,44** | 18,39** |
| $\beta_{BA} = -\beta_{MG}$ | 40,61** | 12,01* |
| $\beta_{BA} = -\beta_{MS}$ | 22,63** | 18,67** |

Tabela 10 – Teste sobre a significância dos parâmetros β e perfeita integração entre os pares de mercado de milho – 1996 a 2004

| (continuação) | | |
|----------------------------|--------------------------|---------------------------------------|
| H ₀ | Razão de verossimilhança | Razão de verossimilhança ¹ |
| $\beta_{BA} = -\beta_{MT}$ | 37,19** | 19,56** |
| $\beta_{BA} = -\beta_{PR}$ | 74,15** | 16,24** |
| $\beta_{BA} = -\beta_{RS}$ | 36,85** | 15,65** |
| $\beta_{BA} = -\beta_{SC}$ | 92,50** | 15,68** |
| $\beta_{BA} = -\beta_{SP}$ | 73,74** | 15,85** |
| $\beta_{GO} = -\beta_{MG}$ | 61,36** | 11,21* |
| $\beta_{GO} = -\beta_{MS}$ | 47,72** | 11,31* |
| $\beta_{GO} = -\beta_{MT}$ | 47,67** | 01,74 |
| $\beta_{GO} = -\beta_{PR}$ | 67,77** | 12,87* |
| $\beta_{GO} = -\beta_{RS}$ | 49,22** | 15,40** |
| $\beta_{GO} = -\beta_{SC}$ | 76,93** | 14,65** |
| $\beta_{GO} = -\beta_{SP}$ | 49,47** | 03,74 |
| $\beta_{MG} = -\beta_{MS}$ | 38,42** | 10,85* |
| $\beta_{MG} = -\beta_{MT}$ | 33,06** | 05,08 |
| $\beta_{MG} = -\beta_{PR}$ | 69,58** | 12,70* |
| $\beta_{MG} = -\beta_{RS}$ | 43,72** | 10,88* |
| $\beta_{MG} = -\beta_{SC}$ | 89,35** | 11,67* |
| $\beta_{MG} = -\beta_{SP}$ | 66,35** | 15,98** |
| $\beta_{MS} = -\beta_{MT}$ | 29,63** | 07,72 |
| $\beta_{MS} = -\beta_{PR}$ | 73,55** | 08,32 |

Tabela 10 – Teste sobre a significância dos parâmetros β e perfeita integração entre os pares de mercado de milho – 1996 a 2004

| (conclusão) | | |
|----------------------------|--------------------------|---------------------------------------|
| H ₀ | Razão de verossimilhança | Razão de verossimilhança ¹ |
| $\beta_{MS} = -\beta_{RS}$ | 35,89** | 16,18** |
| $\beta_{MS} = -\beta_{SC}$ | 75,67** | 13,72** |
| $\beta_{MS} = -\beta_{SP}$ | 60,61** | 4,62 |
| $\beta_{MT} = -\beta_{PR}$ | 67,97** | 7,22 |
| $\beta_{MT} = -\beta_{RS}$ | 28,60** | 11,97* |
| $\beta_{MT} = -\beta_{SC}$ | 78,58** | 8,93 |
| $\beta_{MT} = -\beta_{SP}$ | 64,88** | 0,62 |
| $\beta_{PR} = -\beta_{RS}$ | 78,27** | 15,10** |
| $\beta_{PR} = -\beta_{SC}$ | 39,44** | 19,18** |
| $\beta_{PR} = -\beta_{SP}$ | 69,86** | 12,20* |
| $\beta_{RS} = -\beta_{SC}$ | 81,12** | 7,94 |
| $\beta_{RS} = -\beta_{SP}$ | 50,23** | 13,57* |
| $\beta_{SC} = -\beta_{SP}$ | 105,93** | 13,74* |

Notas: ¹ Restringindo os demais parâmetros a zero.

* Rejeita-se a hipótese de integração perfeita a um nível de significância de 5%.

** Indicam a rejeição da hipótese de perfeita integração a 1%.

Na Figura 15, que retrata as relações de perfeita integração entre os estados, nota-se que existe um número expressivo dessas relações para um nível de significância de 1%.

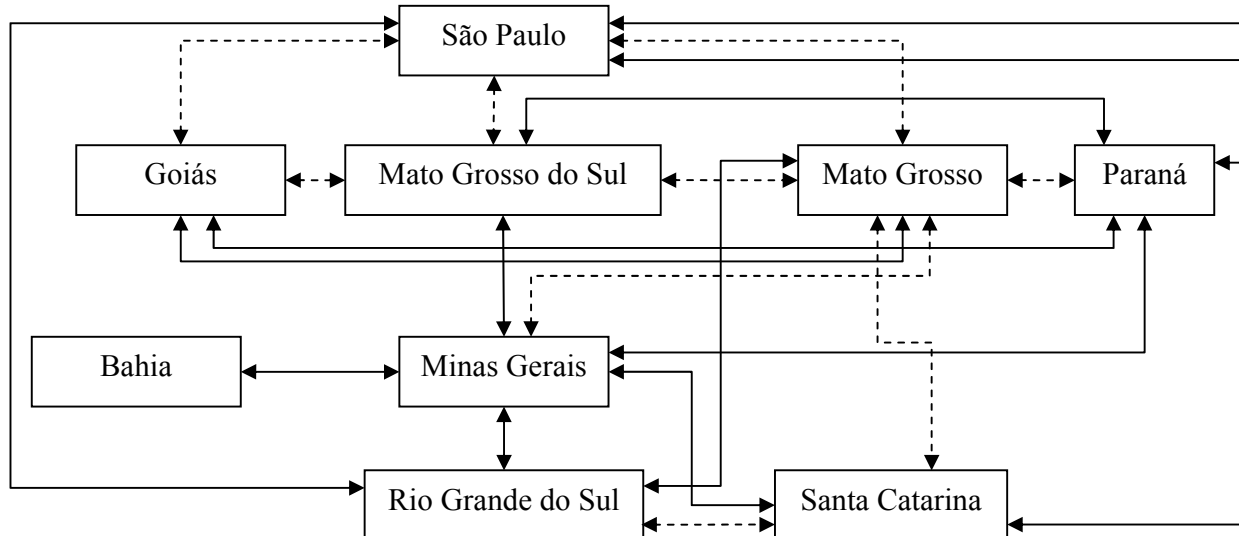


Figura 15 – Relação de perfeita integração entre os preços do mercado brasileiro de milho

↔ Relação de perfeita integração significativa a 1%

↔ Relação de perfeita integração significativa a 5%

O Estado do Paraná não se mostrou perfeitamente integrado com os outros estados da região Sul, relação que era esperada inicialmente. Nos estados de Santa Catarina e Rio Grande Sul, concentra-se a maior parte da produção de suínos e aves, o que gera a necessidade desses estados importarem uma grande quantidade de grãos, provavelmente proveniente do Estado do Paraná. O comércio entre esses estados é vantajoso pela proximidade regional entre eles, o que gera um custo de transferência mais baixo. Porém, o fato de a LPU não ser verificada nesses mercados não implica que não exista uma relação entre os seus preços, apenas que ela não é perfeita.

Uma hipótese menos restritiva pode ser formulada através da verificação da existência de um vetor da forma $(a_i, a_j, 0, 0, a_0)$ (com $(i \neq j)$) no espaço de cointegração, ou seja, verificando se há uma relação estacionária entre os vetores de cointegração, sem impor que os pares de mercados sejam perfeitamente integrados. Constatou-se, sob essa hipótese, que os preços do milho nos estados brasileiros estão bastante relacionados entre si (Tabela 11).

Quanto maior a distância entre os estados, teoricamente mais difícil é a possibilidade de se verificar uma relação de integração entre seus preços. O fato de a integração não ser observada na análise pode estar associado à hipótese inicial de linearidade dos custos de transferências em

relação à distância, o que geralmente não se verifica na prática. A relação entre essas variáveis está mais próxima de uma relação linear quando as distâncias entre os estados são menores.

Tabela 11 – Teste sobre a relação de integração entre os pares de mercados de milho – 1996 a 2004

| H_0 | Razão de verossimilhança ¹ |
|---------------------------|---------------------------------------|
| $\beta_{BA} = \beta_{GO}$ | 13,71** |
| $\beta_{BA} = \beta_{MS}$ | 14,06** |
| $\beta_{BA} = \beta_{MT}$ | 14,74** |
| $\beta_{BA} = \beta_{PR}$ | 10,54** |
| $\beta_{BA} = \beta_{RS}$ | 10,08** |
| $\beta_{BA} = \beta_{SC}$ | 09,65** |
| $\beta_{BA} = \beta_{SP}$ | 08,80* |
| $\beta_{GO} = \beta_{RS}$ | 14,08** |
| $\beta_{GO} = \beta_{SC}$ | 13,70** |
| $\beta_{MG} = \beta_{SP}$ | 08,08* |
| $\beta_{MS} = \beta_{RS}$ | 14,19** |
| $\beta_{MS} = \beta_{SC}$ | 13,52** |
| $\beta_{PR} = \beta_{RS}$ | 10,84** |
| $\beta_{RS} = \beta_{SP}$ | 09,34** |
| $\beta_{SC} = \beta_{SP}$ | 09,30** |

Anexos: ¹Restringindo os demais parâmetros a zero.

*Rejeita-se a hipótese de integração perfeita a um nível de significância de 5%.

**Indicam a rejeição da hipótese de perfeita integração a 1%.

Na figura 16, observa-se que o preço do milho na Bahia possui um comportamento diferenciado com relação aos dos demais estados, mostrando-se perfeitamente integrado com o preço de Minas Gerais e integrado, embora não perfeitamente, com o de São Paulo. A relação com o primeiro estado ocorre em função da proximidade geográfica entre eles, o que certamente favorece o comércio. A Bahia é deficitária na produção de milho, e Minas Gerais é um estado que apresenta excedentes desse grão na maior parte dos anos. Já a integração do preço da Bahia com o de São Paulo é decorrente da importância deste último estado na determinação do preço do milho no mercado brasileiro.

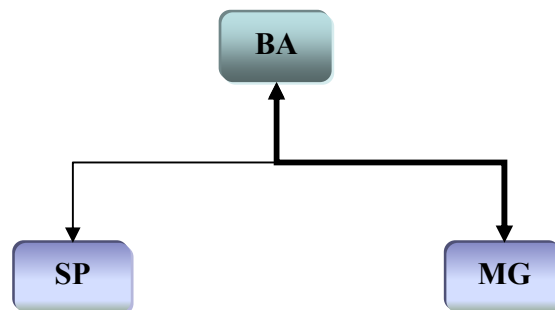


Figura 16 – Relação de integração entre o preço do milho da Bahia e dos demais estados

↔ Mercados perfeitamente integrados a um nível de significância de 1%

↔ Mercados integrados a um nível de significância de 1%

Os resultados apresentados nas Figuras 17, 18 e 19 mostram que os estados do Centro-Oeste estão integrados entre si, com o dos estados de Minas Gerais, Paraná e São Paulo. O último deles é, provavelmente, o principal destino dos excedentes de produção da região Centro-Oeste.

A relação de integração foi observada entre os preços de Mato Grosso com os de Santa Catarina e Rio Grande do Sul, fato que não ocorreu quando se considerou o preço destes dois últimos estados com os de Goiás e do Mato Grosso do Sul.

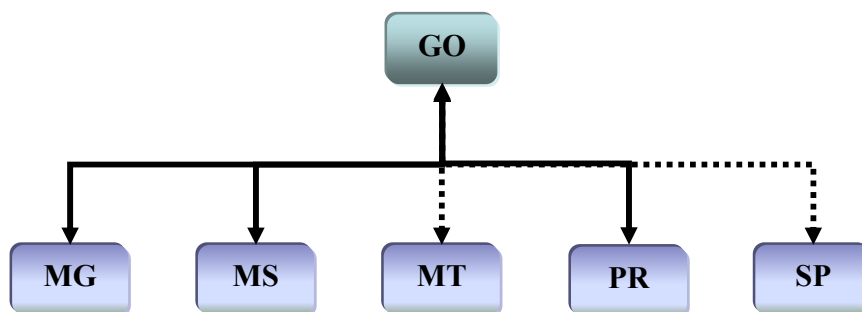


Figura 17 – Relação de integração entre o preço do milho de Goiás e dos demais estados

↔ Mercados perfeitamente integrados a um nível de significância de 1%

↔↔↔ Mercados perfeitamente integrados a um nível de significância de 5%

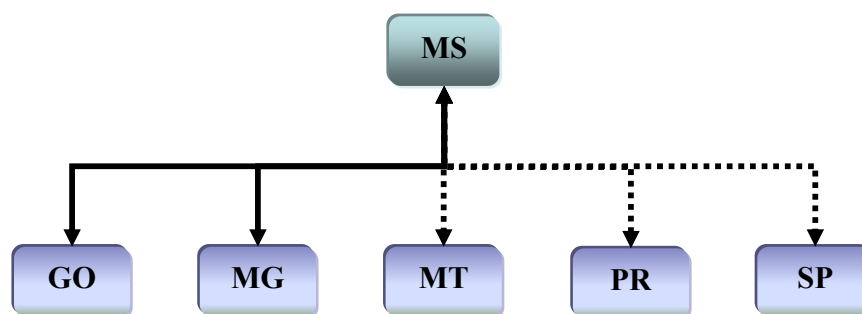


Figura 18 – Relação de integração entre o preço do milho do Mato Grosso do Sul e os demais estados

↔ Mercados perfeitamente integrados a um nível de significância de 1%

↔↔↔ Mercados perfeitamente integrados a um nível de significância de 5%

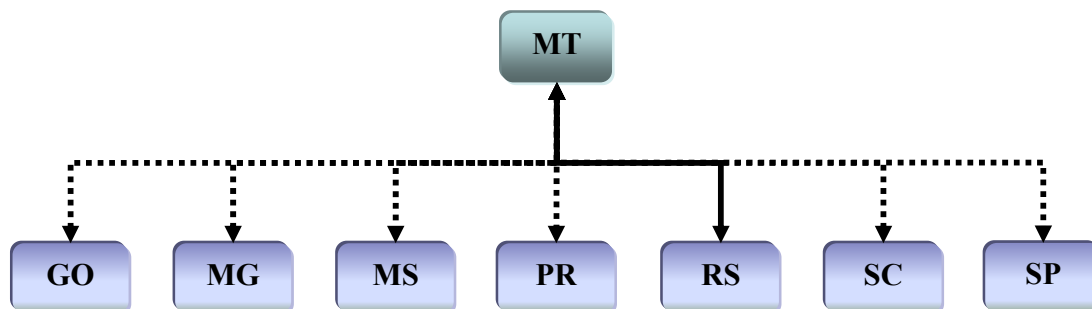


Figura 19 – Relação de integração entre o preço do milho do Mato Grosso e dos demais estados

↔ Mercados perfeitamente integrados a um nível de significância de 1%

↔↔↔ Mercados perfeitamente integrados a um nível de significância de 5%

O Estado de São Paulo se mostrou integrado com quase todos os demais, mostrando sua grande influência no processo de formação de preços do mercado interno (Figura 20).

A validade da LPU, que era esperada entre os estados de São Paulo e Minas Gerais, não foi observada. Isso pode estar atrelado ao fato de a análise ter sido realizada com o preço médio do Estado de Minas Gerais, que engloba tanto o Triângulo Mineiro, que possui uma grande relação comercial com o Estado de São Paulo, como as regiões mais afastadas, próximas do Sul de Goiás. Se a análise fosse realizada desagregando a região de Minas Gerais em microrregiões, os resultados poderiam ser diferentes. Apesar de esses estados não serem perfeitamente integrados, existe uma relação de preços entre eles, conforme pode ser observado nas Figuras 20 e 21.

Observa-se uma forte influência do preço do Estado de São Paulo na determinação do preço do milho dos demais estados considerados na análise. O preço do milho no mercado paulista está perfeitamente integrado com os do Paraná e do Centro-Oeste, regiões importante na produção desse cereal e altamente excedentárias. Vale lembrar que o consumo de milho no estado de São Paulo é mais expressivo que nos demais estados analisados, sendo ele grande deficitário.

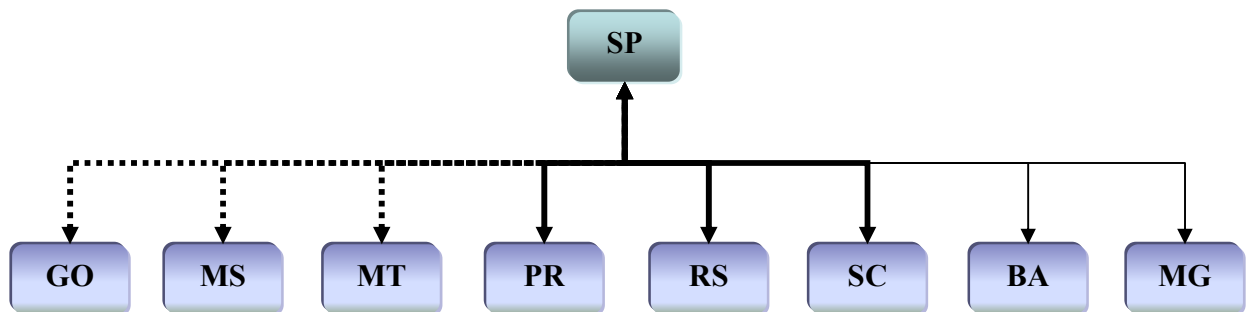


Figura 20 – Relação de integração entre o preço do milho de São Paulo e dos demais estados

- ↔ Mercados perfeitamente integrados a um nível de significância de 1%
- ↔↔ Mercados perfeitamente integrados a um nível de significância de 5%
- ↔ Mercados integrados a um nível de significância de 1%

Conforme pode ser observado na Figura 21, o preço de Minas Gerais, da mesma forma que o de São Paulo, apresenta um número expressivo de relações, sendo a maior parte de perfeita integração.

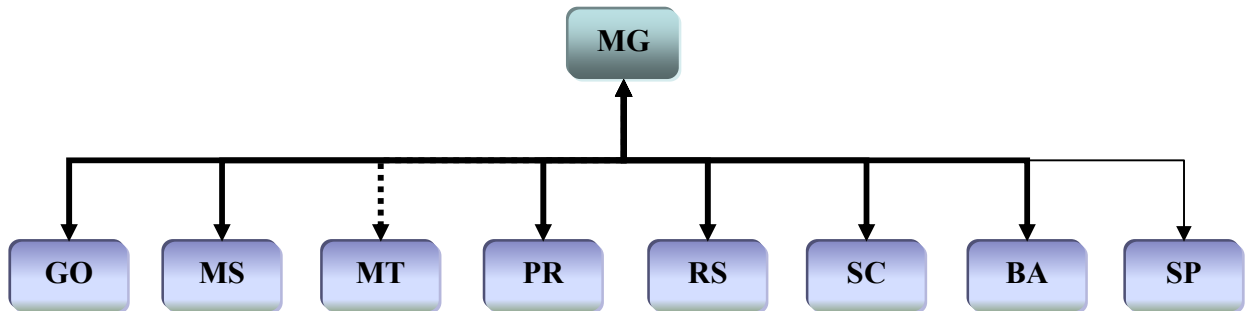


Figura 21 – Relação de integração entre o preço do milho de Minas Gerais e dos demais estados

↔ Mercados perfeitamente integrados a um nível de significância de 1%

↔↔↔ Mercados perfeitamente integrados a um nível de significância de 5%

↔ Mercados integrados a um nível de significância de 1%

Conforme esperado, nota-se na Figura 22 uma relação de integração entre os preços do Estado do Paraná e Centro-Oeste. Dado que esses estados são exportadores de milho, geograficamente próximos e disputam entre si os mercados consumidores de Minas Gerais e São Paulo, é razoável que exista uma relação de integração entre eles.

Não foi possível observar uma relação entre os preços do Paraná com os dos estados do Rio Grande do Sul e Santa Catarina (Figura 22). No entanto, no primeiro caso, o valor aferido para a estimativa χ^2 encontra-se bem próximo do crítico. Já no segundo caso, não foi possível estimar o modelo devido a não convergência.

O comércio de milho entre os estados do Paraná e Rio Grande do Sul parece ser viável, principalmente entre a metade sul do Paraná com o norte do Rio Grande do Sul, onde se observou superávit e déficit respectivamente na produção de milho.

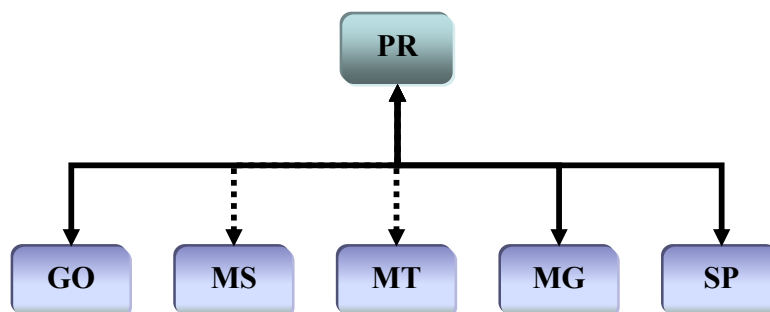


Figura 22 – Relação de integração entre o preço do milho do Paraná e dos demais estados

↔ Mercados perfeitamente integrados a um nível de significância de 1%

↔↔↔ Mercados perfeitamente integrados a um nível de significância de 5%

Os preços do Rio Grande do Sul e Santa Catarina são perfeitamente integrados (Figura 23). As relações de preço do milho de Santa Catarina com os outros estados são idênticas às do Rio Grande do Sul. Esses estados são os que apresentam o menor número de relações, fato esperado, dada a sua localização geográfica.

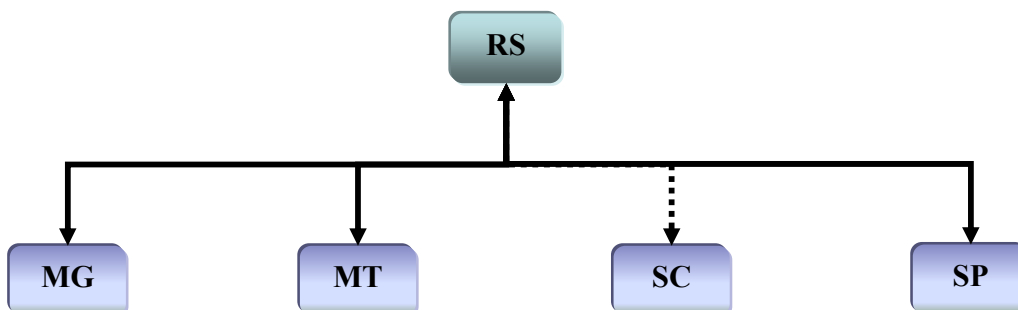


Figura 23 – Relação de integração entre o preço do milho do Rio Grande do Sul e dos demais estados

↔ Mercados perfeitamente integrados a um nível de significância de 1%

↔↔↔ Mercados perfeitamente integrados a um nível de significância de 5%

Após avaliar a relação de integração entre os pares de mercados, é importante determinar como cada variável reage e se ajusta a um desequilíbrio de curto prazo, a fim de retornar ao padrão de equilíbrio de longo prazo. Para tal análise, realizam-se testes sobre os parâmetros alfa. O teste de exogeneidade fraca é estabelecido através da seguinte hipótese:

$$H_0 : \alpha_i = 0 \quad (27)$$

Tabela 12 – Teste sobre a significância dos parâmetros α

| H_0 | Sem restrições sobre os parâmetro β | |
|-------------------|---|-------------------------------|
| | Razão de verossimilhança | Valor Crítico - χ^2 (5%) |
| $\alpha_{BA} = 0$ | 27,93* | 12,59 |
| $\alpha_{GO} = 0$ | 50,05* | 12,59 |
| $\alpha_{MG} = 0$ | 28,63* | 12,59 |
| $\alpha_{MS} = 0$ | 47,41* | 12,59 |
| $\alpha_{MT} = 0$ | 34,15* | 12,59 |
| $\alpha_{PR} = 0$ | 71,56* | 12,59 |
| $\alpha_{RS} = 0$ | 51,40* | 12,59 |
| $\alpha_{SC} = 0$ | 17,02* | 12,59 |
| $\alpha_{SP} = 0$ | 59,25* | 12,59 |

Os resultados dos testes exibidos na Tabela 12 indicam a rejeição da hipótese nula, mostrando a participação ativa de cada estado no processo de resposta a desvios do curto prazo. Todas as séries de preços analisadas não são exógenamente fracas, ou seja, todos os mercados reagem a variações de preços provenientes de outros estados, a fim de atingir novamente o equilíbrio no longo prazo.

6 CONCLUSÕES

Neste trabalho, procurou-se estudar as relações de preços existentes no mercado interno de milho de 1996 a 2004. Nesse período, apesar de o Brasil continuar sendo um país importador, a quantidade de produto exportado aumentou gradativamente. Os ganhos de produtividade nas lavouras é um dos fatores que têm contribuído para ampliar a competitividade do produto nacional no mercado externo. Porém, a quantidade de milho, tanto exportada como importada, ainda representa uma pequena parcela do total produzido no país.

Compreender o processo de transmissão de preço do milho nos estados brasileiros no longo prazo é de suma importância para a formulação de políticas, podendo auxiliar na determinação da amplitude dos efeitos dessas políticas em uma região sobre as demais.

O estudo buscou analisar, em particular, a relação de preço do milho nos estados da Bahia, Goiás, Minas Gerais, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo, responsáveis por cerca de 90% do total milho produzido no país. Para tal análise, foram utilizados os preços médios de cada estado, fornecidos pela Fundação Getúlio Vargas.

O modelo proposto para analisar as inter-relações de preço no longo prazo foi implementado através dos testes de raiz unitária de Dickey e Pantula, de cointegração de Johansen e das análises no vetor de cointegração, por meio da imposição de restrições sobre os parâmetros α e β .

Primeiramente, testaram-se quais variáveis participam efetivamente da relação de equilíbrio de longo prazo e, em seguida, qual o grau de integração entre elas. Os mercados podem ser caracterizados como perfeitamente integrados, ou seja, a Lei do Preço Único – LPU é verificada entre dois mercados quando um mesmo bem é vendido a preços equivalentes em diferentes mercados, após descontarem-se os custos de transferências. Porém, dois mercados podem ser integrados, mas a LPU pode não se verificar. Isto ocorre devido a vários fatores, como custos de transação elevados, assimetria de informação e existência de barreiras comerciais.

Os resultados obtidos nesta pesquisa apontam para a existência de relações expressivas de preços no mercado do milho brasileiro, não se rejeitando, muitas vezes, a LPU. Isso ocorre particularmente entre os preços do milho nos estados do Centro-Oeste e entre os dos dois estados das regiões Sul, Santa Catarina e Rio Grande do Sul.

O fato de a LPU não ser verificada em alguns casos não implica na ausência de relação entre os preços, uma vez que todos os estados participam das relações de cointegração e não apresentam exogeneidade fraca. Tal resultado evidencia a importância de cada estado na formação do preço interno, já que todos eles respondem às variações de preços em um determinado estado. Para maiores inferências, faz-se necessário particularizar a discussão.

Apesar da influência de todos os mercados na formação do preço do milho brasileiro, somente o preço dos estados de São Paulo e Minas Gerais mostraram-se perfeitamente integrados com quase todos os demais, o que comprova a influência desses estados na formação do preço nacional.

Na Bahia, os preços são mais independentes em relação aos dos demais estados. Apesar de expandir sua produção nos últimos anos, esse estado ainda importa quantidades significativas de milho da Argentina e de outros países.

Para compreender o processo de formação de milho da região Centro-Oeste, é importante primeiramente tecer algumas considerações sobre a produção do grão nesse mercado. Em função da grande distância dos centros consumidores, a produção de milho no Centro-Oeste se desenvolveu basicamente em função da produção da soja, o que explica o grande excedente gerado nessa região na década de 80 e início dos anos 90. A produção foi impulsionada pelas políticas governamentais que garantiram o preço ao produtor e a comercialização do produto. Porém, essa situação começou a mudar com a migração de indústria processadoras para essa região, o que aumentou o consumo interno.

Atualmente, o Centro-Oeste é uma das principais regiões produtoras e exportadoras de milho do país. Os preços dessa região estão perfeitamente integrados com os do Paraná, Minas Gerais e São Paulo, importantes mercados produtores e consumidores de milho.

No Rio Grande do Sul e Santa Catarina, a produção de aves e suínos é significativa, o que faz com que esses estados sejam, atualmente, importadores de milho. Porém, apesar da viabilidade do comércio entre o Paraná e esses estados vizinhos, não se verificou a validade da LPU.

Outros estudos devem ser feitos para um maior entendimento do processo de formação de preço do milho no mercado brasileiro. Abordagens metodológicas diferenciadas podem ser utilizadas para estimar as elasticidades de transmissão de preço de curto e longo prazos.

A utilização de preços das microrregiões, ao invés da média estadual, também poderia captar de forma mais eficiente as relações entre os mercados.

A influência dos preços do mercado externo também é um fator importante que pode ser analisado em estudos posteriores, a fim de compreender de forma mais ampla o processo de formação de preços do mercado brasileiro de milho.

REFERÊNCIAS

ALVES, L. R. A. **Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo**. 2002. 107 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.

ARDENI, P. G. Does the law of one price really hold for commodity prices? **American Journal of Agricultural Economics**, Baton Rouge, v. 71, n. 3, p. 661-669, 1989.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DE MILHO. **Estatísticas**. Disponível em: <<http://www.abimilho.com.br/estatistica4.htm>>. Acesso em: 3 fev. 2005.

BACCHI, M. R. P. **Previsão de preços de bovino, suíno e frango com modelos de séries temporais**. 1994. 172 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1994.

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JÚNIOR, S. Análise da transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 12, n. 2, p. 79-108, jul./dez. 2002.

BAFFES, J. Some further evidence on the law of one price: the Law of One Price still holds. **American Journal of Agricultural Economics**, Baltimore, v. 73, n. 4, p. 1264-1273, Nov. 1991.

BARRET, C. B. Market analysis methods: are our enriched toolkits well suited to enlivened markets? **American Journal of Agricultural Economics**, Toronto, v. 78, n. 3, p. 825-829, Aug. 1996.

BARROS, G. S. A. C. **Avaliação do Programa Brasileiro de Opções Agrícolas**. Piracicaba: CEPEA, 2000. 53 p. Relatório de Pesquisa apresentado à FAPESP.

BARROS, G. S. A. C. **Economia da comercialização agrícola**. Piracicaba: FEALQ, 1987. 306 p. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br>>. Acesso em: 21 fev. 2005.

BAULCH, R. J. Transfer costs, spatial arbitrage and testing for food markets integration. **American Journal of Agriculture Economics**, Salt Lake City, v. 79, n. 2, p. 477-487, May 1997.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, da Indústria e do Comércio Exterior. **Alice Web**. Disponível em: <<http://aliceweb.mdic.gov.br/>>. Acesso em: 15 jul. 2005.

BRASIL. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. **Ipeadata**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 20 fev. 2006.

CHEUNG, Y. W.; LAI, K. S. A fractional cointegration analysis of Purchasing Power Parity. **Journal of Business & Economics Statistics**, Washington, v. 11, n. 1, p. 103-112, Jan. 1993.

COELHO, A. B. **A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos**. 2002. 136 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.

COMAPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. **Indicadores agropecuários**. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br>>. Acesso em: 4 fev. 2005.

COMAPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO – CONAB. **Safras**. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br>>. Acesso em: 4 fev. 2005.

COSTA, S. M. A. L. **Liberalização comercial no Brasil e integração nos mercados de commodities agrícolas**: os mercados de algodão, milho e arroz. 1999. 145 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1999.

CROUHY-VEYRAC, L.; CROUHY, M.; MELITZ, J. More about the law of one price. **European Economic Review**, Paris, v. 18, n. 2, p. 325-344, 1982.

DELGADO, G. C. **Estoques governamentais de alimentos e preços públicos**. Brasília: IPEA, dez. 1995. 34 p. (Texto para Discussão, 395).

DICKEY, D. A.; PANTULA, S. G. Determining the order of differencing in autoregressive processes. **Journal of Business & Economics Statistics**, Washington, v. 5, n. 4, p. 455-461, 1987.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Boston, v. 74, n. 366, p. 427-431, June 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, Chicago, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, July 1981.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995. 433 p.

ENDERS, W. **Rats Handbook for econometrics time series**. New York: John Wiley & Sons, 1996. 204 p.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v. 55, n. 2, p. 257-276, 1987.

FAMINOW, M. D.; BENSON, B. L. Integration of spatial markets. **American Journal of Agriculture Economics**, British Columbia, v. 72, n. 1, p. 49-62, Feb. 1990.

FULLER, W. A. **Introduction to statistical time series**. New York: John Wiley, 1976. 424 p.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS – FGV. **Preços agrícolas**. Disponível em: <<http://fgvdados.fgv.br>>. Acesso em: 15 jan. 2005.

GUIMARÃES, V. D. A. **Análise do armazenamento de milho no Brasil com um modelo de expectativas racionais**. 2001. 136 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2001.

GOODWING, B. K.; GRENNES, T. J.; WOHLGENANT, M. K. A revised test of the law of one price using rational price expectations. **American Journal of Agricultural Economics**, British Columbia, v. 72, n. 3, p. 682-693, Aug. 1990.

GOODWING, B. K.; SCHROEDER, T. C. Cointegration tests and spacial price linkages in regional cattle markets. **American Journal of Agricultural Economics**, Manhattan, v. 73, n. 2, p. 452-464, May 1991.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross: spectral methods. **Econometrica**, Chicago, v. 37, n. 3, p. 424-438, Aug. 1969.

GAMEIRO, A. H. **Índices de preço para o transporte de cargas: o caso da soja a granel**. 2003. 284 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luis de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall/Harvester Wheatsheat, 1995. 176 p.

HELFAND, S. M.; REZENDE, G. C. **Mudanças na distribuição espacial da produção de grãos, aves e suínos no Brasil: o papel do Centro-Oeste**. Rio de Janeiro: IPEA, dez. 1998. 38 p. (Texto para Discussão, 611).

ISARD, P. How far we push the “Law of One Price”? **The American Economic Review**, Menasha, v. 67, n. 5, p. 942-948, Dec. 1977.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Sidra**. Disponível em: <<http://www.ibge.com.br>>. Acesso em: 20 fev. 2005.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economics Dynamics and Control**, London, v. 12, n. 2/3, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

JOHANSEN, S.; JUSEILUS, K. Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 53, n. 1/3, p. 211-244, 1992.

LIMA, S. M. A.; BARROS, G. S. A. C. Eficácia da política de preços mínimos no anos 80 e 90: o caso do milho no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 50, n. 2, p. 161-178, abr./jun. 1996.

LIMA, S. M. A.; BURNQUIST, H. L. Lei do preço único no mercado internacional: testes empíricos para exportações do complexo de soja (grãos e farelo). In CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 34., Natal, 1997. **Anais...** Brasília: SOBER, 1997. 1 CD-ROM.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. São Paulo: Edgard Blücher, 2004. 535 p.

NOGUEIRA, F. T. P.; AGUIAR, D. R. D.; LIMA J. E. Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 38., Recife, 2001. **Anais...** Brasília, 2001. 1 CD-ROM.

OSTERWALD-LENUN, M. A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 53, n. 3, p. 461-472, 1992.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, Great Britain, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

PROTOPAPADAKIS, A. A.; STOLL, H. R. Spot and future prices and the law of one price. **Journal of Finance**, Ohio, v. 38, n. 5, p. 1431-1455, Dec. 1983.

PROTOPAPADAKIS, A. A.; STOLL, H. R. The law of one price in international commodity markets: a reformulation and some formal tests. **Journal of International Money and Finance**, v. 5, n. 3, p. 335-360, 1986.

RAVALLION, M. Testing marketing integration. **American Journal of Agriculture Economics**, Reno, v. 68, n. 1, p. 102-109, Feb. 1986.

REZENDE, G. C. **A política de preços mínimos e o desenvolvimento agrícola da região Centro-Oeste**. Rio de Janeiro: IPEA, abr. 2002. 32 p. (Texto para Discussão, 870).

REZENDE, G. C. Crescimento econômico e oferta de alimentos no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 13., 1985, Vitória. **Anais...** Recife: ANPEC, 1985. 1 CD-ROM.

RICHARDSON, J. D. Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price. **Journal of International Economics**, Madison, v. 8, n. 2, p. 341-351, 1978.

RISSETO, V. V. **Fluxos de produção e consumo de milho no Sul e Sudeste do Brasil**. 2001. 102 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2001.

SEXTON, R.; KLING, C.; CARMAN, H. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: methodology and application to U.S. celery markets. **American Journal Agricultural of Economics**, Manhattan, v. 73, n. 3, p. 568-580, 1991.

TAVARES, C. E. **Conjunturas agropecuárias**: semana de 23/08/2004 a 27/08/2004. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br>>. Acesso em: 26 out. 2005.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE. **Foreign Agriculture Service**. Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov>>. Acesso em: 10 fev. 2005.

ANEXOS

ANEXO A – Regressão do Índice do frete da soja contra o preço da soja – 03/1998 a 03/2002

| Estatísticas | Valor |
|----------------|---------------|
| R^2 | 0,022371 |
| R^2 ajustado | 0,001570 |
| Parâmetros | Coefficientes |
| Constante | 0,935617 |
| Soja | 0,143880 |

ANEXO B – Teste de raiz unitária para o Índice do frete da soja

| MODELO | ESTATÍSTICA | VALORES CRÍTICOS | | Índice ¹ (1) |
|--------------------------|--------------------|------------------|-------|----------------------------|
| | | 1% | 5% | |
| I | τ_τ | -4,04 | -3,45 | -2,80 |
| | $\tau_{\beta\tau}$ | 3,53 | 2,79 | 1,25 |
| | ϕ_3 | 8,73 | 6,49 | 4,01 |
| | τ_μ | -3,51 | -2,89 | -2,52 |
| II | $\tau_{\alpha\mu}$ | 3,22 | 2,54 | 2,52 |
| | ϕ_1 | 6,7 | 4,71 | 3,19 |
| III | τ | -2,6 | -1,95 | -0,39 |
| I nas $\Delta\Delta y_t$ | τ | -2,6 | -1,95 | -4,87** |

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