AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

ANÁLISE DO PODER DE COMPRA NO MERCADO DE ARROZ EM SÃO PAULO

MARIO ANTONIO MARGARIDO; CARLOS ROBERTO FERREIRA BUENO;

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (IEA)

SÃO PAULO - SP - BRASIL

mamargarido@iea.sp.gov.br

APRESENTAÇÃO ORAL

Comercialização, Mercados e Preços

ANÁLISE DO PODER DE COMPRA NO MERCADO DE ARROZ EM SÃO PAULO

MARIO ANTONIO MARGARIDO; CARLOS ROBERTO FERREIRA BUENO;

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA (IEA)

SÃO PAULO - SP - BRASIL

mamargarido@iea.sp.gov.br

APRESENTAÇÃO ORAL

Comercialização, Mercados e Preços

Título

ANÁLISE DO PODER DE COMPRA NO MERCADO DE ARROZ EM SÃO PAULO

Grupo de Pesquisa: 1 - Comercialização, Mercados e Preços.

Resumo
Esse artigo utilizou testes de exogeneidade e de co-integração para determinar o poder de compra entre os segmentos de produtores agrícolas, atacado e varejo em São Paulo. Foram utilizadas séries de preços de arroz em nível de produtor de arroz no estado de São Paulo, preço de arroz no atacado e varejo, ambos na cidade de São Paulo. O período de análise abrange o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2006. Os resultados mostram que, no longo prazo, o atacado deprime o valor recebido pelo produtor de arroz em 15,10% (elasticidade de transmissão de preço maior que a unidade), resultado que demonstra o poder de compra do primeiro sobre o segundo. Os resultados também mostram que o varejo deprime os preços do arroz no atacado no longo prazo, porém, com menor intensidade, cerca de 10,02% (elasticidade de transmissão de preço próximo da unidade). Ambos resultados refletem os efeitos das respectivas estruturas de comercialização do arroz.

Palavras-chaves: poder de compra, teste de exogeneidade, co-integração, mercado de arroz.

Abstract
This work used exogeneity and cointegration tests so as to determine the level of buyers' power among wholesale and retail levels of agricultural production in Sao Paulo. We used series for rice prices at producer level in the state of Sao Paulo, as well as rice prices at wholesale and retail levels, both in the city of Sao Paulo between January 1995 and December 1996. Results showed that in the long run the wholesale level is able to depress by 15.10% (elasticity transmission more than one) the prices received by the producer, thus evidencing the buyers' power of the wholesalers against producers. Results also showed that retailers are able to depress wholesale rice prices in the long run, although with lower intensity, by 10.02% (elasticity transmission near one). Both results are related to the underlying structures of rice trading.

Key Words: buyers' power, exogeneity test, cointegration, rice market.

INTRODUÇÃO

A literatura sobre microeconomia, na maior parte das vezes, enfatiza o poder de mercado (ou poder de monopólio) em detrimento do poder de compra. Em linhas gerais, o poder de mercado se caracteriza pelo fato da empresa impor preço de determinado produto junto aos consumidores acima daquele preço que prevaleceria no modelo de concorrência perfeita. Diante de uma situação de poder de monopólio o preço cobrado

pela empresa é superior ao seu respectivo custo marginal de produção. Em função desse fato, para determinar seu preço de venda, a empresa utiliza a fixação de *markup* (ou margem de comercialização)[1].

Por sua vez, conforme Motta (2004), a capacidade de uma empresa em praticar preços elevados também depende do grau de concentração dos compradores. Uma firma tem melhores condições de exercer o poder de mercado se há elevado número de consumidores pulverizados do que naquelas situações em que há poucos compradores[2]. Um grande comprador pode fazer uso de seu poder de barganha para estimular a competição entre vendedores dispersos, como, por exemplo, ameaçando trocar de fornecedor ou ameaçando verticalizar sua produção de insumos.

Em relação ao denominado poder de compra[3], especificamente no caso do Brasil, esse tema foi, aparentemente, apresentado pela primeira vez em Rangel (1986). No início dos anos 60s, a economia brasileira apresentava um quadro de estagnação conjuntamente com tendência de elevação da taxa de inflação. Em função desse quadro, o papel do setor agrícola dentro do processo de desenvolvimento econômico passou a ser questionado, pois esse segmento não estaria cumprindo o papel que lhe cabe em relação ao processo de desenvolvimento econômico[4] do país, qual seja, produzir quantidade adequada de alimentos, pois o custo da alimentação da mão-de-obra tem impacto direto sobre os índices de inflação; liberação de mão-de-obra para o setor industrial; geração de divisas via exportações; transferência de capital, via confisco cambial, especificamente no caso do Brasil, para o setor industrial e criação de demanda tanto de produtos agrícolas quanto industriais, pois o setor agrícola apresentava baixa produtividade relativamente ao setor industrial, tornando-se prioritária sua modernização.

A partir dessa constatação, iniciou-se intenso debate sobre como o Estado deveria intervir no setor agrícola para elevar sua produtividade. Desse debate, basicamente, emergiram duas correntes de pensamentos antagônicas. A primeira, denominada estruturalista[5], defendia a intervenção direta do Estado para reestruturar a propriedade da terra, ou seja, via um amplo programa de reforma agrária, logo, o problema da baixa produtividade agrícola relacionava-se com a estrutura fundiária no

---

[1] A fórmula do *markup* é a seguinte: $P = CMg/(1+(1/E_d))$, onde *P* representa o preço de venda do produto, *CMg* é seu custo marginal de produção e E_d é a elasticidade-preço da demanda da empresa (não do mercado) e $1/E_d$ é o inverso da elasticidade preço da demanda da empresa. Quanto maior a elasticidade-preço da demanda da empresa, mais o termo $1/E_d$ se aproxima de zero e como resultado, preço igual a custo marginal, configurando uma estrutura de concorrência perfeita.

[2] Galbraith (1952) é provavelmente o primeiro autor que argumentou que o poder compensatório dos compradores pode restringir o poder de mercado dos vendedores.

[3] A teoria relacionada com o poder de compra será detalhada no próximo item do texto.

[4] Detalhes sobre as funções da agricultura no processo de desenvolvimento econômico podem ser encontrados em Castro (1969).

[5] Em linhas gerais, são três teorias relacionadas à estrutura do setor agrícola brasileiro, as quais foram desenvolvidas por Furtado (1972), denominada Estruturalista; Guimarães (1981), chamada de Tese Feudal e Júnior (1966), intitulada Crítica a Tese Feudal. No entanto, apesar de enfoques diferenciados em relação à agricultura, todas convergem para o mesmo resultado, podendo todas ser denominadas como estruturalistas, pois, a baixa produtividade apresentada pela agricultura residia em relação à questão agrária e não agrícola.

campo. A segunda linha de pensamento, denominada de Neoclássica[6], pregava que a melhor solução para o segmento agrícola residia na formulação pelo Estado de uma política de estímulo à produtividade via choques tecnológicos deixando intacta a estrutura fundiária e concentrando esforços nos grandes e médios produtores; que são aqueles que têm melhores condições de absorver novas tecnologias.

Uma terceira vertente para explicar o desempenho insuficiente do setor agrícola foi proposta por Rangel (1986). Segundo esse autor, o fraco desempenho do setor agrícola devia-se à sua própria estrutura de comercialização de produtos agrícolas, a qual era muito oligopolizada (poucas empresas). As empresas de comercialização compravam toda a produção a preços baixos e revendia a preços elevados aos consumidores. O oligopólio-oligopsônio deprime e desorganiza continuamente a produção tornado-a escassa e aproveita-se da inelasticidade da demanda impondo preços extorsivos ao consumidor. Portanto, o problema devia-se menos à estrutura fundiária e mais ao setor de comercialização, o qual era oligopolizado e impunha preços baixos aos produtores numa ponta, desestimulando a oferta de alimentos e elevando os preços em nível de consumidor na outra ponta da cadeia de comercialização. Não havia inelasticidade da oferta agrícola como sugeriram os Estruturalistas, pois seria possível aumentar a oferta de alimentos reformulando o setor de comercialização, configurando, dessa forma, o poder de compra do setor de comercialização frente aos produtores agrícolas.

Recentemente, em função do processo de globalização, a questão do poder de compra ganhou novo contorno, saindo unicamente da esfera de relacionamento entre produtores agrícolas e empresas de atacado e passou a abranger as relações entre empresas de atacado e varejo.

No caso do Brasil, dado o processo de globalização, o processo competitivo entre empresas ganhou maior dimensão a partir da década de 90. Entre os fatores que condicionaram essa situação, tem-se o maior grau de abertura da economia em relação ao comércio mundial no início da referida década, processo esse que foi acentuado com a consolidação do Mercado do Cone Sul (Mercosul) conjuntamente com o sucesso da estabilização de preços da economia proporcionada pela implementação do Plano Real, ambos em meados da década de 90. Essa conjunção de fatores mais o intenso processo de urbanização e a crescente inserção da mulher no mercado de trabalho alteraram significativamente as estruturas de consumo e comercialização de produtos alimentares no Brasil.

Em relação ao consumo, mais especificamente no caso do arroz, dados do Instituto de Economia Agrícola (IEA) relativos à cidade de São Paulo e com base nas Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) de 1982-83 e 1998-99, mostram que o seu consumo decaiu 55,85%, passando de 14,42 para apenas 6,36 kg[7]. Entre os diversos fatores que induziram essa redução no consumo de arroz, destaca-se o fato de que em virtude de suas atividades fora do lar, a dona de casa passou a utilizar produtos que

[6] Detalhes sobre o modelo neoclássico de modernização do setor agrícola no Brasil podem ser encontrados Pastore (1973), Pastore; Alves; Rizzieri (1974) e Santos (1986).

[7] Esses valores se referem ao consumo de arroz de uma família de tamanho médio composta por quatro pessoas no período de um mês.

demandem menos tempo de preparo, produtos pré-preparados, além do maior número de refeições fora de casa.

Ainda, tendo como base os resultados dessas duas POFs, também, pode-se verificar alterações na comercialização de arroz por tipo de equipamento. Os dados da POF 1981-82 mostram que há predomínio da comercialização de arroz pelos supermercados, cerca de 83,0%, seguido pelos empórios (13,0%) e feira-livre com apenas 4,0%. Já, os resultados da POF 1998-99, mostram que, apesar da redução da participação dos supermercados (cerca de 76,0%), esse ainda é o equipamento predominante na comercialização de arroz. A seguir, com 21,0% aparecem cestas básicas, as quais, estão relacionadas a programas governamentais de segurança alimentar, enquanto que, os demais equipamentos[8] comercializam somente 3,0%.

Finalmente, outro aspecto relevante em relação à comercialização de produtos alimentícios, reside no intenso processo de concentração que está ocorrendo no setor de supermercados, principalmente, em função da entrada do capital estrangeiro nesse segmento, fator esse que elevou o seu poder de compra frente às indústrias. Conforme Cavalcante (2004, p.3), no "Brasil, essa relação desbalanceada e favorável à indústria começa se inverter n década de 90, fruto de uma série de fatores conjunturais, dentre os quais pode-se destacar a abertura da economia, que permitiu às empresas comercializarem produtos importados, a entrada de diversos grupos varejistas internacionais (exemplos: o norte-americano Wal-Mart e os portugueses Jerônimo Martins e Sonae) no mercado brasileiro e, principalmente, as fusões e aquisições ocorridas no setor que levaram a um aumento de concentração. Apenas para se ter uma idéia, há que se recordar que, em 1995, as cinco maiores empresas varejistas atuantes no mercado brasileiro detinham 28% das vendas anuais do setor, enquanto que em 2001 referido índice já alcançava a cifra de 39%".

Dobson; Waterson; Chu (1998) descrevem as 10 principais estratégias[9] utilizadas pelo segmento varejista para exercer seu poder de compra frente aos seus respectivos fornecedores, quais sejam: 1) cobrar dos fornecedores para colocar seus respectivos produtos nos melhores lugares nas gôndolas; 2) acordos de exclusividade para distribuição dos produtos, visando, dessa forma, obter concessões de seus fornecedores; 3) comportamento condicional de compra, isto é, o comprador somente compra o produto se o fornecedor apresentar significativas concessões para o comprador; 4) contratos de exclusividade, dessa forma, no início, o comprador oferece acordos vantajosos para o fornecedor, visando, assim, "capturar"[10] esse último, aumentando sua dependência, para, posteriormente, forçar condições menos vantajosas de negócios para o fornecedor; 5) o varejista se engaja na produção de produto com a própria marca para concorrer com os produtos do fornecedor; 6) *marketing* conjunto, o comprador obriga o fornecedor a praticar descontos para grandes volumes de produto

[8] Nesse item estão englobados sacolões, varejões, empórios, etc. A diferença básica entre sacolões e varejões é que os primeiros são da iniciativa da rede municipal de distribuição, ou seja, são vinculados às prefeituras, enquanto que, os segundos são da iniciativa privada.

[9] Aqui são apresentadas apenas algumas das estratégias para o varejista exercer seu pode de compra frente aos seus fornecedores. Uma lista mais detalhada dessas estratégias pode ser encontrada em Cavalcante (2004).

[10] Dependência bilateral.

somente em sua própria rede, diferenciando-o dos demais concorrentes no varejo; 7) compra predatória de insumos, ou seja, o monopsonista (oligopsonista) expande suas compras de tal forma a induzir ao aumento de preços, forçando assim, na elevação de custos dos rivais, obrigando-os a abandonar o mercado, e, também, em muitos casos, funciona como barreira à entrada de possíveis firmas entrantes; 8) capacidade estratégica de compra, nesse caso, especificamente no segmento varejista, verifica-se a presença de grandes empresas de capital nacional e internacional, as quais operam em um mercado concentrado, e tem papel fundamental, pois consistem-se, praticamente, no único canal de ligação entre os produtores e consumidores. Essa situação proporciona elevado poder de compra do segmento varejista relativamente aos seus fornecedores; 9) relacionamento recíproco, aonde o comprador monopsonista celebra acordos para comprar de um determinado fornecedor, porém, sob a condição de que esse último, também adquira produtos do primeiro; 10) compromissos de negócios, tais como, divisão de gastos com promoções de produtos entre os fornecedores e varejistas.

PODER DE COMPRA: teoria

O poder de compra, conforme apresentado em Dobson; Waterson; Chu (1998), consiste naquelas situações aonde um determinado comprador consegue condições mais favoráveis frente a seus respectivos fornecedores do que naqueles casos em que prevalecesse o regime de concorrência perfeita. Sendo assim, o poder de compra está diretamente associado ao fato dos agentes econômicos de exercerem suas respectivas posições dominantes de forma a alterar e/ou influenciar não somente as quantidades, bem como, preços de seus respectivos insumos. Como resultado dessa posição dominante, os "compradores com elevado poder de mercado poderão deprimir substancialmente preços e quantidades contratados com seus fornecedores. Por outro lado, firmas com reduzido poder de mercado como compradoras não terão a capacidade de determinar preços ou quantidades dos insumos que adquirem (Goldberg, 2006, p.141)".

O comportamento do monopsonista é representado na figura 1. No caso do regime de concorrência perfeita, o ponto de equilíbrio ocorre na intersecção das curvas de oferta (S[11] = DMe[12]) e demanda (dD). A quantidade de equilíbrio produzida é igual à X_c, a qual corresponde ao preço de equilíbrio P_c pago pelo insumo X_c. Como pode ser observado, a curva de despesa média tem inclinação ascendente, logo, a curva de despesa (ou custo) marginal[13] ($CMgF$) localiza-se acima da curva de despesa média. O monopsonista adquire somente a quantidade de insumo X_m, onde ocorre a intersecção

[11] Nesse caso, a curva de oferta do mercado (S) também representa a curva de despesa média (DMe), do monopsonista.
[12] Despesa Média, a qual corresponde ao preço por unidade pago por um insumo ou produto.
[13] Despesa marginal corresponde ao custo adicional de compra de mais uma unidade de um insumo (ou produto). Nesse caso, admite-se a hipótese de que a firma não pode discriminar preço, logo, para cada unidade adquirida pelo comprador, os preços de todos os insumos elevam-se, pois as firmas somente podem cobrar um preço pelo insumo vendido. Em função desse fato, a cada unidade adquirida pelo comprador monopsonista, seus custos aumentam como um todo. Esse movimento é representado pela curva d custo marginal $CMgF$.

das curvas de despesa marginal e do valor marginal (*VMP*)[14], o qual corresponde à própria curva de demanda, com o nível de preço unitário igual a P_m, sendo que, nesse ponto, o monopsonista maximiza seu lucro. Conforme apresentado em Goldberg (2006), a perda de bem-estar desse processo é representada pela área do triângulo *abd*. Comparativamente ao modelo de concorrência perfeita, o comprador monopsonista obriga o fornecedor a ofertar menor quantidade de insumo e a um preço menor, também. Em outras palavras, ao comprador monopsonista é possível restringir a quantidade ofertada de insumo, a partir do momento em que consegue deprimir o preço desse insumo.

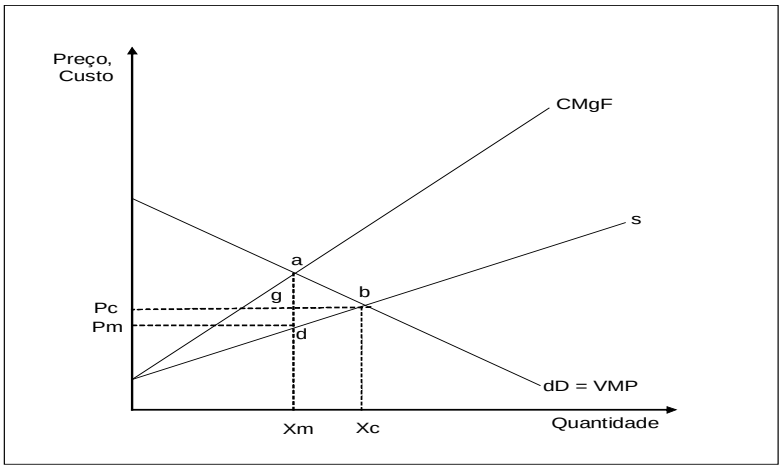

Figura 1. Comprador monopsonista.

Fonte: Goldberg (2006).

OBJETIVOS

Objetiva-se testar se o preço do arroz no mercado atacadista influencia o preço do arroz em nível de produtor. Também, objetiva-se testar se o preço do arroz em nível de varejo induz o comportamento de preço do arroz no mercado atacadista. Em ambos casos, procurar-se-á verificar a presença do poder de compra entre os pares de segmentos produtor e atacado e atacado e varejo utilizando o instrumental dos testes de exogeneidade. Além disso, procurar-se-á quantificar essas relações por meio dos cálculos das respectivas elasticidades de transmissão de preços[15] de longo prazo. Dadas as estruturas prevalecentes em cada segmento de mercado analisado (produtor, atacado

[14] O valor marginal representa o benefício adicional derivado da compra de uma unidade adicional de insumo (ou produto).

[15] Segundo Barros e Burnquist (1987, p.178), a "elasticidade de transmissão de preços refere-se à variação relativa no preço a um nível de mercado em relação à variação no preço à outro nível, mantidos em equilíbrio esses dois níveis de mercado após o choque inicial em um deles".

e varejo), espera que o poder de compra se manifeste do atacado sobre o produtor e do varejo sobre o atacado.

MATERIAL E MÉTODOS

Material

Foram utilizadas três séries de tempo, sendo que, a primeira se refere ao preço recebido pelo produtor de arroz no Estado de São Paulo. A segunda diz respeito ao preço do arroz no mercado atacadista na cidade de São Paulo. Finalmente, a terceira engloba o preço do arroz tipo 2[16] praticado na cidade de São Paulo. Dado que os preços do arroz em cada segmento de mercado estavam em unidades diferentes, como procedimento inicial, foi necessário harmonizar os preços do arroz para R$/kg. Os preços do arroz em nível de produtor estavam cotados em R$ por saca de 60kg. Sendo assim, dividiu-se por 60 para se obter o preço recebido pelo produtor de arroz em R$/kg. Também, foi necessário transformar o preço do arroz em nível de atacado em kg, pois originalmente, a unidade de comercialização mais freqüente é em fardos de 30kg contendo 6 pacotes de 5 kg. Já, os preços do arroz no varejo são pesquisados em R$/kg, logo, não foi necessário proceder qualquer tipo de transformação para essa série. Todas as séries foram obtidas a partir de levantamentos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Dado que, objetiva-se determinar às respectivas elasticidades de transmissão de preços, todas as séries foram transformadas em base logarítmica. Sendo assim, para representar o logaritmo de cada variável foi utilizada a seguinte notação: *LPR*, *LATAC* e *LVAR*, onde cada uma delas representa o logaritmo do preço do arroz em nível de produtor, atacado e varejo, respectivamente. O período analisado abrange janeiro de 1995 até dezembro de 2006.

Métodos

O primeiro passo consistiu na visualização de gráfica de cada série de tempo. Esse procedimento objetivou verificar a possível ocorrência de alguma quebra estrutural, pois é de amplo conhecimento na literatura sobre séries de tempo que a presença de algum tipo de quebra estrutural torna os resultados dos testes de raízes unitárias convencionais, tais como Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), viesados, e, portanto, prejudica a determinação da ordem de integração das variáveis, procedimento este fundamental na análise de séries

[16] Conforme definição da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), o arroz tipo 2 caracteriza por possuir 50,0% de grãos inteiros e 18,0% de grãos quebrados.

temporais. Foi constatado que não havia qualquer quebra estrutural em qualquer das três séries. Sendo assim, optou-se em realizar o teste de raiz unitária ADF, o qual é o mais disseminado no estudo de séries de tempo.

A seguir, visando confirmar a relacionamento entre as variáveis analisadas, realizou-se o Teste de Causalidade de Granger conforme apresentado em Granger (1969). Neste ponto, dois pontos merecem destaques. Em primeiro lugar, o conceito de causalidade de Granger é diferente do sentido filosófico, ou seja, quando se diz que a variável *A* causa a variável *B* no sentido de Granger, o qual é representado como $A \Rightarrow B$, isto quer dizer que valores passados da variável *A* ajuda a prever de forma mais precisa o comportamento futuro de *B* do que se fossem utilizados somente os valores passados de *B*. Em segundo lugar, o teste de Causalidade de Granger deve ser conduzido com as variáveis estacionárias, daí a importância da correta determinação da ordem de integração de todas as variáveis do sistema.

Para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis, utilizou-se o teste de co-integração elaborado por Johansen e Juselius (1990). Também, foi utilizado o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) para a realização da análise econômica do relacionamento, tanto de curto quanto de longo prazo[17], entre os preços do arroz em nível de produtor, atacado e varejo. Finalmente, foram utilizados testes de exogeneidade[18] para verificar como as variáveis reagem a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo[19].

Os testes de exogeneidade assumem relevância nesse estudo, pois permite, a determinação do poder de compra no mercado de arroz. Sendo assim, dado que esses testes não são tão difundidos e utilizados, torna-se necessário detalhar esses testes e fazer a sua junção com a questão do poder de compra. A descrição dos testes de exogeneidade e a imposição de restrições sobre os parâmetros α baseia-se em Harris (1995), Johansen (1995), Hansen e Johansen (1998), Harris e Sollis (2003) e Juselius (2006).

---

[17] Conforme Banerjee (1993, p.139), o modelo de correção de erro torna-se importante por permitir a ligação entre aspectos relacionados à dinâmica de curto prazo com os de longo prazo. Assim, os "mecanismos de correção de erro pretendem fornecer um caminho para combinar as vantagens de se modelar tanto em nível quanto nas diferenças. Em um modelo de correção de erro tanto a dinâmica do processo de ajustamento de curto prazo (variações) quanto de longo prazo (níveis) são modelados simultaneamente".

[18] De acordo com Costa (1999, p.6), citando Harris (1995), os "parâmetros α proporcionam dois tipos de informação dependendo de sua significância e magnitude. A significância indica que a variável preço (à qual o parâmetro α está associado) não é exógena fraca com relação aos parâmetros de longo prazo, β. A exogeneidade fraca é um conceito relativo e significa que a variável não reage ante a mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo. A magnitude do parâmetro α indica a velocidade de ajuste da respectiva variável preço a ele associada em direção ao equilíbrio de longo prazo. Um valor pequeno de alfa indica que ante uma situação de desequilíbrio transitório, a respectiva variável preço ajusta-se lentamente para retornar ao padrão de equilíbrio de longo prazo. Um coeficiente elevado, pelo contrário, indica que este se produz rapidamente".

[19] Detalhes sobre co-integração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) e testes de exogeneidade podem ser encontrados, entre outros em: Juselius (2006), Brooks (2002), Enders (2004), Franses (1998), Harris & Sollis (2003), Charemza & Deadman (1999), Johansen (1995), Patterson (2000) e Harris (1995).

Freqüentemente é mais conveniente modelar em detalhes uma ou poucas ao invés de muitas relações econômicas. Pode ser possível, em alguns casos, encontrar variáveis *proxies*, ou então, na forma reduzida que possam amenizar esse problema.

Johansen (1992 e 1995) desenvolveu um procedimento para testar a fraca exogeneidade para um subconjunto de variáveis ao invés de se utilizar todas as variáveis do sistema. Supondo que um vetor completo de variáveis y_t possa ser desagregado da seguinte forma: $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, D_t)$, aonde y_{1t} contém m variáveis e y_{2t} contém $k - m$ variáveis e D_t variáveis determinísticas, tais como, variáveis *dummies* sazonais.

Partindo-se de um Modelo Vetorial de Correção de Erro de primeira ordem e dado que há somente um vetor de co-integração tem-se que, a hipótese de interesse é se o subconjunto y_{2t} contém somente variáveis fracamente exógenas.

$$\begin{pmatrix} \nabla y_{1t} \\ \nabla y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \end{bmatrix} \left[\beta_{11} \; \beta_{21} \right]' \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \nabla y_{1t-1} \\ \nabla y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \tag{1}$$

Tornando explícitos os vetores de co-integração, tem-se:

$$\begin{aligned} \nabla y_{1t} &= \alpha_{11}\left(y_{1t-1} + \beta_{21} y_{2t-1}\right) + \Gamma_{11} \nabla y_{1t-1} + \Gamma_{12} \nabla y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \nabla y_{2t} &= \alpha_{21}\left(y_{1t-1} + \beta_{21} y_{2t-1}\right) + \Gamma_{21} \nabla y_{1t-1} + \Gamma_{22} \nabla y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \tag{2}$$

Uma vez que, os parâmetros de interesse são aqueles contidos no vetor de co-integração (longo prazo), isto é, em $\beta' = (1, \beta_{21})$, onde foi utilizada a normalização do primeiro elemento desse vetor, e também, os parâmetros da matriz de curto prazo representada por $\alpha = (\alpha_{11}, \alpha_{21})'$, a questão é a seguinte: quanto os coeficientes da segunda equação são relevantes em termos de informação para ajudar na explicação dos coeficientes na segunda equação em (2)? A resposta a essa questão é se, $\alpha_{21} = 0$, então, somente a estimação da primeira equação em (2) será suficiente para explicar β' e α_{11}. É necessário observar que ao fixar $\alpha_{21} = 0$ o termo de correção de erro desaparece da segunda equação em (2). Portanto, essa segunda equação não contém qualquer informação acerca dos coeficientes de equilíbrio. Nesse caso, afirma-se que y_{2t} é fracamente exógena[20] em relação aos parâmetros de interesse α_{11} e β. Em outras palavras, exogeneidade fraca de y_{2t} para β_{21} e α_{11} implica que y_{2t} não reage aos desequilíbrios de longo prazo, pois a segunda equação em (2) não tem termo de correção de erro, e, conseqüentemente, não tem elementos de longo prazo. Se y_{2t} é fracamente exógena em relação à y_{1t} o sistema de equações em (2) pode ser reescrito da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \nabla y_{1t} &= \alpha_{11}\left(y_{1t-1} + \beta_{21} y_{2t-1}\right) + \Gamma_{11} \nabla y_{1t-1} + \Gamma_{12} \nabla y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \nabla y_{2t} &= \qquad\qquad\qquad\qquad + \Gamma_{21} \nabla y_{1t-1} + \Gamma_{22} \nabla y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \tag{3}$$

Para testar o poder de compra no mercado de arroz, serão impostas restrições sobre os parâmetros α. Dado que a matriz α têm dimensões *n x r*, onde *n* corresponde

[20] Também, utiliza-se a terminologia de que y_{2t} é fracamente exógena na primeira equação em (2).

ao número de variáveis no sistema e *r* é o número de vetores de co-integração desse mesmo sistema. Para a imposição de restrições sobre parâmetros nesse sistema é necessário formar a matriz *A*[21] de dimensões (*n x n-m*), onde *m* é o número de restrições sobre os parâmetros α e a matriz Θ de dimensões (*n-m x r*) e selecionar os elementos de tal forma que:

$$\alpha = A\Theta$$

$$\begin{pmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} (\varphi) \tag{4}$$

No caso analisado nesse estudo, como o sistema possuí duas variáveis, e foi detectado apenas um vetor de co-integração, então a matriz α é de dimensão *2 x 1*, enquanto que a matriz *A* também tem dimensão *2 x 1* e a matriz Θ tem dimensão *1 x 1* e φ é uma constante arbitrária, conforme pode ser visto nas equações em (4). Para o modelo contendo as variáveis preço do arroz para produtor e atacado y_{1t} corresponderá ao preço do arroz recebido pelo produtor e y_{2t} o preço em nível de atacado. Será imposta a restrição de que $\alpha_{21} = 0$. Caso a hipótese nula de que $\alpha_{21} = 0$ não seja rejeitada estatisticamente, então, o preço do atacado será fracamente exógena e torna-se mais eficiente em termos estatísticos estimar somente a primeira equação ao invés das duas equações simultaneamente. Isso quer dizer que, em termos econômicos, não há nenhuma informação relevante na primeira equação que influa no comportamento do preço do arroz no atacado. Porém, o preço recebido pelo produtor de arroz é afetado pelo preço do arroz no atacado e fica comprovada a hipótese de poder de mercado, ou seja, o atacado determina o preço ao produtor não ocorrendo o contrário. O mesmo procedimento se aplica ao segundo modelo, aonde y_{1t} é o preço do arroz no atacado e y_{2t} é o preço no varejo.

ANÁLISE DE RESULTADOS

Testes de Raiz Unitária

Antes de realizar o teste de raiz unitária para cada variável individualmente é necessário determinar o número de defasagens que será utilizado em cada teste. Este procedimento reveste-se de suma relevância, pois a correta determinação do número de defasagens elimina a autocorrelação dos resíduos. Isto é relevante já que uma das hipóteses fundamentais dos testes de raiz unitária é que os resíduos não apresentem auto-correlação.

Para a determinação do número de defasagens foi utilizado o Critério de Informação de Akaike (AIC)[22]. Os resultados apresentados na Tabela 1 mostram que

[21] Denominada de matriz de *desing*.
[22] Detalhes podem ser encontrados em Akaike (1974).

para as variáveis *LPRO*, *LATAC* e *LVAR*, todas em nível, foi necessária a inclusão de três defasagens para as três variáveis, visando dessa forma eliminar a auto-correlação dos resíduos.

Tabela 1. Resultados do Critério de Informação de Akaike (AIC) para as variáveis *LPRO*, *LATAC*, e *LVAR* em nível, janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Variável	Número de defasagens segundo Critério de Informação de Akaike (AIC)
LPRO	Três defasagens (auto-regressivo de ordem 3 (AR (3))
LATAC	Três defasagens (auto-regressivo de ordem 3 (AR (3))
LVAR	Três defasagens (auto-regressivo de ordem 3 (AR (3))

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

O próximo passo residiu na realização do teste de raiz unitária ADF para todas variáveis em nível. Os testes de raiz unitária mostram que nos casos dos modelos com tendência e constante, a hipótese nula de que há raiz unitária não pode ser rejeitada para nenhuma das variáveis. Os mesmos resultados se repetiram para os modelos contendo somente constante, ou seja, para todas as variáveis a hipótese de presença de raiz unitária não pode ser rejeitada. Para os modelos sem tendência e sem constante, a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada somente para as variáveis *LATAC* e *LVAR*, porém, em nível de 10,0%. Portanto, dado que, a visualização dos correlogramas para cada uma das variáveis mostrou que suas respectivas funções de autocorrelação decaem lentamente ao longo do tempo, indicando a presença de raiz unitária e também em função do fato de que os testes ADF possuem baixo poder[23], optou-se por assumir que todas as variáveis em nível tem raiz unitária.

Tabela 2. Resultados do Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as variáveis *LPRO*, *LATAC* e *LVAR* em nível, janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Variável	τ_τ [1]	Pr < τ_τ	τ_μ [2]	Pr < τ_μ	τ [3]	Pr < τ
LPRO	-1.45	0.8402	-1.06	0.7313	-1.73***	0.0799

[23] Harris (1995, p. 39) destaca às limitações proporcionadas pelos testes de raiz unitária, uma vez que, escolher "a forma correta do modelo ADF é problemática e ao utilizar diferentes extensões de defasagens freqüentemente obtém-se diferentes resultados com respeito à rejeição da hipótese nula de não estacionariedade. Esses problemas são complexos pelo fato de que há várias questões relacionadas com o tamanho e poder dos testes de raiz unitária, especialmente no que concerne as propriedades de pequenas amostras desses testes". Além da questão relacionada com o número de defasagens utilizadas, os resultados dos testes de raiz unitária, também são afetados quanto a introdução de parâmetros como intercepto e tendência na estimação do modelo, e em relação a possível presença de quebras estruturais nas séries temporais. A correta especificação da ordem de integração das variáveis reveste-se de suma importância para a realização dos testes de causalidade e co-integração. Portanto, os resultados desses testes devem ser analisados com cautela, pois quando os valores calculados dos testes de raiz unitária estão muito próximos dos valores tabelados, os resultados podem indicar que a série é estacionária quando na verdade isso não acontece.

LATAC	-2.26	0.4543	-1.32	0.6219	-1.64***	0.0951
LVAR	-2.38	0.3894	-1.29	0.6324	-1.40	0.1500

[1] Modelo com tendência e constante; [2] Modelo sem tendência, porém com constante; [3] Modelo sem tendência e sem constante. *** Significativo em nível de 10,0%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Dado que todas as variáveis possuem raiz unitária, foi realizado o teste ADF com todas as variáveis diferenciadas. Assim, como no teste anterior, antes da execução dos testes de raiz unitária foi necessário determinar o número de defasagens para eliminar a auto-correlação dos resíduos em cada teste. Os resultados do Critério de Informação de Akaike (AIC) para as variáveis diferenciadas apontaram para a inclusão quatro defasagens para *LPRO* e duas defasagens para as variáveis *LATAC* e *LVAR* (Tabela 3).

Tabela 3. Resultados do Critério de Informação de Akaike (AIC) para as variáveis *LPRO*, *LATAC*, e *LVAR* diferenciadas, janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Variável	Número de defasagens segundo Critério de Informação de Akaike (AIC)
LPRO	Quatro defasagens (auto-regressivo de ordem 4 (AR (4))
LATAC	Duas defasagens (auto-regressivo de ordem 2 (AR (2))
LVAR	Duas defasagens (auto-regressivo de ordem 2 (AR (2))

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Os resultados mostraram que a hipótese nula de raiz unitária foi rejeitada para todas variáveis nos três modelos estimados uma vez que suas respectivas estatísticas indicaram valores de probabilidade abaixo de 1% (Tabela 4). Em função destes resultados, não se rejeita a hipótese alternativa de que as variáveis diferenciadas são estacionárias. Sendo assim, pode-se concluir que todas variáveis são integradas de ordem um (*I*(1)), ou seja, são diferenças estacionárias, pois é necessária a aplicação de uma diferença de ordem um sobre cada uma delas para torná-las estacionárias.

Tabela 4. Resultados do Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as variáveis *LPRO*, *LATAC* e *LVAR* diferenciadas, janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Variável	τ_τ [1]	Pr < τ_τ	τ_μ [2]	Pr < τ_μ	τ [3]	Pr < τ
LPRO	-6.78*	<.0001	-6.77*	<.0001	-6.61*	<.0001
LATAC	-8.16*	<.0001	-8.19*	<.0001	-8.09*	<.0001
LVAR	-8.36*	<.0001	-8.39*	<.0001	-8.31*	<.0001

[1] Modelo com tendência e constante; [2] Modelo sem tendência, porém com constante; [3] Modelo sem tendência e sem constante. * Significativo em nível de 1,0%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Uma vez determinada à ordem de integração das variáveis, o próximo passo consistiu na realização do Teste de Causalidade de Granger. O primeiro passo é identificar o número de defasagens a serem utilizadas no teste no Modelo Vetorial Auto-regressivo (VAR). Optou-se por utilizar o Critério de Informação de Akaike (AIC)[24] multivariado, conforme apresentado em Akaike (1974).

Foi analisada a relação de causalidade entre o preço do arroz em nível de produtor e atacado e entre atacado e varejo. Para a execução dos testes de causalidade, assim como na determinação do número de defasagens, utilizou-se as variáveis diferenciadas, uma vez que é necessário que as variáveis sejam estacionárias na realização do teste.

No teste de causalidade envolvendo o par de variáveis *LPRO* e *LATAC* foram inseridas três defasagens. Para o par de variáveis compreendendo *LATAC* com *LVAR* foi necessária à inclusão de duas defasagens (Tabela 5).

Tabela 5. Resultados do Critério de Informação de Akaike (AIC) multivariado para as variáveis *LPRO*, *LATAC* e *LVAR* diferenciadas, janeiro de 1995 a dezembro de 2006

Variáveis	Número de defasagens segundo Critério de Informação de Akaike (AIC)
LATAC e *LPRO*	Três defasagens (auto-regressivo de ordem 3 (AR(3))
LATAC e *LVAR*	Duas defasagens (auto-regressivo de ordem 2 (AR (2))

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Os resultados do teste de causalidade entre *LATAC* e *LPRO* mostram que a hipótese nula de que os preços do arroz em nível de produtor não causam os preços do arroz em nível de atacado pode ser rejeitada, pois a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira é igual a 7,21%. Portanto, preços do arroz em nível de produtor *causam no sentido de Granger* os preços do arroz em nível de atacado. O mesmo resultado se aplica no sentido contrário, isto é, a probabilidade de se rejeitar a hipótese nula de que os preços do arroz no atacado não causam os preços do arroz em nível de produtor está abaixo de 1,0%. Logo, a hipótese nula também pode ser rejeitada e os preços do arroz no atacado *causam no sentido de Granger* os preços do arroz em nível de produtor. Em função desses resultados, pode-se afirmar que o sentido de causalidade é bidirecional, porém com diferentes níveis de intensidade[25].

No entanto, ao se utilizar um nível de significância mais rigoroso, como por exemplo, 1,0%, observa-se que o resultado é inverso no primeiro caso, pois a este nível de significância não se rejeita a hipótese nula. Conseqüentemente, os preços do arroz em nível de produtor não causam no sentido de Granger os preços do arroz no atacado, implicando em sentido de causalidade unidirecional do atacadista para o produtor (Tabela 6). Esses resultados, aparentemente, demonstram o poder de compra que os

[24] Outros tipos de critérios de informação que podem ser utilizados são: Critério de Akaike Corrigido (AICC), Critério de Erro de Predição Final (FPE), Critério de Hanna-Quinn (HQC) e Critério Bayesiano de Schwarz (SBC ou BIC).

[25] O termo intensidade utilizado aqui se refere ao nível de significância utilizado.

atacadistas tem sobre os produtores, dado que, enquanto o número de produtores de arroz é elevado, caracterizando uma estrutura de mercado de concorrência perfeita[26], enquanto que, a estrutura que mais se aproxima do mercado atacadista é o oligopólio[27]. Sendo assim, esses últimos detêm maior poder de compra, e conseqüentemente, podem determinar os preços aos produtores, além do que, como os atacadistas são mais concentrados, eles também detêm maior informação em relação ao mercado comparativamente aos produtores rurais, ou seja, há assimetria de informação[28]. De acordo com Spulber (1999, p. 171), os "intermediários geralmente estão sujeitos ao mesmo nível de assimetria de informações que os produtores e compradores. Eles não sabem quanto os consumidores estão dispostos a pagar ou quais são os custos de oportunidade dos produtores. Entretanto, os intermediários têm número de vantagens potenciais sobre ou demais participantes do mercado. Os intermediários podem alcançar vantagens de custos a partir do desenho de mecanismos de especialização. Intermediários podem obter informações adicionais ao lidar com diversos compradores e vendedores. Também, intermediários tem maior extensão no delineamento de mecanismos pelos quais podem taxar ou subsidiar transações, dado que, não estão sujeitos ao implícito equilíbrio orçamentário que é necessário nas trocas diretas".

Os demais testes de causalidade mostram que não há sentido de causalidade envolvendo as variáveis *LATAC* e *LVAR*. Mais precisamente, os preços do arroz no varejo *não causam no sentido de Granger* os preços em nível de atacado, uma vez que há 11,44% de rejeitar a hipótese nula de que *LVAR* não causa *LATAC* e essa hipótese ser verdadeira. Logo, não se rejeita a hipótese nula nesse caso. Também, a hipótese nula de que os preços do arroz no atacado *não causam no sentido de Granger* os preços do arroz em nível de varejo, dado que há 64,81% de probabilidade de se rejeitar a hipótese nula e ela ser verdadeira (Erro tipo I). Portanto, há ausência de sentido de causalidade

[26] Conforme apresentado em Pindyck e Rubinfeld (2001), o mercado de concorrência perfeita se caracteriza basicamente por três fatores. Os agentes econômicos são tomadores de preços, os produtos são homogêneos e a entrada e saída do mercado é livre. A afirmação de que os agentes econômicos são tomadores de preços implica que, dado que o *market share* (quantidade produzida e vendida) de cada empresa é relativamente pequeno em relação ao tamanho do mercado total suas ações individualmente não tem influência sobre os preços de mercado. Além disso, como a quantidade comprada pelos consumidores também são pequenas em relação à quantidade total transacionada no mercado, as ações dos consumidores também não afetam os preços de mercado. Já afirmação de que os produtos são homogêneos, quer dizer que os produtos de todas as empresas que atuam nesse mercado são substitutos perfeitos. Finalmente, a livre entrada e saída do mercado resultam que os compradores podem facilmente mudar de fornecedores e que esses fornecedores podem entrar ou sair do mercado sem custos.

[27] O oligopólio se caracteriza por apresentar pequeno número de empresas, além disso, os produtos são diferenciados e há barreiras à entrada. As barreiras à entrada têm como origem economias de escala, patentes, acesso à tecnologia e reputação da marca.

[28] Quanto os consumidores estão dispostos a gastar na compra de determinado produto é uma informação exclusiva dos próprios consumidores. Por sua vez, os custos de oportunidade dos produtores também correspondem a um conjunto de informações exclusivas desses agentes econômicos. Essa dicotomia no conjunto de informações entre consumidores e produtores gera assimetrias que dificultam não somente o processo de transação entre esse dois grupos bem como o próprio processo de tomada de decisões no âmbito da produção. A presença de informação incompleta abre caminho para a ação dos intermediários, os quais esboçam mecanismos de comercialização que fornecem tanto aos consumidores quanto aos produtores incentivos para que cada grupo revele suas respectivas informações privadas.

entre os preços do varejo sobre os preços no atacado e vice-versa (Tabela 6). Nesse ponto, dois aspectos devem ser realçados, um de ordem econômico e outro estatístico. Em primeiro lugar, conforme observado por Margarido, Martins e Bueno (2006), não somente em função de mudanças estruturais microeconômicas endógenas, no âmbito do próprio comércio varejista supermercadista, mas, principalmente, em função de fatores macroeconômicos, tais como, a estabilização do nível de preços domésticos conjuntamente com a considerável ampliação do grau de abertura da economia, acirraram a concorrência entre as grandes empresas do setor de supermercado ao permitir a entrada do capital estrangeiro, resultando num intenso processo de concentração[29] nesse segmento, e o possível aumento do poder de compra do segmento varejista frente ao setor industrial. Estatisticamente, observa-se que o nível de significância de 11,44% encontra-se muito próximo da fronteira da região de rejeição da hipótese nula, indicando que, dado que o processo de concentração no segmento varejista é um fenômeno relativamente recente no Brasil, ainda assim é expressivo, indicando que no futuro com a adição de mais dados ao modelo, o teste de causalidade não rejeite que os preços no varejo *causam no sentido de Granger* os preços no atacado.

Tabela 6. Resultados dos Testes de Causalidade de Granger para as variáveis *LPRO*, *LATAC* e *LVAR* diferenciadas, janeiro de 1995 a dezembro de 2006.

Teste	Hipótese nula	Teste χ^2	Graus de liberdade	Probabilidade
1	*LPRO* não causa *LATAC*	6.99	3	0.0721***
2	*LATAC* não causa *LPRO*	13.06	3	0.0045*
1	*LVAR* não causa *LATAC*	4.34	2	0.1144
2	*LATAC* não causa *LVAR*	0.87	2	0.6481

* Significativo em nível de 1,0%; *** Significativo em nível de 10,0%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

O teste de co-integração de Johansen[30] constatou que em nível de 5,0%, tanto para o caso 2[31] quanto para o caso 3[32], a hipótese nula de que não há nenhum vetor de

[29] De acordo com a revista Época de 19 de dezembro de 2005 (Luz Cançado, 2005), a rede de varejo WAL-MART adquiriu, à vista pelo equivalente a R$ 1,69 bilhão, as 140 lojas da rede de supermercados de capital português Sonae distribuídas pela região sul. Com essa mega-operação, a Wal-Mart passou a ocupar o terceiro lugar no setor de supermercados no Brasil, ficando atrás apenas do Pão de Açúcar e Carrefour em termos de faturamento. Ainda, segundo Época, as estimativas de faturamento para 2005 para o Pão de Açúcar, Carrefour e Wal-Mart serão de R$ 16, R$ 13 e R$ 11bilhões, respectivamente.

[30] Nesse teste, a variável normalizada foi *LPRO*.

co-integração versus a hipótese alternativa de que há um vetor de co-integração pode ser rejeitada, dado que os respectivos valores calculados da estatística $\lambda_{traço}$ são superiores aos seus respectivos valores críticos em nível de 5%. Portanto, há somente um vetor de co-integração (Tabelas 7 e 8). Outro aspecto relevante, diz respeito ao fato de que os valores dos *eigenvalues*[33] encontram-se dentro do círculo unitário. Sendo assim, de acordo com Johansen (1995), isto indica que o tipo de não estacionariedade apresentada para cada variável em nível pode ser facilmente removida através da aplicação do operador de diferenças, isto é, confirmam que as variáveis são diferenças estacionárias (*DS*). Uma vez que, o número de vetores de co-integração é menor que o número de variáveis (*rank* é reduzido), então ao invés de se utilizar o modelo Vetorial Auto-regressivo (VAR), deve-se utilizar o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC)[34].

Tabela 7 – Resultados do Caso 3 para o teste de co-integração de Johansen para à estatística $\lambda_{traço}$, variáveis *LPRO* e *LATAC*, janeiro de 1995 a dezembro de 2006.

H_0:	H_1	**Eigenvalue**	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico [1]	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r	Rank > r				Constante	Tendência Linear
0	0	0.1785	29.92*	15.34		
1	1	0.0155	2.20	3.84		

[1] Valor Crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%. * Significativo em nível de 5,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

[31] Não há um *drift* (ou constante) no VEC(p), porém a constante entra somente via termo de correção de erro.

[32] Há um *drift* separado e nenhuma tendência linear na forma do VEC(p).

[33] Também denominados de autovalores.

[34] Maiores detalhes sobre as inter-relações dos resultados dos testes de co-integração e a utilização de modelos VAR (em nível, ou nas diferenças) ou VEC, encontram-se em Harris (1995).

Tabela 8 – Resultados do Caso 2 para o teste de co-integração de Johansen para à estatística $\lambda_{traço}$, variáveis *LPRO* e *LATAC*, janeiro de 1995 a dezembro de 2006.

H_0:	H_1	**Eigenvalue**	$\lambda_{traço}$	Valor Crítico [1]	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r	Rank > r				Constante	Constante
0	0	0.1824	32.07*	19.99		
1	1	0.0256	3.66	9.13		

[1] Valor Crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%. * Significativo em nível de 5,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Em função dos testes de co-integração apresentados acima, torna-se necessário determinar qual dos dois casos será utilizado nesse estudo. Para tal tarefa foi utilizado o pacote estatístico/econométrico *SAS* versão 8.2, o qual, permite testar qual dos dois casos é o mais adequado a partir da imposição de restrições, conforme apresentado no Quadro 1.

Quadro 1 – Teste de hipótese em relação ao caso a ser utilizado no Teste de co-integração de Johansen.

Hipóteses	Termo de correção de erro	Modelo de correção de erro
Hipótese nula: H_0	Constante	Linear
Hipótese alternativa: H_A	Constante	Constante

Fonte: Adaptado de *Statistical Analysis Software (SAS).*

O teste de hipótese acima partiu da premissa que, a hipótese nula (H_0) diz respeito ao Caso 3, o qual caracteriza-se pelo fato do termo de correção de erro ter uma constante e o modelo de correção de erro ter uma tendência linear. A hipótese alternativa (H_A), a qual se refere ao Caso 2, apresenta a presença de constante somente no modelo de correção de erro (Quadro 1).

Dado que, tanto para o Caso 3 como para o Caso 2, verificou-se a presença de um único vetor de co-integração (Tabelas 7 e 8). Para a determinação de qual caso deve ser escolhido, torna-se necessário fazer o teste de co-integração de Johansen com restrição, para um vetor de co-integração. A partir da Tabela 9, constata-se que, a hipótese nula não pode ser rejeitada, uma vez que, a possibilidade de se cometer o Erro Tipo I (não rejeitar H_0 quando na verdade ela é falsa), é igual a 22,59%, portanto, não rejeita-se H_0 a qual se refere ao Caso 3 (Tabela 9).

Tabela 9 – Teste de co-integração de Johansen com restrição, para um vetor de co-integração, variáveis *LPRO* e *LATAC*, janeiro de 1995 a dezembro de 2006.

Rank	*Eigenvalue* Caso3	*Eigenvalue* Caso 4	χ^2	Graus de Liberdade	Valor da Probabilidade
0	0.1824	0.1785	2.15	2	0.3420
1	0.0256	0.0155	1.47	1	0.2259

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Também, para o par de variáveis preços do arroz no atacado e varejo, foram executados os testes de co-integração[35] para os casos 2 e 3. Porém, nesse caso, a escolha do modelo foi direta, pois, em relação ao Caso 3, o teste de co-integração de Johansen mostra que há apenas um vetor de co-integração, pois a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração é rejeitada em nível de 5,0% em detrimento da hipótese alternativa de que há pelo menos um vetor de co-integração, uma vez que, o valor calculado excede o seu respectivo valor tabelado a esse nível de significância (Tabela 10). Já, para o Caso 2, a hipótese nula de que não há nenhum vetor de co-integração não pode ser rejeitada, dado que, seu respectivo valor crítico é superior ao valor calculado da estatística $\lambda_{\text{traço}}$ (Tabela 11). Sendo assim, também se optou pelo modelo do Caso 3.

Tabela 10 – Resultados do Caso 3 para o teste de co-integração de Johansen para à estatística $\lambda_{\text{traço}}$, variáveis *LATAC* e *LVAR*, janeiro de 1995 a dezembro de 2006.

H_0:	H_1	*Eigenvalue*	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico [1]	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r	Rank > r				Constante	Tendência Linear
0	0	0.1001	16.82*	15.34		
1	1	0.0129	1.84	3.84		

[1] Valor Crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%. * Significativo em nível de 5,0%.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Tabela 11 – Resultados do Caso 2 para o teste de co-integração de Johansen para à estatística $\lambda_{\text{traço}}$, variáveis *LATAC* e *LVAR*, janeiro de 1995 a dezembro de 2006.

H_0:	H_1	*Eigenvalue*	$\lambda_{\text{traço}}$	Valor Crítico [1]	Modelo de correção de erro	Termo de correção de erro
Rank = r	Rank > r				Constante	Constante
0	0	0.1002	17.89	19.99		
1	1	0.0202	2.89	9.13		

[1] Valor Crítico fornecido pelo SAS em nível de 5,0%. * Significativo em nível de 5,0%.

[35] Nesse caso, escolheu-se como variável normalizada *LATAC*.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Portanto, dado que para ambos modelos os respectivos testes de co-integração mostraram que há somente um vetor de co-integração em cada um deles, isso indica para a utilização dos respectivos modelos Vetoriais de Correção de Erro (VEC).

Para verificar a presença ou não do poder de compra, serão realizados testes de exogeneidade com a imposição de restrição sobre parâmetros α da matriz de curto prazo para cada um dos dois modelos.

Para o modelo conjunto envolvendo o preço do arroz em nível de produtor e atacado, o teste de hipótese χ^2 mostrou que a hipótese nula de que o preço do arroz em nível de atacado (*LATAC)* é fracamente exógeno não pode ser rejeitada, pois há 17,00% de probabilidade de rejeitar a hipótese nula é ela ser verdadeira (Tabela 12). Portanto, pode-se inferir que, dado que, a estrutura no mercado atacadista de arroz é mais concentrada relativamente ao setor produtor, isso implica que os primeiros são fixadores, enquanto que, os segundos são tomadores de preços.

Tabela 12 – Resultados do teste de hipótese χ^2 com a imposição da restrição de que o coeficiente de ajustamento de curto prazo $\alpha_{21} = 0$ para a variável *LATAC*.

Eigenvalue Restrito	*Eigenvalue*	χ^2	Graus de liberdade	Prob > χ^2
0.0145	0.0276	1.88	1	0.1700

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

A estimação do modelo com a imposição da restrição de que $\alpha_{21} = 0$ na equação do preço do arroz no atacado afeta os valores dos elementos de longo prazo (β) na equação do preço do arroz em nível de produtor. Sendo assim, torna-se relevante verificar não somente suas magnitudes, como também, seus respectivos sinais. Os resultados mostram que a elasticidade de transmissão de preços é elástica, pois variações de preços do arroz no atacado são transmitidas mais que proporcionalmente para os preços do arroz em nível de produtor no longo prazo, porém, essa relação é inversa em função do sinal negativo, ou seja, 10,0% de variações de preços no atacado reduzem os preços ao produtor em 15,0% (Tabela 13). Portanto, a tendência de longo prazo é que o atacado tenda a deprimir o preço recebido pelo produtor, configurando dessa forma, o poder de compra do primeiro segmento sobre o segundo na cidade de São Paulo.

Tabela 13– Estimativas dos coeficientes de longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) sujeitas à restrição de que $\alpha_{21} = 0$, variáveis *LPRO* e *LATAC*, Janeiro de 1995 a Dezembro de 2006.

Variáveis	Estimativas do parâmetros de longo prazo (β) com respeito à hipótese sobre α

LPRO	1.00000*
LATAC	-1.51011

* Variável normalizada (dependente).

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

Em relação ao modelo contendo as variáveis preço do arroz em nível de atacado e varejo, o teste de hipótese χ^2 mostrou que a hipótese nula de que a imposição da restrição de que $\alpha_{21} = 0$ sobre a variável *LVAR* não pode ser rejeitada, uma vez que, há 32,19% de probabilidade de rejeita a hipótese nula e ela ser verdadeira (Tabela 14). Portanto, o preço do arroz no varejo é fracamente exógeno em relação ao preço desse produto no atacado. Sendo assim, o preço do arroz no varejo influencia o preço desse produto no atacado, porém, o contrário não acontece, configurando, dessa forma, o poder de compra do varejo sobre o atacado.

Tabela 14 – Resultados do teste de hipótese χ^2 com a imposição da restrição de que o coeficiente de ajustamento de curto prazo $\alpha_{21} = 0$ para a variável *LVAR*.

Eigenvalue Restrito	*Eigenvalue*	χ^2	Graus de liberdade	Prob > χ^2
0.0938	0.1001	0.98	1	0.3219

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

A análise dos coeficientes de longo prazo revela que variações de preço do arroz no âmbito do varejo são transmitidas mais que proporcionalmente para os preços desse produto em nível de atacado, configurando uma situação em que prevalece a elasticidade de transmissão de preços maior que a unidade, isto é, elástica no longo prazo. Mais precisamente, 10,0% de variações de preços do arroz no varejo induzem variações de 10,23% no preço do arroz no atacado (Tabela 15). No entanto, essa relação é inversa, ou seja, em função do sinal negativo, isso quer dizer que variações de preços do arroz no varejo provocam reduções nos preços do arroz em nível de atacado no longo prazo, configurando o poder de comprar do varejo sobre o atacado. Portanto, no longo prazo, há tendência do varejo deprimir os preços do arroz no atacado na cidade de São Paulo.

Tabela 15– Estimativas dos coeficientes de longo prazo do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) sujeitas à restrição de que $\alpha_{21} = 0$, variáveis *LATAC* e *LVAR*, Janeiro de 1995 a Dezembro de 2006.

Variáveis	Estimativas do parâmetros de longo prazo (β) com respeito à hipótese sobre α
LATAC	1.00000*
LVAR	-1.02330

* Variável normalizada (dependente).

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados básicos do Instituto de Economia Agrícola (IEA).

CONCLUSÕES

A abordagem do chamado poder de compra no interior da literatura microeconômica sempre ficou relegada em segundo plano, pois era considerada, simplesmente, como espelho do poder de mercado. Historicamente, o poder de compra esteve associado basicamente aos mercados agrícola e de trabalho. No entanto, dadas as transformações proporcionadas pelo processo de globalização das economias, observa-se que a questão do poder de compra mudou de esfera a partir do que se convencionou chamar de varejo moderno. Observa-se nas economias dos países desenvolvidos que o segmento varejista passou a obter expressivo poder de barganha frente às indústrias.

Especificamente, no caso do Brasil, a primeira menção sobre o poder de compra encontra-se em Rangel (1986), o qual infere que o problema de insuficiência da quantidade ofertada de alimentos pelo setor agrícola no Brasil no final dos anos 50s e início dos 60s, devia-se ao segmento de comercialização, cuja estrutura oligopsônica exercia seu poder de compra frente aos produtores rurais, deprimindo os preços pagos a esses últimos e, conseqüentemente, desestimulando a produção agrícola.

A abertura econômica conjuntamente com a estabilização dos preços nos anos 90s foram fatores determinantes para a entrada do capital estrangeiro no setor varejista resultando num intenso processo de concentração nesse segmento no Brasil.

Utilizando métodos de séries temporais, com ênfase nos testes de exogeneidade e de co-integração, esse trabalho mostrou que, no longo prazo, o setor atacadista consegue deprimir o preço recebido pelo produtor, conforme já era esperado, dadas as características estruturais de cada setor. No caso entre varejo e atacado, o primeiro segmento também deprime o preço recebido pelo atacadista, porém, em menor proporção relativamente ao caso anterior. Pode-se dizer, que no caso do relacionamento entre varejo e atacado, praticamente há equilíbrio entre esses dois segmentos, com pequena vantagem para o varejo sobre o atacado. Possivelmente, esse resultado se deva ao fato de que o processo de concentração no varejo no Brasil ainda é um fenômeno recente. Portanto, dada a dinâmica econômica, observa-se tendência do segmento varejista moderno no Brasil em elevar seu respectivo poder de compra frente aos seus fornecedores. Sendo assim, as autoridades de defesa da concorrência (Conselho Administrativo de Defesa Econômica (CADE), Secretaria de Direito Econômico (SDE) e Secretaria de Acompanhamento Econômico (SEAE)), devem ficar atentas a esse processo de concentração, pois isso pode ter reflexos relevantes não somente sobre o bem-estar dos consumidores, como também sobre o bem-estar total.

LITERATURA CITADA

AKAIKE, H. A new Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transaction on Automatic Control*, AC-19, 716-723. (1974).

BANERJEE, Anindya *et al*. *Co-integration, error-correction, and the econometric analysis of non-stationary data*. New York: Oxford University Press, 1993. 329p. (Advanced Texts in Econometrics).

BARROS, Geraldo S.A.C; BURNQUIST, Heloisa L. Causalidade e transmissão de preços agrícolas entre níveis de atacado e varejo. In: Encontro Latino Americano da Econometric Society, 7, São Paulo, 1987. *Anais*... São Paulo, 1987, p 175-190.

BROOKS, Chris. *Introductory econometrics for finance*. United Kingdom: Cambridge University Press, 2002. 701p.

CASTRO, Antonio Barros de. *7 Ensaios sobre a economia brasileira*. Rio de Janeiro: Forense. Volume 1. 1969. 191p.

CHAREMZA, Wojciech W.; DEADMAN, Derek F. *New directions in econometric practice*: general to specific modelling, cointegration and vector autoregression. Great Britain: Edward Elgar, 1999, second edition. 344p.

CAVALCANTE, Léia B. *Poder de compra no varejo supermercadista*: uma abordagem antitruste. Brasília, fev. 2004. Disponível em: <http:www.seae.fazenda.gov.br/central_documentos/textos_artigos/2004/?searchterm= Leia%20cavalcante>.Acesso em 04 de junho de 2007.

COSTA, Silvia M.A.L. Relações de longo prazo entre preços nos mercados internacionais de arroz e milho. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 37., Foz do Iguaçu, 1999. Anais. Brasília: SOBER, 1999.

DOBSON, Paul; WATERSON, Michael; CHU, Alex. *The welfare consequences of the exercise of buyer power*, Prepared for the Office of Fair Trading, Research Paper 16, London, September, 1998.

ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. United States of America: John Wiley & Sons, second edition, 2004. 460p.

FRANSES, Philip Hans. *Time series models for business and economic forecasting*. United Kingdom: Cambridge University Press, 1998. 280p.

FURTADO, Celso. A estrutura agrária no subdesenvolvimento brasileiro. *In*: Análise do modelo brasileiro. São Paulo: Civilização Brasileira, 1972. 122p.

GALBRAITH, John Kenneth. *American Capitalism*: the concept of Countervailing Power. New Brunswick, USA: Transaction Publishers, 2006. 208p.

GRANGER, C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, *37*, p.424-438. 1969. *In*: *Essays in Econometrics*. Collected Papers of Clive W. J. Granger. Volume II: Causality, Integration and Cointegration, and Long Memory. Edited by: Eric Ghysels, Norman R. Swanson, and Mark W. Watson. United States: Cambridge University Press. 2001.

GUIMARÃES, Alberto Passos. *Quatro séculos de latifúndio*. Rio de Janeiro: Paz e Terra. 1981. 255p.

HANSEN, Peter; JOHANSEN, Soren. *Workbook on Cointegration*: advanced texts in econometrics. Great Britain: Oxford University Press. 1998. 160p.

HARRIS, Richard I.D.; SOLLIS, Robert. *Applied time series modeling and forecasting*. England: John Wiley & Sons, 2003. 302p.

HARRIS, Richard I.D. *Cointegration analysis in econometric modelling*. London: Prentice Hall, 1995. 176p.

JOHANSEN, Soren. *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*. New York: Oxford University Press, 1995. 267p. (Advanced Texts in Econometrics).

JÚNIOR, Caio Prado. *A revolução brasileira*. São Paulo: Brasiliense. 1966. 332p.

JUSELIUS, Katarina. *The Cointegrated VAR Model*: methodology and applications. Great Britain: Oxford University Press. 2006. 457p.

MARGARIDO, Mario A.; MARTINS, Vagner A.; BUENO, Carlos R.F. Análise da Evolução dos Índices de Preços Pós-Plano Real: digressões sobre a propalada "âncora verde". *Informações Econômicas*, v.*36*, n.8, p.39-55, ago. 2006.

MOTTA, Massimo. *Competition Policy*: theory and practice. United States of America: Cambridge University Press. 2004. p.616.

PASTORE, Affonso C. A oferta de produtos agrícolas no Brasil. *In*: PASTORE, José. *Agricultura e desenvolvimento*. S.n.t., 1973. p.113-49.

PASTORE, Affonso C.; ALVES, E.; RIZZIERI, J. *A inovação induzida e os limites à modernização na agricultura brasileira*. Brasília: EMBRAPA, 1974. (Teoria e Metodologia, v.2).

PATTERSON, Kerry. An introduction to applied econometrics: a time series approach. United States of America: St. Martin´s Press, 2000. 795p.

PINDYCK, Robert S. e RUBINFELD, Daniel L. *Microeconomics*. New Jersey: Prentice-Hall. Fifth Edition. 2001. 700p.

RANGEL, Ignácio. A inflação brasileira. 5 ed. São Paulo: Bienal, 1986. 150p.

SANTOS, Robério F. dos. Presença de vieses e mudança técnica na agricultura brasileira. São Paulo: IPE/USP. 1986. (Ensaios Econômicos, 63).

SPULBER, Daniel F. *Market Microstructure*: intermediaries and the theory of the firm. United States of America: Cambridge University Press. 1999. 374p.