

ANÁLISE DA TRANSMISSÃO DE PREÇO PARA O LEITE PARANAENSE UTILIZANDO MODELOS DE SÉRIES TEMPORAIS

Diego Figueiredo Dias*
Camila Kraide Kretzmann**
Alexandre Florindo Alves***
José Luiz Parré****

RESUMO: Este artigo analisa a elasticidade da transmissão de preços de leite ao produtor do Estado do Paraná. O objetivo foi analisar quais dos principais estados produtores de leite (MG, GO, SP, RS) afetam o preço paranaense. Foram utilizados vários métodos relacionados com séries de tempo: teste de raiz unitária (DFuller e PPerron), de causalidade de Granger, de co-integração de Johansen, Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). O modelo teórico utilizado tem como base a Lei do Preço Único. O período analisado corresponde a janeiro de 1995 a julho de 2006. Os resultados obtidos mostram que, dentre os estados analisados, as variações nos preços recebidos pelos produtores do Estado de Goiás são transmitidas aos preços recebidos pelos produtores do Paraná.

PALAVRAS-CHAVES: Leite; Séries de Tempo; Lei do Preço Único.

ANALYZE OF TRANSMISSION OF PRICE TO PARANÁ STATE'MILK USING TIME SERIES MODEL

ABSTRACT: This paper analyzes the easily transmission of milk prices to the producer from Paraná State. The goal was to analyze which of the main Estates' producers of

*Mestrando em Teoria Econômica na Universidade Estadual de Maringá - UEM. E-mail: diegofigueiredo@yahoo.com.br.

** Mestranda em Teoria Econômica na Universidade Estadual de Maringá - UEM. E-mail: camilakre@yahoo.com.br.

*** Docente Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas e do Departamento de Economia na Universidade Estadual de Maringá - UEM. E-mail: afalves@uem.br.

**** Docente Adjunto do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas e do Departamento de Economia na Universidade Estadual de Maringá - UEM. E-mail: jlparre@uem.br.

milk (MG, GO, SP, RS) affect the Paraná State's price. Have been used many methods related with time series: unit root test (DFuller and Pperron), of Granger cause-effect, of Johansen co-integration, Vector Error Correction (VEC). The theoretic model used has as its base the Unit Price Law. The period analyzed is from January 1995 to July 2006. The gotten results showed that, among the analyzed Estates, the up and low in the prices received by the Goiás Estate's producers are transmitted to the prices received by Paraná Estate's producers.

KEYWORDS: Milk; Time series; Unit Price Law.

INTRODUÇÃO

Após a abertura comercial do início dos anos 90, o mercado do leite no Brasil sofreu profundas alterações. Segundo Barros (2001), as principais mudanças estão relacionadas à desregulamentação do setor, ao fim do controle de preços exercidos durante 40 anos pelo governo e a uma mudança estrutural na coleta e transporte do produto.

Desse modo, o mesmo autor coloca ter havido uma redução significativa na produção de leite proveniente de gado com dupla aptidão, que, já em 2001, não chegava a representar 7,5%. A utilização de gado de corte para a produção de leite ocorre principalmente por causa da não-especialização do produtor numa só atividade, muitas vezes configurando ineficiência.

O Brasil aumentou sua produção de leite em 18,75% entre os anos 2000 e 2005, chegando a um patamar de 23,5 bilhões de litros; porém o consumo nacional *per capita* continuou em torno de 131 litros/ano, situando-se abaixo da recomendação da Organização Mundial de Saúde(OMS), que é de 175 litros/ano (BARROS, 2001).

Tabela 1. Produção de leite nos principais estados produtores de 2000 a 2005 (Mil litros)

Brasil e Unidades da Federação	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Brasil	19.767.206	20.509.953	21.642.780	22.253.863	23.474.694	24.571.537
Minas Gerais	5.865.486	5.981.223	6.177.356	6.319.895	6.628.917	6.908.683
São Paulo	1.861.425	1.783.017	1.745.896	1.785.209	1.739.397	1.774.179
Paraná	1.799.240	1.889.627	1.985.343	2.141.455	2.394.537	2.518.929
Rio Grande do Sul	2.102.018	2.222.054	2.329.607	2.305.758	2.364.936	2.467.630
Goiás	2.193.799	2.321.740	2.483.366	2.523.048	2.538.368	2.876.479

Fonte: IBGE (2006)

O Paraná passou da posição de quinto maior produtor do Brasil em 2000 para a de terceiro em 2005, com um incremento de 33,08% na produção, chegando bem próximo ao total produzido por Goiás. Minas Gerais ainda é o maior produtor de leite do Brasil.

Com relação aos preços do leite nesses estados, segundo estudo feito por Barros (2001), São Paulo apresenta os preços ao produtor mais elevados do que Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul e Goiás. A relação entre os preços nas bacias leiteiras analisadas¹ no trabalho citado apresenta uma tendência de estabilidade, que indica que os preços ali variam com razoável grau de coordenação.

A produção leiteira nacional é bastante concentrada na região Centro-Sul, na qual os cinco maiores estados produtores (Minas Gerais, Goiás, Paraná, Rio Grande do Sul e São Paulo) são responsáveis por 66,7% da produção total do país. Em um estudo apresentado pela MILKPOINT (2006) verificou-se que, dos 100 maiores produtores do Brasil, 56 se encontravam na Região Sudeste, com destaque para Minas Gerais, que possui 39 propriedades; e, 34 na Região Sul, com destaque para o Paraná, com 27 propriedades. Também é nestes estados que estão as principais indústrias de transformação da matéria-prima leite.

O setor de leite e derivados é de grande relevância para o agronegócio brasileiro. A balança comercial de leite e derivados fechou 2005 com superávit de US\$ 8,90 milhões (aumento de 7,3% em relação a 2004). As exportações alcançaram o valor de US\$ 130,1 milhões e as importações, US\$ 121,2 milhões. Os três primeiros meses de 2006 mostram que a balança comercial do setor cresceu 32% em relação ao mesmo período do ano anterior², chegando ao final do mesmo ano com o registro de superávit equivalente a US\$ 46,07 bilhões. Ao comparar os 12 meses de 2006 com o mesmo período de 2005, observa-se um crescimento do superávit em 3,1%, apesar de que as exportações cresceram menos do que as importações, refletindo a valorização do real na época (GONÇALVES, 2006).

O mercado sofreu alterações significativas nos últimos anos. De acordo com Sbrissia (2005), a partir de meados dos anos 90 houve uma popularização do leite tipo “longa vida”, por sua praticidade no consumo e economia, ambas ligadas ao tempo de vida útil em prateleira e à redução nos custos de armazenagem com refrigeração. O custo de transporte se reduziu, sendo possível encontrar leites de diversas regiões em um mesmo supermercado, reduzindo o caráter regional da produção/distribuição do leite.

Esta configuração, como observa Sbrissia (2005), fragilizou o poder de negociação dos produtores e pequenos laticínios perante as grandes redes de

¹ Segundo Barros (2001), as principais bacias produtoras do país estão nos seguintes locais: Sul/Sudoeste de Goiás; Sul de Minas Gerais; Vale do Paraíba (SP); São José do Rio Preto (SP); Castro (PR) e Rio Grande do Sul.

² Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/out/comex/bal-com.php>.

supermercados, as quais, por terem possibilidade de estocagem ou de aquisição do produto de maiores distâncias, passaram a ser os agentes dominantes nos processos decisivos de mercado.

Há alguns anos surgiu no Paraná o CONSELEITE³, que reúne representantes dos produtores rurais de leite do Estado e das indústrias de laticínios responsáveis pelo processamento no Estado do Paraná. O principal objetivo do Conselho é a busca de soluções conjuntas, pelos produtores rurais e indústrias, para problemas comuns do setor lácteo paranaense. O que motivou a criação de tal conselho foi a necessidade de se estabelecerem, através de entendimento entre produtores rurais e indústrias, formas alternativas para a remuneração da matéria-prima (leite) ao produtor paranaense que pudessem reduzir os conflitos estabelecidos entre estes e as indústrias após a desregulamentação do setor no país iniciada na década de 1990. Tais alternativas devem também favorecer o desenvolvimento sustentável, conforme Manual do Conseeleite (FAEP, 2003), tanto da produção de leite como da produção de seus derivados no Estado do Paraná, bem como contribuir para a melhoria da qualidade do leite e derivados produzidos no Estado.

Foi neste contexto que surgiu uma proposta de “preço de referência” para o leite a partir dos preços médios de comercialização dos derivados pelas indústrias. Isso implica que os preços da matéria-prima (leite) variam no mesmo sentido dos preços dos derivados praticados pelas indústrias participantes do Conselho. O Conselho ressalta que o preço é facultado aos produtores, isto é, pode haver regiões com ágios ou deságios, dependendo de alguns custos especiais acima ou abaixo da média e/ou qualidade do produto.

2 OBJETIVOS

Este trabalho visa analisar, através de séries de tempo, os preços recebidos pelos produtores dos cinco principais estados, a relação entre os preços inter-estados e a relação causal entre estes preços. Desse modo, o enfoque do estudo está em analisar se existe algum estado que afeta a formação do preço do leite no estado do Paraná, gerando então, possíveis distorções em relação à proposta apresentada pelo Conseeleite Paraná.

Dada a estrutura do mercado de leite na Região Centro-Sul do Brasil, a tendência é que variações nos preços desse produto nos cinco estados analisados mantenham relações entre si. Especificamente, objetiva-se verificar se existe relacionamento de longo prazo entre essas cinco séries de preços, através de testes de causalidade no sentido de Granger e co-integração de Johansen. Neste sentido podem-se determinar as relações causais inter-estados e verificar a intensidade em que os

³ Ver Manual do CONSELEITE, disponível em: www.fiep.com.br/conseleite/Manual%20Conseleite.pdf

preços são transmitidos de um estado para outro. Mais especificamente é possível observar se os preços recebidos pelos produtores de leite do Paraná sofrem influência de outros estados, através da utilização do *software* Stata 9.0.

3 MODELO TEÓRICO

O modelo teórico utilizado neste trabalho foi desenvolvido por Mundlack e Larson (1992 apud MARGARIDO et. al., 2006). Esse modelo mostra como variações nos preços externos refletem-se em variações nos preços internos⁴. Com base na Lei do Preço Único,⁵ pode-se escrever o preço interno do produto analisado como função do preço externo. O modelo tradicional insere um termo “e” representando a taxa de câmbio entre dois países, porém serão analisados aqui os preços entre estados, não havendo, portanto, a necessidade da utilização do referido termo. O modelo é apresentado da seguinte forma:

$$p_{it} = p_{it}^* + u_{it} \quad (1)$$

em que P_{it} = preço interno do produto i no período t ; P_{it}^* = preço externo do produto i no período t . Para captar possíveis desvios decorrentes de variáveis não introduzidas no modelo, adiciona-se um termo de erro (u) na equação. Este modelo simples parte do pressuposto de que o preço do produto em determinado estado está em função do preço do mesmo produto em outro estado e do termo de erro. Estimando-se a regressão, obtém-se o seguinte modelo:

$$p_{it} = \alpha + \beta p_{it}^* + u_{it} \quad (2)$$

Sendo α uma constante; β , a elasticidade do preço interno em relação ao preço externo, ou seja, a sua elasticidade de transmissão de preço. O seu valor ser igual a 1 significa que variações no preço externo são plenamente transmitidas ao preço doméstico; por outro lado, quando o valor de β é igual a zero, isso implica que variações do preço externo não conduzem a nenhum tipo de resposta do preço interno - nesse caso, portanto, considera-se que o mercado analisado seja fechado. O caso mais comum é que o valor de β se encontre entre 0 e 1, mostrando que as inter-relações comerciais dos estados afetam de alguma forma os preços dos produtos comercializados por eles.

⁴ Como serão analisados preços dos estados, a variável dependente analisada representa o preço interno e as explicativas, o preço externo.

⁵ A Lei do Preço Único sugere que variações de preços no mercado externo de determinado produto são transmitidas para o mesmo produto, porém, no mercado doméstico.

4 MATERIAL E MÉTODOS

4.1 MATERIAL

As séries de preços analisadas neste trabalho foram obtidas junto à Embrapa e referem-se aos preços recebidos pelo produtor de leite tipo “C”. À primeira análise, poder-se-ia achar inadequado utilizar este tipo, pois nos últimos anos o Leite Longa Vida ocupou quase todo o mercado consumidor, sendo responsável atualmente por cerca de 74% do consumo das famílias (LEITE BRASIL, 2006). Uma justificativa plausível está no fato do leite longa vida ser constituído normalmente pelo tipo “C”, adquirindo suas características de longa duração após passar basicamente por dois processos: i. Submetido ao processo de UHT⁶; e, ii. Embalado no sistema multicamadas⁷.

De acordo com Nogueira (2004), os preços dos diversos tipos de leite pagos ao produtor estão convergindo, e, de 1995 a 2004, a diferença entre os preços do leite tipo “C” e tipo “B” reduziram de 30% para 8%. As diferenças que vêm ocorrendo estão mais relacionadas às bonificações por volume de entrega do que à tipificação do leite.

Segundo Barros e Burnquist (1987 apud MARGARIDO et. al., 2006), a elasticidade de transmissão de preços refere-se à variação relativa do preço de um produto em um determinado mercado à variação do preço do mesmo produto em outro mercado, mantidos em equilíbrio esses dois níveis de mercado após o choque inicial em um deles. Portanto, para esse fim, as séries foram transformadas em bases logarítmicas, transformando-se em lpr, lgo, lmg, lsp e lrs, sendo que cada logaritmo representa os preços ao produtor do leite “C” para os estados do Paraná, Goiás, Minas Gerais, São Paulo e Rio Grande do Sul, respectivamente.

4.2 MÉTODOS

Muitas variáveis econômicas que exibem tendências, como PIB, consumo, ou nível de preços, não são estacionárias. Mas, em muitos casos, a estacionariedade pode ser encontrada pela diferença simples ou alguma outra informação (GREENE, 2003).

Se,

$$y_t = u + y_{t-1} + E_t \quad (3)$$

⁶ Ultra High Temperature - O processo de ultrapasteurização é o aquecimento do leite à temperatura de aproximadamente 150°C por um tempo muito curto, de aproximadamente quatro segundos, seguido por um rápido resfriamento (DEPARTAMENTO..., 2006).

⁷ A caixa do Longa Vida possui 6 camadas. Duas camadas de plástico, que protegem o leite e evitam o seu contato com as demais camadas da embalagem. Em seguida, vem uma camada de alumínio, que evita a passagem de oxigênio, luz e a contaminação proveniente do meio externo. A quarta camada também é de plástico, seguida pela quinta camada, constituída pelo papel, que dá resistência à embalagem e permite a impressão de todas as informações sobre o produto. Finalmente, a última camada é

Pela substituição direta,

$$y_t = \sum_{t=1}^{\infty} (u + E_{t-1}) \quad (4)$$

Isto é, y_t é uma soma simples do que eventualmente será um número infinito de variáveis randômicas, possivelmente com média diferente de zero. O processo será estacionário até mesmo quando u for igual a zero. Por outro lado,

$$z_t = y_t - y_{t-1} = u + E_t \quad (5)$$

é uma inovação a mais da média de z_t , que já assumida, é estacionária. A série y_t é dita ser integrada de ordem 1, isto é, $I(1)$, justamente pelo fato de que a primeira diferença gera um processo estacionário.

Neste trabalho, primeiramente foi analisado se as séries eram estacionárias através dos testes Dickey-Fuller (DF)⁸ e Phillips-Perron (PP)⁹. Após detectar a não estacionaridade das séries, as mesmas foram testadas aplicando a primeira diferença. As séries foram estacionarizadas caracterizando-se como integradas de ordem 1. De acordo com Margarido (1994), a utilidade da aplicação dos operadores de diferença reside no fato de que eles são capazes de deixar as séries estacionárias, o que significa que esses operadores não somente estabilizam a variância, como também removem a tendência existente por trás das séries originais.

Para que fosse confirmada a relação entre as variáveis, foi utilizado o teste de causalidade de Granger, que difere do sentido tradicional de causalidade, onde uma variável qualquer causa outra variável no sentido restrito. A causalidade no sentido de Granger, representado por $X \Leftrightarrow Y$, quer dizer que valores defasados de uma variável, por exemplo, x_t , têm poder explicativo em uma regressão de uma variável y_t para valores defasados de y_t e x_t . Ou seja, os valores passados de x ajudam a prever os valores futuros de y de maneira mais precisa que se utilizassem apenas os valores passados de y .

Na seqüência, a fim de identificar se existe um relacionamento de longo prazo entre os preços analisados, utilizou-se o teste de co-integração elaborado por Johansen

constituída pelo plástico, que protege as demais camadas e completa a barreira que protege o leite do meio ambiente (DEPARTAMENTO..., 2006)

⁸ A versão mais simples do modelo para ser analisada é o caminho randômico, $y_t - y_{t-1} = E_t$, $E_t \sim N[0, \sigma^2]$, $Cov[E_t, E_s] = 0$, $t \neq s$, sob a hipótese nula que $\beta = 0$. Há dois métodos para realizar o teste. 1) $DF = \frac{1}{Est.Sid.Error(\cdot)}$, em geral, o valor crítico é consideravelmente maior em valor a partir da distribuição t . 2) $DF = T(\cdot - 1)$, este método é baseado na estatística t (Greene, 2003).

⁹ Há muitas alternativas para o teste Dickey-Fuller que vêm sendo sugeridas para melhorar as propriedades de amostras finitas ou para acomodar as estruturas gerais dos modelos. E então, neste momento, que a estatística Phillips-Peron pode ser inserida. Greene (2003) coloca que "The DF procedures have stood the test of time as robust over a wide range of applications. The PP tests are very general, but appear to have less than optimal small sample properties".

e Juselius (1990 apud MARGARIDO, 2006). Também foi utilizado o Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) para a realização da análise econômica do relacionamento entre os preços do leite dos cinco estados de curto e de longo prazo.

5 ANÁLISE DE RESULTADOS

O primeiro passo foi analisar se a série de preços dos cinco estados era estacionária¹⁰. Os resultados seguem na Tabela 2, abaixo.

A partir do teste Dickey-Fuller, pode detectar-se raiz unitária, já que o valor estatístico fora menor do que o valor crítico em todos os estados analisados, como se vê na Tabela 2. Porém, para confirmar a existência de raiz unitária, foi realizado o teste Phillips-Perron, que mais uma vez veio confirmar os resultados já encontrados em todas as variáveis, mostrando a não estacionariedade das séries. Então, a série foi defasada em (t-1) a fim de torná-la estacionária e, a partir daí, foram feitos os testes novamente e os resultados obtidos foram significativos. Desse modo, a série torna-se estacionária e sem raiz unitária.

Tabela 2. Resultados dos testes de Raiz Unitária (Dickey-Fuller e Phillips- Perron) para as variáveis lpr, lsp, lmg, lrs, lgo de janeiro de 1995 a julho de 2006

Variável	Teste DF		Teste PP		Ordem de Integração
	Estatística t	Prob.	Estatística t	Prob.	
Lpr	-0,607	0,8694	-1,044	0,7371	I(0)
Dlpr	-8,578	0,0000	-8,638	0,0000	I(1)
Lsp	-0,338	0,9199	-0,828	0,8109	I(0)
Dlsp	-6,909	0,0000	-6,967	0,0000	I(1)
Lmg	-1,064	0,7293	-1,407	0,5789	I(0)
Dlmg	-8,377	0,0000	-8,412	0,0000	I(1)
Lrs	-0,432	0,9046	-0,743	0,8353	I(0)
Dlrs	-8,090	0,0000	-8,172	0,0000	I(1)
Lgo	-0,662	0,8564	-1,117	0,7083	I(0)
Dlgo	-6,322	0,0000	-6,249	0,0000	I(1)

Para testar a co-integração – VEC – é preciso especificar quantos *lags* (defasagens) incluir. Desse modo, o cálculo de *lags* é realizado, lembrando que as séries aqui trabalhadas são logaritmizadas.

¹⁰ De acordo com Gujarati (2000, p.719) “diz-se que um processo é estocástico ou estacionário se suas médias e variâncias forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada”.

Tabela 3. Teste para verificação da quantidade ótima de lags para as variáveis lpr, lsp, lmg, lrs, lgo de janeiro de 1995 a julho de 2006

Lag	LL	LR	DF	P	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	618,203				7,8e-11	-908,449	-9,040	-8,976
1	1134,77	1033,1	25	0,000	5,4e-14	-16,367	-16,104	-15,721
2	1197,38	125,22	25	0,000	3,1e-14*	-16,924*	-16,443*	-15,740*
3	1211,08	27,405	25	0,336	3,7e-16	-16,756	-16,057	-15,035
4	1233,12	44,074*	25	0,011	3,8e-17	-16,712	-15,794	-14,453
Variáveis Endógenas: lpr, lsp, lgo, lmg e lrs								
Variável Exógena: cons_								

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Stata.

Como indicado pela Tabela 3, acima, a utilização de 2 lags é “a melhor” em função de ter sido significativa nos testes FPE, AIC, HQIC e SBIC¹, todas indicadas pelo asterisco. Neste sentido, o próximo passo consiste na realização do teste de co-integração, baseado no método de Johansen, para definir o número de equações co-integradas.

Tabela 4. Teste de Johansen para cointegração para as variáveis lpr, lsp, lmg, lrs e lgo de janeiro de 1995 a julho de 2006

Rank	Parms	LL	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value
0	30	11,64		98,50	68,52
1	39	1183,49	0,25	59,89	47,21
2	46	1197,65	0,19	31,57	29,68
3	51	1206,99	0,13	12,90*	15,41
4	54	1212,86	0,08	1,15	3,76
5	55	1213,43	0,01		

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Stata.

O que a Tabela 4 indica é que as estatísticas do teste são baseadas em um modelo com dois lags e três tendências constantes. O corpo da tabela apresenta estatísticas do teste e seus valores críticos para a hipótese nula de nenhuma co-integração (linha 1) e de uma ou pouca equação co-integrada (linha 2)¹². No resultado acima, é fortemente rejeitada a hipótese nula de não co-integração. Portanto, se aceita a hipótese de que há três equações, ou menos, co-integradas no modelo multivariado, já que quando $r=3$ a estatística calculada (12,8976) não

¹¹ FPE = Forecast Predictor Error, AIC = Akaike Information Criterion, HQIC = Hanna-Quin Criterion, SBIC = Scharwz Criterion.

¹² Stata Time Series.

excede o valor crítico (15,41). O asterisco no número indica que este é o valor de r selecionado pelo método de Johansen.

Tendo determinado que haja três equações co-integradas entre as séries de preços recebidos pelo produtor do PR, SP, GO, MG e RS, estimar-se-á os coeficientes da regressão através do modelo vetorial de correção do erro - VEC¹².

Tabela 5. Estimativa dos coeficientes das variáveis lpr, lsp, lmg,lrs, lgo, de janeiro de 1995 a julho de 2006.

Variáveis	Coeficientes	Z	P > Z
<i>D2_lpr</i>			
lpr	-0,54305	-5,91	0,000
lsp	-0,10590	-0,79	0,430
lgo	0,41744	3,46	0,001
lmg	0,09971	1,44	0,151
lrs	0,11464	1,08	0,28

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Stata.

Através dos resultados apresentados na Tabela 5, percebe-se que para a variável dependente “lpr”, as variáveis que explicam são “lgo” e o próprio “lpr”. À primeira análise, pode-se afirmar que dentre os estados analisados, apenas Goiás foi significativo no que diz respeito a explicar as variações nos preços paranaenses, além é claro, do próprio preço do estado.

Neste sentido, através do teste de causalidade de Granger, procurou-se observar qual é a relação causal entre as variáveis analisadas.

Tabela 6. Teste de causalidade de Granger das variáveis lsp, lgo, lmg e lrs para a variável lpr de janeiro de 1995 a julho de 2006

Causalidade de Granger	F	Prob > F
SP causa Granger PR	3,3939	0,2698
GO causa Granger PR	9,6882	0,0001
MG causa Granger PR	1,0599	0,3496
RS causa Granger PR	1,3240	0,0367

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados do Stata.

Através do teste de Granger, pode-se observar que, ao nível de significância de 1%, apenas os preços do estado de Goiás causam no sentido de Granger os

¹³ De acordo com Johnston e Dinardo (2001), quando as variáveis VAR são integradas de primeira ordem ou superior, o processo de estimação sem restrições está sujeito ao riscos de regressões envolvendo variáveis não estacionárias. Contudo, a presença de variáveis não estacionárias envolve a possibilidade de relações cointegrantes. Portanto, através do teste de Johansen, determina-se a necessidade ou não da utilização de um modelo Vetorial de Correção de Erro - VEC.

preços no estado do Paraná. Isto significa que os valores passados dos preços recebidos pelos produtores goianos junto com os valores passados dos preços recebidos pelos produtores paranaenses, ajudam a explicar melhor os preços presentes do leite no Paraná. Outras relações de causalidade entre preços aos produtores podem ser observadas ao nível de significância de 1%.

O significativo crescimento da produção de leite na região de cerrado, especialmente em Goiás, é decorrente do menor custo de produção nessas regiões,

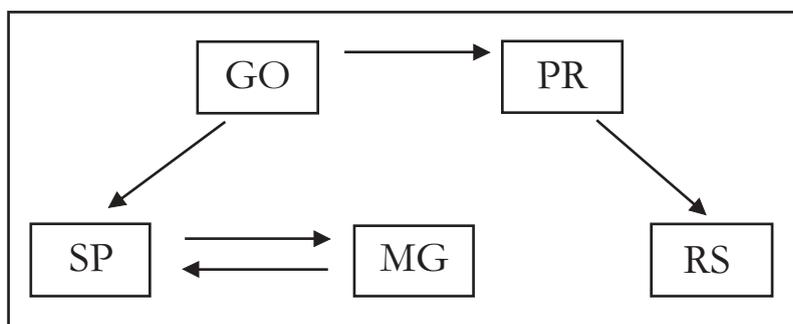


Figura 1. Relação de causalidade entre os preços ao produtor.

em razão do menor preço de alguns insumos e da prioridade ao pasto como alimento volumoso do rebanho, durante o verão. Além de menor custo, os sistemas de produção nestas regiões podem suportar um menor preço do leite para sua sobrevivência; sendo, portanto, menos vulneráveis às crises do mercado de lácteos, em razão da maior flexibilidade para serem conduzidos nessas regiões, com forte predominância para o gado mestiço Europeu-Zebu (EMBRAPA, 2006).

As indústrias e laticínios do Paraná estariam, de acordo com os resultados, levando em conta os menores custos dos produtores goianos, o que estaria influenciando os produtores paranaenses na formação de seus preços. De acordo com o estudo da elasticidade, a transmissão do preço Goiás \Rightarrow Paraná está situado em torno de 0,41, ou seja, a cada unidade monetária acrescida no preço de Goiás, espera-se que o efeito transmitido aos preços paranaenses situem-se em torno deste referido valor.

Pode-se observar na Figura 2, que existe certa coordenação na evolução dos preços logaritimizdos destes dois estados. O mesmo não se observa quando se compara lpr com as demais variáveis (ANEXO 1), que antes de 2001 apresentaram comportamentos bem distintos.

Segundo Sbrissia (2005), o mercado de leite nos últimos anos vem passando por uma reestruturação devido aos avanços na produção e transporte. Este fato caracteriza uma desregionalização do mercado leiteiro, uma vez que os laticínios e indústrias de transformação buscam matérias-primas de acordo com menores

custos. Isto pode ser verificado através da Figura 2 e do Anexo 1, nos quais os preços tendem a manter melhor coordenação após o início dos anos 2000.

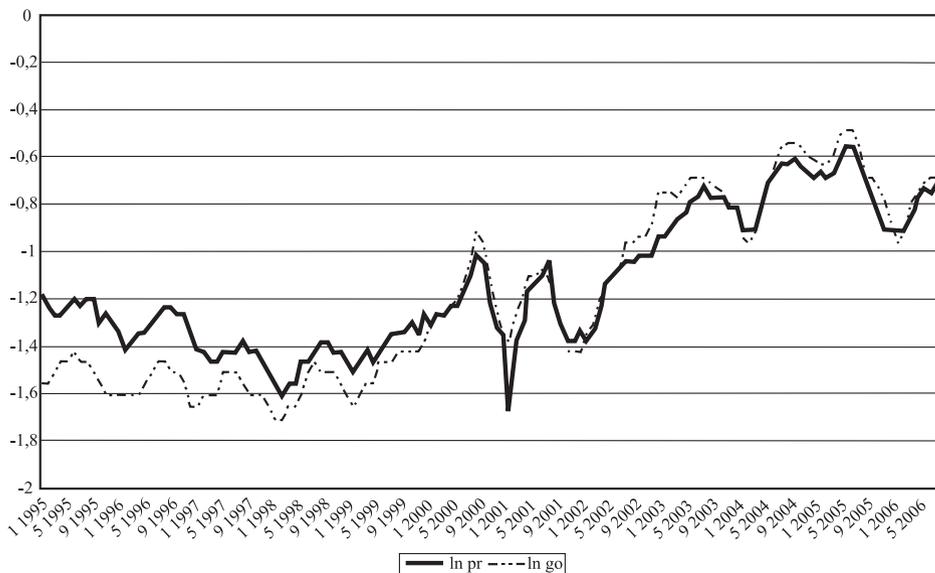


Figura 2 - Evolução dos preços recebidos pelos produtores do Paraná e Goiás logaritimizados de janeiro de 1995 a julho de 2006

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A década de 90 foi marcada por diversas transformações na economia brasileira e o setor de Leite foi afetado diretamente. Houve desregulamentação do setor, fim do controle de preços exercidos durante 40 anos pelo governo e uma mudança estrutural na coleta e transporte do produto. O custo de transporte se reduziu, sendo possível encontrar leites de diversas regiões em um mesmo supermercado, reduzindo o caráter regional da produção/distribuição do leite.

Diante de tais aspectos, esperava-se que devido a um mercado interno mais integrado, variações nos preços de alguns estados pudessem afetar os preços de outros estados. Os resultados do modelo VEC mostram que variações nos preços ao produtor do estado de Goiás transmitem-se ao estado do Paraná. A Lei do Preço Único foi confirmada parcialmente, na medida em que uma variação de 1 unidade em Goiás transmite-se em 0,41 para o Paraná.

A liderança de Goiás na formação do preço em relação ao Paraná (confirmada pelo teste de Granger) pode ser explicada pelos seguintes fatos: i) A produção de

leite em Goiás ainda é superior à produção paranaense; e, ii) Segundo a EMBRAPA, Goiás possui menor custo de produção que o Paraná, em razão do menor preço de alguns insumos, e da prioridade ao pasto como alimento volumoso do rebanho, durante o verão, exercendo certa pressão aos produtores do Paraná.

O Conceleite, através da proposta de “preço de referência” aos produtores paranaenses, objetivou criar uma independência aos outros estados, no que diz respeito à liderança de preços. Pode-se concluir que tal proposta se fragiliza quando analisados a causalidade existente nos preços entre Goiás – Paraná no sentido de Granger. Mas, como o próprio conselho afirma, a referência é facultativa e está sujeita a distorções.

REFERÊNCIAS

BARROS, G. S. C. **Sistema agroindustrial do leite no Brasil**. Brasília: EMBRAPA, 2001.

DEPARTAMENTO de Medicina Veterinária Preventiva e Saúde Animal. USP. Disponível em: <<http://www.vps.fmvz.usp.br/leite/leitelongavida.htm>>. Acesso em: 04 dez. 2006.

EMBRAPA. Relatório. Disponível em: <<http://www.agencia.cnptia.embrapa.br>>. Acesso em: 07 dez. 2006.

FAEP. Manual do Conceleite Paraná. 2003. Disponível em: <www.faep.com.br/conceleite/Manual%20Conceleite.pdf>. Acesso em: 30 nov. 2006.

GONÇALVES, J. S. et al. **Balança comercial dos agronegócios paulista e brasileiro no primeiro trimestre de 2006**. Instituto de Economia Aplicada. Disponível em: <<http://www.iewa.sp.gov.br/out/comex/bal-com.php>>. Acesso em: 28 nov. 2006.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 5. ed. [s. l.]: Prentice Hall, 2003.

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

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 15 nov. 2006.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Métodos econométricos**. 4. ed. Portugal: McGraw-Hill, 2001.

LEITE BRASIL. Disponível em: <<http://www.leitebrasil.org.br>>. Acesso em: 18 nov. 2006.

MARGARIDO, M. A. et al. Análise da transmissão de preço e câmbio sobre os preços da farinha de trigo na cidade de São Paulo utilizando modelos de séries temporais. In: *ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL - ANPEC-SUL, 9, 2006. Anais... Florianópolis: ANPEC, jul. 2006.*

MARGARIDO, M. A. **Transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no estado de São Paulo.** 1994, 96 p. Dissertação (Mestrado em Economia de Empresas) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 1994.

MILKPOINT. Disponível em: <<http://www.milkpoint.com.br>>. Acesso em: 07 dez. 2006.

NOGUEIRA, M. P. **Uma mudança no mercado do leite.** 2004. Disponível em: <<http://www.milkpoint.com.br>>. Acesso em: 07 dez. 2006.

SBRISSIA, G. F. **Sistema agroindustrial do leite:** custos de transferências e preços locais. 2005. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2005.

STATA. **Time Series.** Volume 2 K-Q, Release 9, 2005.

ANEXO 1 – Evolução dos preços recebidos pelos produtores do Paraná com Minas Gerais, Rio Grande do Sul e São Paulo

