



SOBER

XLVI Congresso da Sociedade Brasileira de Economia,
Administração e Sociologia Rural



ELASTICIDADE NA TRANSMISSÃO E FORMAÇÃO ESPACIAL DE PREÇOS DE LEITE AO PRODUTOR NOS PRINCIPAIS ESTADOS BRASILEIROS

**ROSANGELA A. S. FERNANDES; MARCELO JOSÉ BRAGA; JOÃO EUSTÁQUIO
DE LIMA;**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA

VIÇOSA - MG - BRASIL

roaeconomista@yahoo.com.br

APRESENTAÇÃO ORAL

Comercialização, Mercados e Preços

ELASTICIDADE NA TRANSMISSÃO E FORMAÇÃO ESPACIAL DE PREÇOS DE LEITE AO PRODUTOR NOS PRINCIPAIS ESTADOS BRASILEIROS

Resumo: Analisou-se a elasticidade de transmissão de preços e a formação espacial entre as principais regiões produtoras de leite do Brasil, no período de 1997 a 2005, pela análise de co-integração, e pelo Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). Os resultados evidenciaram que a variação de 1% nos preços recebidos pelos produtores de leite de Minas Gerais leva a uma variação de 0,38%, 0,72%, 0,93% e 0,26% nos preços em São Paulo, Rio Grande do Sul, Paraná e Goiás, respectivamente. Pela estimação do VEC os coeficientes do Paraná e São Paulo, em módulo, foram comparativamente maiores aos demais. São Paulo foi menos interdependente, indicando comportamento mais isolado no padrão de liderança preço. Verificou-se que, com o passar dos meses os preços de Minas Gerais, explica grande proporção da variabilidade dos preços de leite ao produtor dos estados, corroborando a importância relativa do estado na formação espacial de preços deste mercado.

Palavras chave: Leite, Comercialização Agrícola, Transmissão de Preços.

Abstract: It was analyzed elasticity of transmission of prices and the space formation enters the main milk producing regions of Brazil, in the period of 1997 the 2005, for the analysis of co-integration, and the Vectorial Model of Correction of Error (VEC). The results had evidenced respectively that the variation of 1% in the value receiveds for the producers of milk of Minas Gerais leads to a variation of 0,38%, 0,72%, 0,93% and 0.26% in the prices in São Paulo, Rio Grande do Sul, Paraná and Goiás. For the esteem of the VEC the coefficients of the Paraná and São Paulo, in module, had been comparativily bigger to excessively. São

Paulo was less interdependent, indicating more isolated behavior in the leadership standard price. The relative importance of the state in the space formation of prices of this market was verified that, with passing of the months the prices of Minas Gerais, explain great ratio of the variability of the prices of milk to the producer of the states, corroborating.

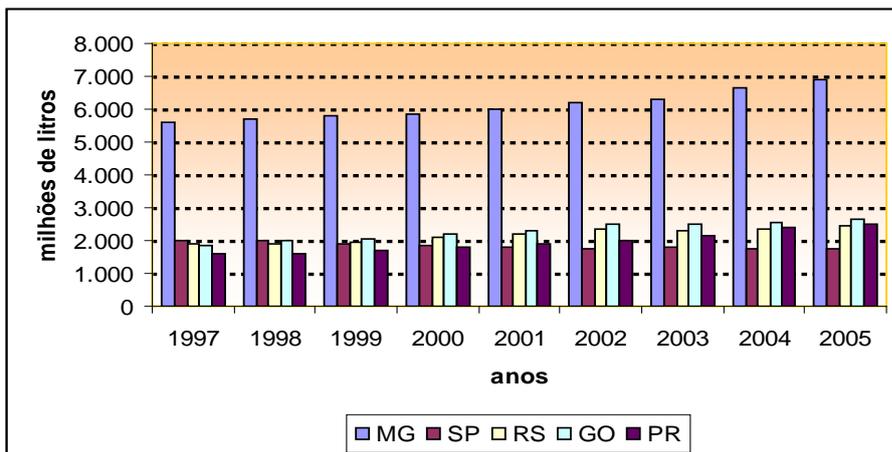
key Words: Milk, Agricultural Commercialization, Transmission of Prices.

1- INTRODUÇÃO

O Sistema Agroindustrial (SAG) do leite ocupa posição de destaque no agronegócio brasileiro. O produto está entre os seis primeiros produtos mais importantes da agropecuária nacional, superando o ranking de produtos tradicionais como, o café beneficiado e o arroz (ALVIM, 2003). Entre os anos de 1997 a 2005, a produção total de leite cresceu aproximadamente 34%. No entanto, a variação na taxa de crescimento do consumo per capita (litros/habitantes) apresentou uma elevação relativamente suave, de aproximadamente 6,3%, passando de 129 litros/hab. no ano de 1997 para 137,1 litros/hab. em 2005. Recentemente, essa significativa evolução da produção de leite no país vem sendo acompanhada, pelo tímido crescimento das exportações e pela redução nas importações. Logo, como o consumo interno cresce a taxas pouco expressivas, comparativamente à produção nacional, sugere-se que os produtores podem estar buscando cada vez mais abastecer novos mercados, nesse caso, o internacional (Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – EMBRAPA, 2005).

Nos últimos anos, o setor de leite e derivados sofreu alterações significativas. A partir de meados dos anos 90, ocorreu uma popularização do leite tipo “longa vida” por sua praticidade no consumo e economia, ambas ligadas ao tempo de vida útil em prateleira e a 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, de certa forma, o caráter regional da produção/distribuição do leite (Sbrissia, 2005). Porém, é importante salientar que, diferentes fatores podem determinar a formação espacial de preços de leite ao produtor entre as regiões brasileiras.

Os estados que mais se destacam na produção de leite são: Minas Gerais, Goiás, Paraná, Rio Grande do Sul, e São Paulo sendo responsáveis pela maior parte da produção nacional. Verifica-se que Minas Gerais apresenta posição de liderança na produção de leite em relação aos demais estados; além disso, Goiás e Paraná apresentam também uma destacada participação ultrapassando, recentemente, o estado de São Paulo que é um dos maiores mercados consumidores, Figura 1.



Fonte: Milkpoint - Elaborado pela autora.

Figura 1 – Evolução da produção de leite entre os principais estados produtores (em milhões de litros) – 1997/2005.

Dentro do período analisado (1997 a 2005), destaca-se o crescimento dos estados Paraná e Goiás sobre a participação da produção total de leite do país, com taxas de 59,43% e 41,17% respectivamente; seguidos do Rio Grande do Sul 29%, e Minas Gerais 23%. Ressalta-se que, mesmo assim, este último mantém posição de liderança na produção total de leite no Brasil, mantendo-se como a mais tradicional bacia leiteira do país; em contrapartida, São Paulo apresenta uma taxa de crescimento de -13%. Apesar de o estado ser o maior mercado consumidor de leite e derivados, vem perdendo participação na produção total de leite desde o ano de 1998, especialmente, para os estados do Sul. De acordo com a Carvalho e Oliveira (2006), os produtores especializados que investem em tecnologia, economias de escala e diferenciação do produto, se concentram em bacias leiteiras tradicionais como Minas Gerais, Goiás, Rio Grande do Sul, Paraná e São Paulo.

A partir de um estudo realizado pelo 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 são nestes estados que estão as principais indústrias de transformação da matéria-prima leite. O estado de Minas Gerais é considerado tradicional bacia leiteira, uma vez que é extremamente representativo na atividade em diversos aspectos durante várias décadas.

Com relação ao estado de Goiás, os fatores que justificam a expansão do leite para a região é o fato de algumas das maiores empresas de grande porte do país possuírem unidades instaladas nesta localidade, além de outros aspectos relacionados às vantagens competitivas, e baixos custos de produção.

Conforme verificado na Figura 1, Paraná e Rio Grande do Sul também apresentam considerável participação neste mercado. Sendo que, desde 1999 a produção do Rio Grande do Sul supera a produção de São Paulo que é o maior mercado consumidor e, mais recentemente Paraná se destaca ocupando a terceira posição no ranking da produção leiteira nacional. Segundo Chabarebery (2003), é importante considerar que, a produtividade do Rio Grande do Sul é a maior do país sendo quase 80% mais elevada que a de São Paulo. Com relação a este último, o volume de leite recepcionado pelas indústrias instaladas neste estado é muito maior que sua produção, implicando na necessidade de se importar leite dos outros estados.

Diante desse contexto, o presente trabalho tem como objetivo analisar a elasticidade de transmissão de preços e a formação espacial entre as principais regiões produtoras de leite

do Brasil (Minas Gerais, Goiás, Paraná, Rio Grande do Sul e São Paulo)¹, no período de 1997 a 2005. A hipótese a ser testada é a de que apesar desses estados serem representativos no agronegócio do leite no país, Minas Gerais tem papel relativamente importante na formação de preços, em razão dos diversos fatores que lhe conferem posição de destaque na cadeia produtiva do leite. Em contrapartida, São Paulo vem mantendo comportamento mais isolado no padrão de liderança preço devido à sua relativa perda de representatividade na atividade perante os estados líderes das regiões Centro-Oeste e Sul.

Este artigo está organizado em cinco seções, além desta, na próxima seção será apresentada uma metodologia empírica que dará suporte a análise de integração de mercado e formação espacial de preços de leite entre os principais estados. Em seguida, serão apresentados e discutidos os resultados que fornecerão elementos necessários a uma síntese conclusiva que encerra o trabalho.

2 – METODOLOGIA

A elasticidade de transmissão de preços e a formação espacial entre as principais regiões produtoras de leite do Brasil foram analisadas por meio da co-integração, notadamente pelo Procedimento de Johansen e Juselius (1990), e pelo Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) que permite a realização de análise econômica do relacionamento, tanto de curto quanto de longo prazo entre os preços dos cinco estados. O Procedimento de Johansen deve ser sugerido quando se analisa variáveis não-estacionárias, o que inviabiliza o uso do modelo de regressão padrão (Mínimos quadrados ordinários - MQO) para estabelecer a relação entre as variáveis. Logo, para verificar as relações de longo prazo entre as variáveis não estacionárias, é de suma importância utilizar o conceito de co-integração. Cabe mencionar que existem diversos estudos na literatura que verificam a elasticidade de transmissão e a formação espacial de preços em determinados mercados apenas por meio do teste de causalidade de Granger. Todavia, deve-se lembrar que este teste só é válido para variáveis estacionárias, uma vez que se concentra nas relações de curto prazo desprezando a informação de tendência de longo prazo comum as séries não estacionárias e co-integradas. Além de indicar a direção de causalidade o VEC permite distinguir entre causalidade de curto e de longo prazo. Conseqüentemente, este fato justifica a utilização do VEC, neste estudo em que as variáveis são I(1) e co-integradas. Adicionalmente, realizou-se a análise da decomposição da variância do erro que determina quanto da variância dos erros de previsão é determinado pela própria variável e quanto é determinado pelas demais.

2.1 Teste de estacionariedade e análise de Co-integração

Os modelos de séries temporais terão suas propriedades asseguradas desde que todas as variáveis nelas contidas sejam estacionárias. A maior parte das séries econômicas é não-estacionária, o que requer o uso do instrumental econométrico aplicável a essas séries temporais, para que se possam obter inferências válidas entre as variáveis do modelo empírico (Vasconcelos e Alves, 2000). Segundo Enders (1995), um processo estocástico será estacionário se sua média e variância forem constantes ao longo do tempo e se o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da defasagem entre eles, e não do período efetivo em que for calculada.

Apesar de grande parte das séries econômicas ser não-estacionária, podem ser diferenciadas uma ou mais vezes, resultando em uma série estacionária. Se uma série

¹ A escolha desses estados deveu-se ao fato de eles serem representativos da atividade leiteira em diversos aspectos, como por exemplo, na produção, comercialização de leite, por possuírem elevado número de laticínios instalado, dentre outros.

temporal tiver que ser diferenciada “d” vezes, para que se torne estacionária, a série será integrada de ordem “d”, I(d). Se a série for integrada de ordem zero (d = 0), logo, será estacionária em nível. Porém, qualquer série, cuja ordem de integração for maior ou igual a 1 (d ≥ 1), será não-estacionária. Quando se analisa dados não-estacionários sem nenhuma transformação dos mesmos em estacionários, incorre-se em erro, ficando os resultados de regressões sem significado algum. Segundo Enders (1995), a diferenciação das séries restringe a análise a um contexto de curto prazo e, se existir co-integração entre as variáveis, isto representa um erro de especificação linear entre elas que já é estacionária. Logo, para verificar as relações de longo prazo entre as variáveis não-estacionárias, é necessário o conceito de co-integração.

Dentre os diversos testes encontrados na literatura, que visam testar a estacionariedade da série, optou-se pela utilização do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller aumentado² (ADF) equação (1), por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) uma vez que, este tem sido o procedimento mais utilizado em estudos dessa natureza. Após detectar a não estacionariedade da série, esta foi submetida à aplicação do operador de diferenças.³

$$\Delta P_t = \mu + \gamma P_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{2i} \Delta P_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

As hipóteses testadas são $\gamma = 0$, contra a hipótese alternativa de $\gamma > 0$. Caso o valor calculado seja, em módulo, maior que os valores críticos tabulados, rejeita-se a hipótese de que há raiz unitária e, conseqüentemente, a série é estacionária, dita integrada de ordem zero $[I(0)]$. Caso não se rejeite a hipótese de raiz unitária, a série será não estacionária, ou integrada de ordem superior a zero. Neste caso, deve-se novamente fazer o teste de Dickey-Fuller, com a série em diferenças, para testar se a série é integrada de primeira ordem $[I(1)]$, e assim sucessivamente.

A co-integração consiste em uma relação entre processos não-estacionários e o conceito de equilíbrio de longo prazo. Sendo assim, sugere-se que a idéia intuitiva inerente ao conceito de co-integração é a de que, variáveis não estacionárias podem caminhar juntas, de maneira que no longo prazo apresentem relação de equilíbrio. Em termos gerais, duas séries são ditas co-integradas quando ambas são integradas de mesma ordem e existe uma combinação linear entre elas que é estacionária. A existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo tem implicações para o comportamento de curto prazo das variáveis; dessa forma, haverá algum mecanismo que poderá influenciar seu comportamento no curto prazo de forma a garantir uma relação de equilíbrio no longo prazo.

Existem diferentes métodos para se determinar relações de co-integração entre as variáveis, dentre os quais se destacam os métodos de Engle e Granger e o procedimento de Johansen.

Para identificar o possível relacionamento de longo prazo entre as variáveis, utilizou-se o teste de co-integração de Johansen e Juselius (1990) com intuito de se obter estimativas melhores, de testar a presença de mais de um vetor de co-integração. Ao contrário de outros métodos, este procedimento utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de co-integração tornando viável testar e estimar a presença de diversos vetores e não apenas um único vetor de co-integração.⁴

² Além disso, realizou-se também, o teste de raiz unitária de Hegy, que procura testar a hipótese de que as séries possuem raízes unitárias sazonais e não sazonais (tendência estocástica) a fim de corroborar os resultados obtidos pelo outro procedimento. Melhores explicações sobre esse teste ver Beaulieu e Miron (1993).

³ Para maiores informações ver Gujarati (2000).

⁴ Notadamente, a grande limitação do uso do procedimento de Engle & Granger (1987) refere-se ao fato deste identificar apenas uma relação de co-integração, mesmo na presença de uma ou duas relações.

Inicialmente considera-se uma versão reparametrizada de um VAR, com n defasagens, pelo procedimento de Johansen (1988, 1991):

$$\Delta P_t = \mu + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{n-1} \Delta P_{t-n+1} + \Pi P_{t-1} + e_t \quad (2)$$

em que P_t é um vetor de variáveis estocásticas $k \times 1$; e_t é um vetor de erros identicamente e independentemente distribuídos $k \times 1$; e Π é uma matriz $k \times k$ de posto $r < k$, definida por $\Pi = \alpha\beta'$. As matrizes α e β são de ordem $k \times r$, e r é o posto da matriz Π , equivalendo ao número de vetores de co-integração linearmente independentes que, é igual ao número de raízes características, λ , estatisticamente diferentes de zero.

Existem dois testes de razão de verossimilhança que permitem a identificação do número de vetores de co-integração, ou seja, capazes de determinar o posto da matriz Π propostos por Johansen e Juselius (1990): o teste do traço e o teste do máximo autovalor.

O teste de traço é usado para testar a hipótese nula de que existem no máximo r vetores de co-integração. Dessa forma, para que sejam integradas (pares co-integrados), é necessário que exista $k - 1$ vetores de co-integração.

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (3)$$

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \lambda_{v+1}) \quad (4)$$

em que T é o número de observações utilizadas no ajustamento e λ_i é o i -ésimo autovalor. O teste do traço verifica a hipótese de que existem, no máximo, r vetores de co-integração ($H_0 = r \leq r_0$ contra $H_a = r > r_0$). O teste de máximo autovalor (λ_{MAX}), também é usado para testar a hipótese nula de existência r vetores co-integrados contra a hipótese alternativa de que existe $r + 1$ vetores.

O número de vetores de co-integração pode assumir diferentes valores, tendo-se, portanto, as seguintes possibilidades:

- $r = 0$, não há nenhuma relação de co-integração entre as séries analisadas.
- $r = k$, todas as séries são $I(0)$ e, portanto, não há necessidade de verificar relações de co-integração entre elas.
- $0 < r < k$, há r combinações lineares entre as séries.

Logo, se existem k localidades, para que sejam integradas (pares co-integrados), pode-se mostrar que exista até $k - 1$ vetores de co-integração linearmente independentes, ou seja, podem existir de 1 até $k-1$ vetores de co-integração que representam relações de longo prazo entre as variáveis.

Dickey, Jansen e Thornton (1994), afirmam que os vetores de co-integração podem ser entendidos como representando restrições sobre o sistema econômico, impondo restrições ao movimento das variáveis no longo prazo. Dessa forma, mais vetores de co-integração tornam o sistema mais estável em tantas direções quanto possível. Logo, adicionam que, se existe $k-1$ vetores de co-integração (e uma tendência comum sendo k o número de variáveis), há $k-1$ direções onde a variância é finita e uma onde é infinita. Por outro lado, se existe apenas um vetor de co-integração, o sistema pode flutuar em torno de $k-1$ direções independentes, porém só uma é estável. Assim quanto menor o número de vetores de co-integração menos restrita está a relação de longo prazo, logo, outras coisas constantes, parece desejável ter vários vetores de co-integração.

2.2 Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC)

O VEC consiste em uma restrição do VAR, de forma que as variáveis endógenas são “forçadas” a se convergirem no longo prazo para suas relações de co-integrações, mesmo podendo apresentar algumas variações no curto prazo. Logo, desde que as variáveis sejam co-integradas há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas, porém, no curto prazo vai existir um desequilíbrio que é constantemente corrigido pelo erro. Dessa forma, ao concluir que as variáveis sejam co-integradas, a relação entre elas pode ser estimada na forma de um Vetor de Correção de Erro (VEC).

Estimou-se o VEC (equação 4) a fim de se analisar a elasticidade de transmissão de preços e a formação espacial entre os principais estados produtores de leite.

$$\Delta P_t = \mu + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + \dots + \Gamma_{n-1} \Delta P_{t-n+1} + \Pi P_{t-1} + e_t \quad (5)$$

na qual as estimativas de Γ_i e $\Pi = \alpha\beta'$ contêm informações a respeito dos ajustamentos em P_t no curto e no longo prazo, respectivamente. De acordo com Harris (1995), a principal vantagem de se utilizar o sistema em termos de correção de erro refere-se ao fato de que, tanto as informações de curto prazo quanto as de longo prazo são adicionadas pelo ajuste ~~no~~ as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros Γ_1 e Π .

A matriz de co-integração β chamada matriz de co-integração, permite identificar as relações que ocorrerão entre as variáveis no equilíbrio de longo prazo, isto é, como cada variável co-integrada faz o sistema convergir, após um choque, para o equilíbrio no longo prazo. Por outro lado, a matriz α , representa a estrutura espacial do modelo e a velocidade do ajustamento a um desequilíbrio qualquer; um alto valor de α sugere que o preço retorna rapidamente ao equilíbrio de longo prazo após uma perturbação transitória; o contrário ocorre para baixos valores.

Quando cada localidade responde aos desequilíbrios de todas as outras, tem-se um padrão de comportamento em que há extrema interdependência. Nesse caso, *todos* os coeficientes da matriz α serão estatisticamente significativos. Por outro lado, se houver um pólo central que domina o comportamento de longo prazo dos preços, o coeficiente α_{ij} ($j = 1, 2, 3, \dots$),

2.3 FONTE DE DADOS

Os dados básicos utilizados no presente trabalho referem-se às séries mensais de preços de leite aos produtores dos estados de Minas Gerais, Goiás, Paraná, Rio Grande do Sul e São Paulo, no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2005, obtidos por meio do banco de dados da Fundação Getúlio Vargas (FGV) que foram deflacionadas pelo IGP-DI (Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna) para valores de dezembro de 2005, disponível junto ao site da mesma instituição.

Neste trabalho é importante ressaltar que, 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 (Barros e Burnquist, 1987 apud Margarido, 2006). Diante disso, as séries foram transformadas em bases logarítmicas, em que cada logaritmo representa o preço recebido pelo produtor para os estados de Minas Gerais, Goiás, Paraná, Rio Grande do Sul e São Paulo.

3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Verificação da estacionariedade das séries

O objetivo do teste de raiz unitária é verificar se as séries temporais em análise são estacionárias em nível ou se tornam estacionárias nas diferenças. Dentre os diversos tipos de

testes encontrados na literatura, optou-se pela utilização dos testes de *Dickey-Fuller* aumentado (ADF), o qual foi estimado para as séries mensais sem intercepto e sem tendência⁵, tanto em nível quanto em suas diferenças. Além disso, realizou-se também o teste de raiz unitária não sazonal de HEGY. O número de *lags* (defasagens) foi selecionado pelo menor critério de *Schwarz*, em que se verificaram três defasagens para o estado de Goiás, quatro para Minas Gerais, cinco para São Paulo e nenhuma para os demais estados.

Verificou-se a partir do teste ADF sem intercepto e sem tendência que tais séries são estacionárias em primeira diferença, ou seja, as séries de preços em estudo são integradas de ordem 1, $I(1)$ ⁶. Assim, como todas as séries analisadas apresentam uma raiz unitária, ou seja, são integradas de mesma ordem, utiliza-se na seqüência o teste de co-integração.

3.2 Identificação das relações Co-integração

Diante dos resultados obtidos na seção anterior, pode-se passar para a outra etapa que consiste na realização do teste de co-integração por meio do procedimento de Johansen. Porém, primeiramente deve-se determinar o número de defasagens e a inclusão de termos deterministas na análise.

Geraram-se cinco sumários⁷ com defasagens nos pares de intervalos das variáveis de 1 a 1 5, que contém informações de critérios de Akaike e Schwarz sobre os possíveis modelos de estimação. Para a escolha do melhor modelo, para todas as séries temporais logaritmizadas, adotou-se aquele com o menor valor do Critério de Schwarz, que tivesse, pelo menos, uma equação de co-integração. Os cinco modelos possíveis de estimação são:

- a) sem tendência determinística nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de co-integração ou teste VAR;
- b) sem tendência determinística nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e sem intercepto no VAR;
- c) com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e teste VAR;
- d) com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e sem tendência no VAR;
- e) com tendência determinística quadrática nos dados, com intercepto e com tendência na equação de co-integração e com tendência linear no VAR.

Verificou-se que o melhor modelo a ser estimado seria o modelo sem tendência determinística nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de co-integração e sem intercepto no VAR (modelo 2).

Com relação ao número de defasagens, optou-se pela utilização dos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannan-Quin (HQ). Os resultados apontados pelos critérios de seleção encontram-se reportados na Tabela 1:

Tabela 1 – Resultado dos testes de seleção do número de defasagens a serem incluídas nos modelos VEC, para as séries mensais de preços recebidos pelos produtores de leite, janeiro de 1997 a dezembro de 2005

⁵ No geral, os termos que representam “tendência” e “intercepto” deterministas não se apresentaram estatisticamente significativos.

⁶ Adicionalmente, pelo teste de Hegy, a hipótese nula de raiz unitária não sazonal em todos os estados analisados não pode ser rejeitada a 1% de significância, corroborando os resultados obtidos pelo teste ADF.

⁷ De acordo com EvIEWS (1997), o sumário deve ser estimado quando não se tem certeza a respeito das tendências determinísticas dos dados.

Defasagem	AIC	SC	HQ
0	-12,79	-12,66	-12,74
1	-18,74	-17,96*	-18,42*
2	-18,96*	-17,53	-18,38
3	-18,80	-16,72	-17,96
4	-18,69	-15,95	-17,58
5	-18,52	-15,14	-17,15
6	-18,75	-14,71	-17,11
7	-18,82	-14,12	-16,92
8	-18,79	-13,45	-16,63

Fonte: Dados da pesquisa.

*Indica a ordem de seleção da defasagem pelo critério.

Conforme indicado na Tabela 1, o critério AIC indicou duas defasagens para o modelo, enquanto os critérios SC e HQ sugeriram a inclusão de apenas uma defasagem. Logo, foi selecionada apenas uma defasagem, conforme indicado pelo critério de SC. Segundo Enders (1995), quando os critérios apresentarem resultados distintos, deve-se optar pelo critério SC, sob a justificativa de que este é mais parcimonioso.

A partir dos testes de Traço e Raiz Característica Máxima verificou-se a existência de quatro vetores de co-integração entre os cinco estados analisados, uma vez que, para ambos os testes, a hipótese nula de existência de quatro vetores de co-integração não foi rejeitada a 10% de significância, Tabela 2. Assim, sugere-se que estatisticamente existem quatro relações de co-integração e, portanto, há quatro relações estáveis de longo prazo entre as séries mensais de preços analisadas.

Tabela 2 – Resultado do Teste de Johansen para identificação do número de relações de co-integração para as variáveis $\log(\text{SP})$, $\log(\text{RS})$, $\log(\text{PR})$, $\log(\text{GO})$ e $\log(\text{MG})$

Rank	λ_{trace}	Valores Críticos 10%	$\lambda_{\text{máx}}$	Valores Críticos 10%
0	144,03**	72,77	74,33**	32,17
1	69,70**	50,53	24,71**	26,12
2	41,99**	32,27	22,40**	20,05
3	19,60**	17,98	14,25**	13,91
4	5,35	7,56	5,35	7,56

Fonte: Dados da pesquisa.

** Sugere rejeição da hipótese nula a 10% de significância.

De maneira geral, como os preços se co-movimentam sincronizadamente, sugere-se que estes estados são eficientes com relação à difusão de informações. Conforme verificado anteriormente, como o número de vetores de co-integração é relativamente inferior ao número de variáveis, logo, há razão para se estimar um VEC.

3.3 Análise da transmissão de preços entre os estados brasileiros

Nesta seção será realizada a análise da elasticidade na transmissão de preços e o padrão de interdependência entre os principais estados produtores de leite no Brasil. Busca-se testar a hipótese de que o estado de Minas Gerais tem papel relativamente importante na formação de preços, devido aos diversos fatores que lhe conferem posição destacada na cadeia produtiva leiteira e, que São Paulo vem mantendo comportamento mais isolado no padrão de liderança preços pela relativa perda de representatividade na atividade perante os estados líderes das regiões Centro-Oeste e Sul. Para tanto, realizou-se a análise das estimativas dos parâmetros do Vetor de Correção de Erros (VEC). Com o objetivo de avaliar as relações de longo prazo entre os estados, procedeu-se à estimação das relações de co-integração normalizadas para o estado de Minas Gerais. Selecionou-se este estado, devido ao fato dele ser muito representativo na atividade durante um longo período destacando-se na produção, comercialização, número de propriedades de grande porte e indústrias de transformação instaladas. A Tabela 3 apresenta as relações de equilíbrio, entre os mercados em análise, no período de 1997 a 2005.

A Tabela 3 apresenta as quatro relações de co-integração, entre os pares de mercados (Goiás e Minas Gerais, Paraná e Minas Gerais, Rio Grande do Sul e Minas Gerais), indicam as relações de equilíbrio de longo prazo entre estes estados no período analisado. Verifica-se a partir dos dados reportados na tabela acima que, os valores dos vetores de co-integração (BETA) variam de $-0,927728$ (Paraná) a $-0,262522$ (Goiás); além disso, todos os parâmetros foram estatisticamente significativos a 1% de significância.

Tabela 3 - Vetores de co-integração (β), dos preços médios recebidos pelos produtores em log nos principais estados produtores de leite

Estado	LOG (SP)	LOG (RS)	LOG (PR)	LOG (GO)
LOG (MG)	$-0,376435^*$ (0,13354) [-2,81882]	$-0,715568^*$ (0,14877) [-4,80995]	$-0,927728^*$ (0,08200) [-11,3138]	$-0,262522^{**}$ (0,11594) [-2,26433]
Constante	$0,518516^*$	$0,430089^*$	$0,206194^*$	$0,616122^*$

(0,07390)	(0,08233)	(0,04538)	(0,06416)
[7,01601]	[5,22396]	[4,54375]	[9,60268]

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os valores entre parênteses referem-se aos desvios-padrão dos respectivos parâmetros apresentados acima e os valores entre colchetes, às estatísticas do teste t de Student.

Valores críticos: 1% (*): 2,57; 5% (**): 1,96; e 10% (***) 1,645.

A partir dos parâmetros estimados entre esses quatro estados e o de Minas Gerais obtém-se as elasticidades de transmissão de preço. Destacam-se os coeficientes do Paraná e Rio Grande do Sul que, em módulo, foram comparativamente maiores aos demais. Todavia, não se pode afirmar que os preços de leite recebidos pelos produtores nesses estados são relativamente maiores que nos demais e entre estes. Sugere-se que os preços no Paraná e Rio Grande do Sul variam de maneira mais intensa às variações nos preços de Minas Gerais. É importante destacar que, para todos os coeficientes estimados, uma variação de 1% no preço de leite aos produtores de Minas Gerais impactará nos preços dos demais estados de maneira menos que proporcional, diferindo entre eles apenas no que concerne ao grau de intensidade. Logo, a elevação dos preços em Minas Gerais resulta em uma elevação de preços menos que proporcional nas demais região. Assim, uma variação de 1% nos preços recebidos pelos produtores de leite de Minas Gerais leva a uma variação de cerca de 0,38%, 0,72%, 0,93% e 0,26% nos preços recebidos pelos produtores de leite dos estados de São Paulo, Rio Grande do Sul, Paraná e Goiás, respectivamente.

Conforme salientado anteriormente, a matriz dos coeficientes de ajustamentos (α) representa a estrutura espacial do mercado e também, a velocidade do ajustamento a um desequilíbrio qualquer. Verifica-se a partir da tabela 4 que o teste “t”, de significância estatística para cada um dos α 's, sugeriu a não existência de interação entre todos os estados analisados.

Tabela 4 – Coeficientes de ajustamento (α) do modelo vetor de correção de erros (VEC), para o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2005

Correção de erros	LOG (SP)	LOG (RS)	LOG (PR)	LOG (GO)	LOG (MG)
(LOG(SP, LOGMG))	-0,340906* (0,08222) [-4,14635]	0,068989 (0,06167) [1,11862]	-0,004228 (0,05902) [-0,07164]	-0,045798 (0,07416) [-0,61753]	-0,032781 (0,09854) [-0,33267]
(LOGRS, LOGMG)	0,026616 (0,07988) [0,33319]	-0,200251* (0,05992) [-3,34190]	0,123155** (0,05735) [2,14752]	0,001334 (0,07206) [0,01851]	-0,025090 (0,09574) [-0,26207]
(LOGPR, LOGMG)	-0,266673*	-0,010283	-0,380476*	-0,268112*	-0,105849

	(0,07320)	(0,05491)	(0,05255)	(0,06603)	(0,08773)
	[-3,64294]	[-0,18728]	[-7,23992]	[-4,06040]	[-1,20648]
(LOGGO, LOGMG)	0,064070	-0,132982**	-0,067002	-0,278016*	-0,313437*
	(0,08713)	(0,06536)	(0,06255)	(0,07859)	(0,10442)
	[0,73536]	[-2,03471]	[-1,07118]	[-3,53746]	[-3,00158]

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os valores entre parênteses referem-se aos desvios-padrão dos respectivos parâmetros apresentados acima e os valores entre colchetes, às estatísticas do teste t de Student.

Valores críticos: 1% (*): 2,57; 5% (**): 1,96; e 10% (***) 1,645.

A análise da magnitude dos coeficientes de ajustamento da Tabela 4 sugere que os estados do Paraná e São Paulo foram os que responderam mais rapidamente aos seus próprios desequilíbrios transitórios em relação a Minas Gerais, sendo, portanto, estes ajustamentos os mais rápidos do sistema.

Em geral, Minas Gerais se ajustou aos termos de correção de erros apenas do estado de Goiás. São Paulo, que foi o mais isolado, uma vez que nenhum outro estado se ajustou a seus desequilíbrios. Paraná e Goiás foram os que apresentaram um maior número de localidades que reagiram a seus desequilíbrios transitórios (totalizando três) nas relações com Minas Gerais, seguido por Rio Grande do Sul (2).

Assim, constata-se que São Paulo foi o estado relativamente menos interdependente, diante do fato de não existir nenhuma localidade que se ajusta a seu próprio desequilíbrio. Sugere-se que apesar do estado de São Paulo continuar sendo muito importante no processamento de leite, vem apresentando redução na participação da produção total de leite do país desde o ano de 1998, o que lhe confere a posição de importador líquido das demais regiões em análise. Assim, São Paulo vem mantendo comportamento mais isolado no padrão de liderança preço devido à sua relativa perda de representatividade na atividade especialmente diante dos estados líderes das regiões Centro-Oeste (Goiás) e Sul (Paraná e Rio Grande do Sul).

É importante ressaltar que, nos últimos anos o estado de Goiás vem apresentando crescimento bastante significativo na produção de leite em decorrência dos menores custos de produção e de determinados insumos bem como pela prioridade ao pasto como alimento volumoso do rebanho, durante o verão. Além de menor custo, os sistemas de produção na região do cerrado conseguem suportar um menor preço do leite para a sua sobrevivência (EMBRAPA, 2006). Na região sul, vem ocorrendo tanto aumento na produção quanto no rebanho de vacas ordenhadas, com crescimento significativo da produtividade. Tal situação determina não só um desempenho destacado dos estados do Paraná e Rio Grande do Sul na produção e comercialização de leite como também confere uma maior interdependência desses estados nesse mercado.

3.4 Formação de preços entre os estados

As tabelas de 5 a 9 apresentam a decomposição histórica da variância do erro de previsão em relação as séries de preços em análise, que por sua vez permitem avaliar o poder explanatório de cada variável do modelo sobre as demais.

Tabela 5 - Decomposição histórica da variância dos erros de previsão do preço de leite ao produtor em São Paulo, em porcentagem

Meses	Desvio-padrão	LSP	LRS	LPR	LGO	LMG
1	0.045393	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.062996	93.18132	0.649360	0.314993	1.098306	4.756023
3	0.076585	83.67025	1.201233	0.652871	1.700117	12.77553
4	0.087580	74.68716	1.424860	0.832753	1.640382	21.41485
5	0.096401	67.09513	1.418208	0.854992	1.368979	29.26269
6	0.103400	60.93301	1.312931	0.788099	1.280948	35.68501
7	0.108940	56.02743	1.195678	0.710229	1.575455	40.49121
8	0.113348	52.17268	1.104542	0.682468	2.277295	43.76302
9	0.116894	49.17274	1.044934	0.738543	3.298409	45.74537
10	0.119780	46.85021	1.007095	0.885072	4.501900	46.75572
11	0.122149	45.05046	0.979106	1.108422	5.752186	47.10983
12	0.124105	43.64479	0.953714	1.384107	6.944344	47.07305

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 6 - Decomposição histórica da variância dos erros de previsão do preço de leite ao produtor no Rio Grande do Sul, em porcentagem

Meses	Desvio-padrão	LSP	LRS	LPR	LGO	LMG
1	0.034050	10.87013	89.12987	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.046214	15.22272	82.48710	0.012889	0.274987	2.002310
3	0.055364	18.41161	74.45800	0.049916	0.860909	6.219567
4	0.063339	20.21094	66.21750	0.122286	1.727043	11.72224
5	0.070701	20.81156	58.53755	0.241723	2.844857	17.56430
6	0.077628	20.56096	51.78303	0.417454	4.176805	23.06175
7	0.084170	19.79560	46.03996	0.653969	5.673667	27.83680
8	0.090333	18.77443	41.24592	0.950076	7.277721	31.75185
9	0.096120	17.67128	37.27810	1.299226	8.928806	34.82259
10	0.101538	16.59049	34.00135	1.690750	10.57068	37.14672
11	0.106603	15.58726	31.29030	2.111552	12.15594	38.85495
12	0.111335	14.68509	29.03723	2.547833	13.64874	40.08110

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 7 - Decomposição histórica da variância dos erros de previsão do preço de leite ao produtor no Paraná, em porcentagem

Meses	Desvio-padrão	LSP	LRS	LPR	LGO	LMG
1	0.032588	1.178664	3.61E-05	98.82130	0.000000	0.000000
2	0.043442	6.293479	2.546362	84.06931	0.105824	6.985023
3	0.054029	10.91650	5.399154	64.21299	0.068500	19.40287
4	0.065287	13.27185	6.941868	48.00312	0.251095	31.53207
5	0.076677	13.81766	7.357192	36.85387	0.951954	41.01933
6	0.087680	13.37287	7.171009	29.51333	2.207904	47.73488
7	0.098006	12.49912	6.743346	24.67246	3.910663	52.17441
8	0.107536	11.50731	6.262089	21.44013	5.903520	54.88695
9	0.116255	10.55164	5.812245	19.25943	8.030621	56.34606

10	0.124200	9.698344	5.426051	17.78112	10.16027	56.93422
11	0.131436	8.967024	5.110993	16.77879	12.19411	56.94908
12	0.138038	8.354580	4.864074	16.10010	14.06780	56.61345

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 8 - Decomposição histórica da variância dos erros de previsão do preço de leite ao produtor em Goiás, em porcentagem

Meses	Desvio-padrão	LSP	LRS	LPR	LGO	LMG
1	0.040946	24.16235	1.186754	5.511017	69.13988	0.000000
2	0.056730	26.77088	2.218681	3.100376	62.10944	5.800615
3	0.068286	26.96260	2.616644	2.155801	53.20219	15.06277
4	0.077166	25.83929	2.573625	1.763239	45.14061	24.68324
5	0.083987	24.16757	2.346857	1.537211	38.84915	33.09921
6	0.089212	22.41553	2.106355	1.369163	34.44640	39.66255
7	0.093234	20.84298	1.929287	1.260393	31.70898	44.25836
8	0.096370	19.56401	1.828315	1.237189	30.27562	47.09486
9	0.098853	18.59355	1.782884	1.314151	29.75674	48.55268
10	0.100842	17.88836	1.764080	1.484730	29.80311	49.05973
11	0.102444	17.38222	1.749571	1.725839	30.14301	48.99936
12	0.103732	17.01080	1.728936	2.007240	30.59121	48.66182

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 9 - Decomposição histórica da variância dos erros de previsão do preço de leite ao produtor em Minas Gerais, em porcentagem

Meses	Desvio-padrão	LSP	LRS	LPR	LGO	LMG
1	0.054404	28.67051	4.517032	5.890322	5.715832	55.20630
2	0.079565	24.76578	4.310417	4.193221	3.079590	63.65099
3	0.099367	21.23697	3.871045	3.395388	2.080809	69.41578
4	0.115750	18.23052	3.396118	3.070947	2.427069	72.87535
5	0.129547	15.76507	2.974303	3.043266	3.752042	74.46531
6	0.141289	13.79949	2.632840	3.226124	5.692497	74.64905
7	0.151365	12.26214	2.369938	3.562147	7.932032	73.87375
8	0.160069	11.07068	2.174138	4.002469	10.22539	72.52732
9	0.167638	10.14662	2.034115	4.502745	12.40481	70.91171

10	0.174268	9.424094	1.942069	5.024422	14.37233	69.23708
11	0.180131	8.852955	1.893491	5.536536	16.08448	67.63254
12	0.185380	8.397692	1.885453	6.016517	17.53523	66.16510

Fonte: Dados da pesquisa.

Verifica-se, para todas as séries de preços em análise, que nos meses iniciais do primeiro semestre a variância do erro de previsão de cada variável é explicada em grande proporção por ela mesma. Por outro lado, nos meses subsequentes, verifica-se uma reversão dessa tendência em que, os preços de Minas Gerais têm elevado poder explanatório sobre a variabilidade na decomposição de erro da série de preços de cada estado. Logo, com o passar dos meses os preços de Minas Gerais, explica em grande proporção à variabilidade dos preços de leite ao produtor dos estados de São Paulo, Rio Grande do Sul, Paraná e Goiás, ou seja, têm influência significativa sobre os preços nos demais estados. Sugere-se que o estado de Minas Gerais exerce um importante papel na formação de preços devido, principalmente, à condição de maior produtor de leite do país, pelos elevados investimentos em tecnologias, pelo grande número de indústrias de transformação da matéria-prima leite instaladas dentre outros aspectos que lhe conferem posição de destaque na cadeia produtiva de leite.

Diante dos resultados verificados na seção cinco sugere-se que a hipótese de que o Estado de Minas Gerais tem papel relativamente importante na formação de preços, e que São Paulo vem mantendo comportamento mais isolado no padrão de liderança preço devido à sua relativa perda de representatividade na atividade perante os estados líderes das regiões Centro-Oeste e Sul não foi rejeitada.

4- CONCLUSÕES

Entre os anos de 1997 a 2005, a produção total de leite cresceu aproximadamente 34%. Destaca-se nesse período o crescimento dos estados Paraná e Goiás sobre a participação da produção total de leite do país, com taxas de 59,43% e 41,17% respectivamente; seguidos do Rio Grande do Sul 29%, e Minas Gerais 23%. Ressalta-se que, mesmo assim, este último mantém posição de liderança na produção total de leite no Brasil, mantendo-se como a mais tradicional bacia leiteira do país, em contrapartida, São Paulo apresenta uma taxa de crescimento de -13%. Apesar de o estado ser o maior mercado consumidor de leite e derivados, vem perdendo participação na produção total de leite desde o ano de 1998, especialmente, para os estados do Sul.

Diante desse contexto, buscou-se testar a hipótese de que apesar de os estados em análise serem representativos no agronegócio do leite no país, Minas Gerais tem papel relativamente importante na formação de preços, em razão dos diversos fatores que lhe conferem posição de destaque na cadeia produtiva do leite e, São Paulo vem mantendo comportamento mais isolado no padrão de liderança preço devido à sua relativa perda de representatividade na atividade perante os estados líderes das regiões Centro-Oeste e Sul.

Os resultados encontrados na estimação do modelo VEC mostraram que os coeficientes do Paraná e Rio Grande do Sul, em módulo, foram comparativamente maiores aos demais; portanto, os preços destes estados variam de maneira mais intensa às variações nos preços de Minas Gerais. Verificou-se também, diante do reduzido número de localidades que se ajusta ao estado São Paulo este foi relativamente menos interdependente, indicando um comportamento mais isolado no padrão de liderança preço. Com relação a elasticidade de transmissão de preços de longo prazo uma variação de 1% no preço de leite aos produtores de

Minas Gerais impactará nos preços dos demais estados de maneira menos que proporcional, diferindo entre eles apenas no que concerne ao grau de intensidade. A variação de 1% nos preços recebidos pelos produtores de leite de Minas Gerais leva a uma variação de cerca de 0,38%, 0,72%, 0,93% e 0,26% nos preços recebidos pelos produtores de leite dos estados de São Paulo, Rio Grande do Sul, Paraná e Goiás, respectivamente.

No que diz respeito ao padrão de interdependência entre os principais estados produtores de leite, os resultados sugerem que os estados do Paraná e São Paulo foram os que responderam mais rapidamente aos seus próprios desequilíbrios transitórios em relação a Minas Gerais, sendo, portanto, estes ajustamentos os mais rápidos do sistema. Constatou-se que São Paulo foi o estado relativamente menos interdependente, ou seja, vem mantendo comportamento mais isolado no padrão de liderança preço, diante do reduzido número de localidades que se ajusta a seu próprio desequilíbrio possivelmente, pela sua relativa perda de representatividade na atividade especialmente diante dos estados líderes das regiões Centro-Oeste (Goiás) e Sul (Paraná e Rio Grande do Sul). Paraná e Goiás foram os que com maior número de localidades que reagiram a seus desequilíbrios transitórios (totalizando três) nas relações com Minas Gerais. Adicionalmente, pela análise da decomposição histórica da variância do erro de previsão verificou-se que a variabilidade dos preços de Minas Gerais, explica grande proporção à variabilidade dos preços de leite ao produtor dos estados de São Paulo, Rio Grande do Sul, Paraná e Goiás, ou seja, têm elevado poder explanatório sobre a variabilidade na decomposição de erro da série de preços de cada estado.

Em suma pode-se concluir que a análise conduzida neste artigo não permitiu rejeitar a hipótese determinada inicialmente, uma vez que, a partir das estimativas realizadas corroborou-se empiricamente a importância do estado de Minas Gerais sobre a determinação dos preços dos demais estados além do comportamento mais isolado (menos interdependente) exercido pelo estado de São Paulo.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS DA ALIMENTAÇÃO – ABIA. **Desempenho da Indústria da Alimentação no 1º semestre de 2006**. Disponível em: <<http://www.abra.org/anexos/01desempenhodaindustria>>. Acesso em: 15 ago. 2006.

ALVIM, R. S. **Informe Econômico do Leite** – Associativismo x Crescimento. v. 3, n. 4, Ago. 2003.

BARROS, G. S. C.; SBRISSIA, G. F.; SPOLADOR, H. F.; PONCHIO, L. A. Mudanças estruturais na cadeia do leite: reflexos sobre os preços. **Revista de Política Agrícola**, v. 13, n. 3, jul/ago/set 2004.

BEAULIEU, J.J.; MIRON, J.A. Seasonal unit roots in aggregate U.S. data. **Journal of Econometrics**, v. 23, n. 55, p. 305-328, 1993.

CARVALHO, G., R., OLIVEIRA., A., F., A . Conjuntura e Agropecuária leite e derivados set/2006. Disponível em <http://www.cnpm.embrapa.br/conjuntura/> Acesso em 08 nov. 2007.

DICKEY, HANSEN, THORNTON. A primer on cointegration with na application to Money and Income. In: RAO, B. (editor). **Cointegration for applied economist**. New York: St. Martin's Press. 1994, 9-45.

CHABAREBERY, D. Desempenho recente da produção de leite no estado de São Paulo. **Informações Econômicas**. São Paulo, v. 33, n.12, dez. 2003.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. **Produção, importação, exportação e consumo de leite – 1980/2005**. Disponível em: < <http://www.cnpqgl.embrapa.br/producao/07consumo/tabela07.06.php>>. Acesso em: 06 nov. 2007.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA – EMBRAPA. **Relatório da Embrapa**. Disponível em: <<http://www.agencia.cnptia.embrapa.br>>. Acesso em: 22 novembro 2007.

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

EViews, **User's guide**. Versão 3.0. Irvine: QMS, 1997. 656 p.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS-FGV. Disponível em: <http://www.fgvdados.com.br/dsp_series.asp>. Acesso em: 13 mar. 2006.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 2000. 846 p.

GOMES, S. T. Diagnóstico e perspectiva da produção de leite no Brasil. In: VILELA, D. BRESSAN, M.; CUNHA, A. S. (Eds.). **Restrições técnicas, econômicas e institucionais ao desenvolvimento da cadeia produtiva do leite no Brasil**. Brasília: MCT/ CNPQ/PADCT; Juiz de Fora: EMBRAPA – CNPGL, 1999. p. 19 - 35.

HARRIS, R.I.D. Using cointegration Analysis in Econometric Modelelling. London: Prentice Hall, 1995.

HYLLEBERG et al. Seasonal integration and cointegration. **Journal of Econometrics**, v. 44, p. 215-238, 1990.

JANK, M. S. GALAN, V. B. **Competitividade do sistema agroindustrial do leite**, 1998. (mimeogr.).

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economics Dynamics & Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v. 59, p. 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with application to the demand for money. **Oxford Bulletin on Economics and Statistics**, v. 52, n. 1, p. 169-210, 1990.

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: CONGRESSO ANPEC SUL, 2006.

Milk Point. Estatísticas. **Produção Brasileira de Leite por estado**. Disponível em <<http://www.milkpoint.com.br/?actA=2&areaID=50&secaoID=286&conteudoID=61>> Acesso em 08 nov. 2007.

Milk Point. **Top 100 2006**. Disponível em < http://www.milkpoint.com.br/mn/top100_2006/final/> Acesso em 08 nov. 2007.

NEVES, M. F. et al. **Tomografia da cadeia do leite em São Paulo**. Disponível em < <http://www.pensa.org.br>>. Acesso em: jan. 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.

VASCONCELOS, M.A.S., ALVES, D. **Manual de econometria**. São Paulo: Atlas, 2000. 308 p.

VILELA, D. LEITE; J. L. B.; RESENDE, J. C., Políticas para o leite no Brasil: Passado, Presente e Futuro. In: SIMPÓSIO SOBRE SUSTENTABILIDADE DA PECUÁRIA LEITERIA NA REGIÃO SUL DO BRASIL, 2002. Maringá **Anais..** Maringá, `R: UEM/CCA/DZO – Nupel, 2002. p.1-26.