

# Integração intra e inter-mercado: o caso dos preços do leite e derivados no Brasil

Bruno Henrique Picon De Carvalho<sup>1</sup>

Patrícia Lopes Rosado<sup>2</sup>

Simone de Faria Narciso Shiki<sup>2</sup>

Aline Cristina da Cruz<sup>2</sup>

**Resumo:** A atividade leiteira é de grande importância socioeconômica para o Brasil, permitindo geração de renda, empregos e tributos para a economia nacional. Além disso, a relevância do leite estende ao seu elevado valor nutritivo e essencialidade na composição da alimentação das classes de renda mais baixa. Diante deste cenário, o objetivo do presente estudo é identificar a transmissão de preços inter e intramercado para o setor lácteo brasileiro, no período de julho de 2004 a fevereiro de 2013. O método de análise utilizado é o de vetores auto-regressivos (VAR). De acordo com os resultados obtidos pode-se observar que os subprodutos não fermentados são os que possuem maior efeito explicativo sobre os preços pagos ao produtor. Quanto à análise de preços inter mercados, os resultados indicam que o estado de Minas Gerais é o maior formador do preço do leite pago ao produtor, seguido pelo estado de São Paulo. Este cenário aponta para a necessidade de políticas de preços para o leite focalizadas nos estados de Minas Gerais e São Paulo, devido ao fato do primeiro ser o maior produtor e o segundo possuir o maior número de laticínios. Os efeitos das políticas tendem a ser transmitidos para outros estados, dada a forte correlação entre os mercados.

**Palavras-chave:** Preço do leite e derivados, VAR, integração de mercados

**Abstract:** Milk production is of great socioeconomic importance to Brazil, allowing the generation of income, jobs and taxes to the national economy. Moreover, the relevance of milk is also due to its high nutritional value and essentiality in the food composition of the lower income classes. In this scenario, the objective of this study is to identify inter and intra market price transmission for Brazilian dairy sector in the period July 2004 to February 2013. The method of analysis used is the vector autoregression (VAR). According to the results, it can be seen that the non-fermented by-products are those having the greatest explanatory effect on prices paid to the producer. Concerning the analysis of inter market prices, the results indicate that the state of Minas Gerais is the greatest in formation of the milk price paid to the producer, followed by the state of São Paulo. This scenario points to the need for milk price policies focused on the state of Minas Gerais and São Paulo, due to the fact that the first is the largest producer and second have the largest number of dairy. The effects of policies tend to be transmitted to other states, given the strong correlation between markets.

**Keywords:** Price of milk and by-products, VAR, market integration

JEL – Q11

Área 11 - Economia Agrícola e do Meio Ambiente

---

<sup>1</sup> Graduando em Ciências Econômicas pela Universidade Federal De São João Del Rei.

<sup>2</sup> Professora do Departamento de Ciências Econômicas da Universidade Federal de São João Del-Rei.

## 1. Introdução

A atividade leiteira é de grande importância socioeconômica para o Brasil, permitindo geração de renda, empregos e tributos para a economia nacional. Além disso, a relevância do leite estende ao seu elevado valor nutritivo e essencialidade na composição da alimentação das classes de renda mais baixa. Conformes dados da Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO, 2011), o Brasil é o quarto maior produtor de leite, estando atrás somente de Estados Unidos, Índia e China. No ano de 2011, a produção leiteira brasileira foi o equivalente a US\$ 9, 9 bilhões.

Sobre a pecuária leiteira nacional, vale citar que seu desempenho deve-se, entre outros fatos, às condições climáticas deste país, bem como às particularidades regionais de sua extensão territorial, com destaque para os índices de produtividade nacionais, obtidos em propriedades, sobretudo, de pequeno e médio porte. É importante destacar também que as propriedades rurais nacionais que se dedicam à produção de leite e derivados representam, segundo informações da Embrapa<sup>3</sup> (2013), 40% das propriedades rurais brasileiras.

Sobre o sistema produtor de leite, de acordo com Sanabio e Antonialli (2007), trata-se de um complexo agroindustrial, que engloba várias etapas do processo: produção, armazenamento, processamento e distribuição. Todavia, tem-se observado que a composição desses diferentes níveis de mercado não é homogênea para todos os estados brasileiros.

Conforme dados do IBGE (2013), dos 22 bilhões de litros de leite produzidos, em 2012, no Brasil, o estado de Minas Gerais contribuiu com 24, 96%, seguido por Rio Grande do Sul (15,89%), Paraná (11,59%), São Paulo (10,43%) e Goiás (10,25%). Porém, embora estes sejam os estados com maior produção, este ranking altera-se, quando analisado em nível de laticínios.

Segundos dados de 2012 disponíveis na base de dados da RAIS<sup>4</sup> do Ministério do Trabalho e Emprego (tem), existem 6.424 laticínios, no Brasil. Destes, 1.519 estão localizados, em Minas Gerais, e 1.001, em São Paulo, compreendendo, respectivamente, 23,64% e 15,58% do total de laticínios brasileiros. Em seguida, aparecem Paraná, com 7,98%, Rio Grande do Sul, com 7,34%, e Goiás, com 6,21% do total. Tais dados indicam que o leite (matéria-prima) produzido nas unidades federativas é, em grande parte, processado e comercializado em Minas Gerais e no estado paulista. No caso de São Paulo, vale lembrar que, embora seja o quarto maior estado produtor nacional, é o segundo em número de laticínios.

Sobre o desempenho dos laticínios brasileiros, tem-se informações da Pesquisa Industrial Anual (PIA) de 2010, que possibilitam verificar o grau de especialização na produção dos laticínios. Apesar disso, segundo Baptista et al (2011), o nível de especialização pode ser obtido pela razão do valor da transformação industrial pelo valor bruto da produção, cuja média nacional aponta a razão de 37,46%.

Numa análise interestadual, se por um lado, Minas Gerais apresenta resultado próximo da média brasileira, com 37,23%, e São Paulo está acima da média, dada a razão de 50,86%. Por outro, Rio Grande do Sul apresenta indicador de 30,49%, e Paraná e Santa Catarina apresentam graus de especialização bem abaixo da média, com percentuais de 21,82% e 19,33%, respectivamente. em suma, esses valores indicam que

---

<sup>3</sup> Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária.

<sup>4</sup> Relação Anual de Informações Sociais.

tais estados são produtores e fornecedores de matérias primas, que são processadas e comercializadas, principalmente, no estado de Minas Gerais e São Paulo.

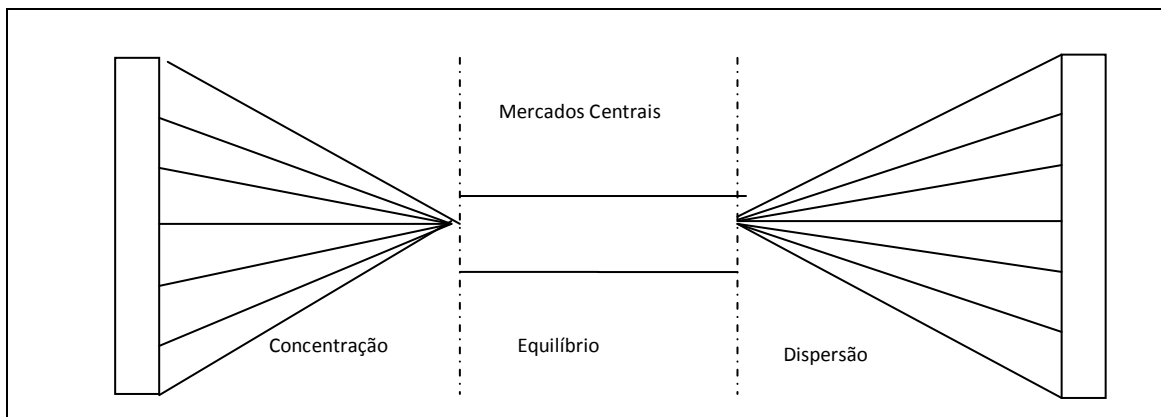
Desta forma, percebe-se uma interlocução entre os mercados de leite dos estados supracitados. Diante deste cenário, compreender a formação do preço dentro dessa cadeia produtiva, implica identificar os estados que são os principais determinadores de preços, e avaliar de que modo como ocorre a transmissão de preços dentro da cadeia produtiva. Tal análise justifica-se na medida em que este tipo de informação pode permitir o melhor entendimento do mercado, assim como possibilita a disponibilidade de informações para os tomadores de decisões produtivas e/ou das decisões políticas relacionadas à produção de leite e seus derivados.

Dentro desta temática, esse trabalho busca analisar a inter-relação entre o preço do leite nos principais estados produtores, de forma a identificar se há integração desses mercados e quais estados são os principais determinantes do preço. Especificamente, este trabalho busca também analisar as transmissões de preços dentro da cadeia produtiva, entre o preço pago ao produtor e o preço pago pelos derivados no atacado, identificando, assim, a integração tanto intra, quanto inter-mercados.

## 2. Modelo teórico

### 2.1 Transmissão de preços intra-mercado

Segundo Barros (1987), o mercado de produtos agropecuários pode ser dividido segundo os níveis de mercado (produtor, atacadista e varejista). O mercado do produtor define-se como o local onde os produtos são oferecidos aos intermediários, enquanto o mercado atacadista representa o segmento no qual ocorre o maior volume de transações entre atacadistas e varejistas. Já o mercado varejista refere-se ao local onde os consumidores adquirem as mercadorias. Este processo é representado na Figura 1.



Fonte: Piza e Welsh (1968, apud Barros 1987).

Figura 1 - Processo de comercialização agrícola.

Em um primeiro momento, ocorre o processo de concentração, a partir do qual, a produção é levada aos mercados centrais compostos pelos atacadistas. Nos mercados centrais, ocorre o equilíbrio, ou seja, o processo de ajustamento do fluxo de produção entre a oferta e demanda. Por fim, no processo de dispersão, tem-se a transferência da produção dos mercados centrais para varejistas e, posteriormente, aos consumidores finais (BARROS 1987).

Desta forma, a formação de preços dos produtos agrícolas ocorre em diferentes estágios e níveis de mercado. Especificamente, isto equivale a dizer que, a possibilidade

da definição de um preço único para um único produto dá lugar a uma rede de preços entre os diferentes níveis de mercado.

Sob esta perspectiva, a relação entre preços dos produtos agrícolas e de seus mercados de serviços de comercialização pode ser estudada pelo modelo de Gardner. Segundo Barros (1987), neste modelo, analisa-se um produto final e dois insumos utilizados para a produção do mesmo: a matéria prima agrícola e o insumo de comercialização. Deste modo, a atividade agrícola pode ser entendida como o processo de produção, por meio do quais atividades de comércio são adicionadas ao insumo matéria prima, até a obtenção do bem final: o produto consumido. Este modelo pode ser descrito matematicamente, considerando-se  $x$  como o produto final;  $a$ , o insumo matéria prima agrícola; e  $b$ , o insumo comercialização. Deste modo, tem-se:

$$x = f(a, b) \quad (1)$$

$$x = D(P_x, N) \quad (2)$$

$$P_b = P_x \cdot f_b, \quad \frac{\partial x}{\partial b} = f_b \quad (3)$$

$$P_a = P_x \cdot f_a, \quad \frac{\partial x}{\partial a} = f_a \quad (4)$$

$$P_b = g(b, T) \quad (5)$$

$$P_a = h(a, W) \quad (6)$$

em que a função (1) é a função de produção do bem  $x$  e a função (2) é a função de demanda do bem  $x$ , na qual,  $P_x$  é o preço no varejo e  $N$ , a variável exógena. As funções 3 e 4, por sua vez, representam a igualdade do preços do fator ao seus valores do produto marginal. Já as expressões 5 e 6 são as ofertas de ambos os insumos, sendo que  $T$  e  $W$  são variáveis exógenas.

É importante dizer que a variável exógena  $N$  inclui fatores que afetam a demanda do produto final como, por exemplo, o volume populacional. O  $T$  inclui os fatores que afetam o preço do insumo comercialização, entre eles os impostos. E  $W$  são os fatores que afetam o preço da matéria prima agrícola, em especial, as condições climáticas.

Esse sistema possui seis equações e seis incógnitas (quantidade do produto  $x$  e dos insumos  $a$  e  $b$ , e preço do produto  $x$  e dos insumos  $a$  e  $b$ ), e haverá uma solução para cada conjunto de variáveis exógenas, de forma que o modelo possui, portanto, as seguintes soluções:

$$\begin{aligned} \bar{x} &= \bar{x}(N, T, W) \\ \bar{P}_x &= \bar{P}_x(N, T, W) \\ \bar{a} &= \bar{a}(N, T, W) \\ \bar{P}_a &= \bar{P}_a(N, T, W) \\ \bar{b} &= \bar{b}(N, T, W) \\ \bar{P}_b &= \bar{P}_b(N, T, W) \end{aligned}$$

Desta forma, as condições de equilíbrio são afetadas pelos fatores exógenos. O aumento da demanda pode ser causado, por exemplo, pelo crescimento da população, enquanto a redução da oferta pode ser causada por fenômenos climáticos. Observa-se que alterações na demanda final ou na oferta dos insumos repercutem tanto no preço final, quanto nos preços dos insumos. Porém, a forma como os preços relativos do produto com os insumos irão reagir dependerá da elasticidade da oferta dos insumos matéria prima agrícola e comercialização.

Segundo Barros (1987), a elasticidade de transmissão de preços de  $P_x$  e  $P_a$  é dada por:

$$\epsilon_{P_x P_a} = \frac{\sigma + K_a e_b + K_b e_a}{\sigma + e_b} \quad (7)$$

$$\epsilon_{P_x P_a} = \frac{K_a(\sigma + e_b)}{e_b + K_a \sigma - K_b n} \quad (8)$$

em que  $\sigma$  é a elasticidade de substituição do insumo  $a$  para o insumo  $b$ . O  $K_a$  é a parcela do agricultor sobre os preços finais, e  $K_b$  é a parcela do comerciante. Deste modo, obtém a elasticidade da oferta do insumo matéria prima agrícola por meio de  $e_a$ , e a elasticidade do insumo comercialização é representada por  $e_b$ . Por fim,  $n$  é a elasticidade preço da demanda de  $x$ . A equação 7 representa a elasticidade no caso de variações na demanda do bem final  $x$ , e a equação 8, em situações de mudança na oferta do insumo matéria prima agrícola  $a$ .

Conforme Barros (1987), no caso de acréscimo na demanda do produto final, se as elasticidades da oferta de  $a$  e  $b$  são iguais,  $\epsilon_{P_x P_a}$  vai ser unitária. Assim, a variação de preços do insumo matéria prima agrícola é igual à variação do preço do produto final. Para o caso das elasticidades iguais, se  $\sigma \neq 0$ , a participação de cada insumo na produção permanece constante. Porém, a elasticidade da oferta da produção agrícola tende a ser menor que a da oferta de comercialização. Neste caso,  $\epsilon_{P_x P_a}$  será menor que a unidade, então, a elevação na demanda de  $x$  reduz o preço relativo  $P_x/P_a$ , pois o aumento de  $P_x$  será menor que o de  $P_a$ .

O referido autor argumenta que, no caso de variações na oferta da matéria prima agrícola, com a elasticidade representada na equação 8,  $\epsilon_{P_x P_a}$  será menor do que 1, caso  $e_b < n$ . Com a redução da oferta da matéria prima,  $P_x$  e  $P_a$  sofrerão aumento. Com essa redução, a quantidade demanda do bem final  $x$  também é reduzida, o que causa a queda do preço e da quantidade do insumo comercialização  $b$ , pois  $e_b > 0$ . Como o preço do bem final é a soma dos preços dos insumos, o preço relativo  $P_x/P_a$  deverá diminuir. Considerando-se que, na prática, a maior parte dos produtos agrícolas possuem elasticidade preço da demanda menor que zero, essa condição tende a ser verdadeira.

## 2.2 Transmissão de preços inter-mercados

Segundo Faminow e Benson (1990), a relação espacial de preços na agricultura (ou commodities) assume que a diferença de preços entre duas regiões será apenas igual aos custos de transação. Conforme Rosado (2006), essa relação ocorre devido ao papel dos arbitadores. A arbitragem espacial é o processo em que o agente compra o bem em um local mais barato para revendê-lo em outra localidade mais cara, com o intuito de obter lucro. Este processo tende a aumentar a demanda na região com preços mais baixos e diminuir a oferta na região com preços mais altos, de forma que, tal dinâmica prossegue até o ponto em que a diferença de preços das duas regiões torna-se igual aos custos de transação do bem.

Segundo Rosado (2006), esta igualdade de preços é denominada Lei do Preço Único (LPU). A lei do preço único pode ser fraca (quando causada esporadicamente pela arbitragem espacial), ou forte (quando a arbitragem e comércio ocorrem de forma contínua). Desta forma, Faminow e Benson (1990) argumentam que o diferencial dos preços do mesmo bem entre duas regiões, será igual (ou inferior) ao custo de transação, quando não há comércio regular (LPU fraca). De maneira análoga, esse diferencial será igual aos custos de transação, quando há comércio regular (LPU forte).

Segundo Krugman e Obstfeld (2005), a LPU também pode ser dada de forma agregada, que ocorre não apenas com um único bem, mas sim com uma cesta de bens. Na forma agregada, a LPU é denominada Paridade do Poder de Compra.

Na abordagem de Fontes et al (2005), a arbitragem espacial, a LPU e a integração de mercado são termos interrelacionados. A integração de mercado mede o grau de co-movimentação dos preços entre as regiões, dado que na situação em que há integração, a LPU é válida, portanto, o preço de determinada região não depende, apenas, da oferta e demanda local, mas, também, do mercado de outras localidades.

Conforme Rosado (2006), um mercado pode ser dito integrado, se evidenciada a relação entre o fluxo de bens e informações no tempo, espaço e forma. Assim, para o mercado de leite, dado o choque no excesso de demanda de leite na região A, mas sem alterações na região B, a razão das transmissões de preços pode ser dada por:

$$R_{AB} = \frac{\partial p_B}{\partial \varepsilon_A} \div \frac{\partial p_A}{\partial \varepsilon_A} \quad (9)$$

em que  $\varepsilon_A$  é o choque na demanda na região A;  $p_A$ , o preço do bem na região A; e  $p_B$  é o preço do bem na região B. Assim,  $\frac{\partial p_B}{\partial \varepsilon_A}$  é a variação infinitesimal no preço do bem na região B, dado o choque na região A, e  $\frac{\partial p_A}{\partial \varepsilon_A}$  é a variação infinitesimal no preço do bem na região A, mediante choque na região A.

Se  $R_{AB}$  é igual à unidade, a variação de preço em mercado é transmitida totalmente para o outro mercado. Segundo Fontes et al (2005), essa transmissão de preços também pode ocorrer indiretamente. Por exemplo, se as regiões A e B fornecem o bem para a região C, A e B podem ser integradas, sem que comercializem entre si. Assim, a região C transmitirá os preços entre A e B.

Para a validade da lei do preço único, são necessárias algumas condições. A despeito disso, Krugman e Obstfeld (2005) argumentam que altos custos de transação e barreiras ao comércio podem impedir a validade da Lei do Preço Único. Os custos podem ser altos suficientes para tornar inviável o processo de arbitragem. Os autores expõem também que, além desses fatores, a existência de monopólios e oligopólios pode interagir com os custos de transportes, enfraquecendo as relações de preços.

Nesta discussão, tem-se Rosado (2006), que ao citar Goletti e Christina-Tsigas (1995), argumenta que os fatores que podem levar ou impedir a integração de mercados são a infraestrutura da comercialização (estrutura do transporte, crédito e etc.), as políticas governamentais, os diferenciais de produto, os choques de oferta dentro outros fatores.

### 3. Metodologia

Dentre os diversos modelos econométricos utilizados para testar a presença de transmissão de preços inter e/ou intramercados, Fackler (1996) cita o modelo de vetores auto-regressivos (VAR) como um dos mais utilizados, devido ao fato de ser um modelo de regressão dinâmico.

O modelo VAR, é pode ser demonstrado por meio de sua forma mais simples, para depois ser utilizado para ordens maiores. Conforme Enders (1995), um VAR bivariado de ordem 1 pode ser descrito, a partir do sistema:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + Y_{11}y_{t-1} + Y_{12}z_{t-1} + \epsilon_{yt} \quad (10)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + Y_{21}y_{t-1} + Y_{22}z_{t-1} + \epsilon_{zt} \quad (11)$$

assumindo-se que  $y_t$  e  $z_t$  são estacionárias;  $\epsilon_{yt}$  e  $\epsilon_{zt}$  são ruídos brancos com desvio padrão  $\sigma_y$  e  $\sigma_z$ , respectivamente; e  $\{\epsilon_{yt}\}$  e  $\{\epsilon_{zt}\}$  não são correlacionados. Este é o modelo em sua forma estrutural, e segundo Enders (1995), pode ser descrito de forma matricial:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Upsilon_{11} & \Upsilon_{12} \\ \Upsilon_{21} & \Upsilon_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (12)$$

ou

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \epsilon_t \quad (13)$$

$$\text{em que } B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}; x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}; \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}; \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \Upsilon_{11} & \Upsilon_{12} \\ \Upsilon_{21} & \Upsilon_{22} \end{bmatrix}; \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}.$$

em que  $\epsilon_{yt}$  e  $\epsilon_{zt}$  são choques puros em  $y_t$  e  $z_t$ . Dessa forma, devido ao fato de as variáveis serem, contemporaneamente, correlacionadas, o choque em uma variável é transmitido, indiretamente, à outra. Segundo Bueno (2008),  $z_t$  e  $y_t$  são, individualmente, correlacionadas com os erros  $\epsilon_{yt}$  e  $\epsilon_{zt}$  e, portanto, esse modelo não pode ser estimado diretamente. Desta forma, o modelo é normalmente estimado em sua forma reduzida. Para tal, conforme Enders (1995), para se obter o VAR, em sua forma reduzida, multiplica-se a equação (13) por  $B^{-1}$ , assumindo a forma:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (14)$$

em que  $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$ ;  $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ ;  $e_t = B^{-1}\epsilon_t$ ;  $x_t$  é um vetor contendo as variáveis endógenas. Adotando a notação  $a_{i0}$  para os elementos do vetor  $A_0$ ,  $a_{ij}$ , para os elementos da matriz  $A_1$  e  $e_{it}$ , como os elementos do vetor  $e_t$ , o VAR (1) bivariado em sua forma reduzida pode ser escrito sobre a forma:

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (15)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (16)$$

Desta forma, o VAR pode ser generalizado para uma ordem ( $d$ ) como representado na seguinte equação:

$$x_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_1 x_{t-i} + e_t \quad (17)$$

Antes de estimar o modelo, é necessário verificar se as séries são estacionárias, com o propósito de evitar regressões espúrias. Segundo Bueno (2008), uma série é estacionária, quando flutua em torno de uma média e se sua variância é constante, ao longo do tempo. Porém, essa inspeção é difícil de ser realizada visualmente, sendo recomendado, portanto, o uso de testes estatísticos, a fim de detectar a estacionariedade da série. No presente trabalho, utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Caso a série seja estacionária em nível, ou seja, seja  $I(0)$ , não é necessário o seu tratamento, antes da mesma ser introduzida ao modelo. Caso seja estacionária em sua primeira diferença -  $I(1)$  - é necessário diferenciar a série uma vez, antes de introduzi-la no modelo. Isso corresponde a dizer que, caso a série seja integrada de ordem  $d$  -  $I(d)$  -, é necessário diferenciá-la  $d$  vezes, antes de utilizá-la no modelo.

Após a determinação da ordem de integração das séries, parte-se para a determinação do número de defasagens do VAR. para isso, um dos métodos bastante utilizado é usar o número de defasagens que minimize algum dos critérios de informações, entre os quais, os critérios de Schwartz (BIC), de Hannan-Quinn (HQ) e de Akaike (AIC). Conforme Bueno (2008), o número de defasagem ótima determinada por esses critérios segue a seguinte relação:

$$\hat{p}(BIC) \leq \hat{p}(HQ) \leq \hat{p}(AIC)$$

Observa-se que o critério de Schwartz é mais parcimonioso. Porém, segundo Lütkepohl (2005), diferentes critérios enfatizam diferentes aspectos do processo gerador dos dados. Desta forma, é comum utilizar mais de um teste para especificar o modelo. A

definição do número de defasagem funciona como uma ferramenta para especificar o modelo que gera resíduos do tipo ruído branco.

Após a determinação do número de defasagens pelo critério de Schwartz, partiu-se para a análise dos resíduos. Utilizou-se os testes de autocorrelação de Portmanteau e do Multiplicador de Lagrange, além do teste de heterocedasticidade de White.

Segundo Bueno (2008), para se analisar os efeitos de choques individuais, é necessário identificar o modelo. Diante disso, o método aqui utilizado consiste na decomposição de Choleski, em que a porção superior da matriz de covariância tenha zeros. Assim, é necessário ordenar as variáveis, partindo daquela menos endógena para a mais endógena. Utilizando-se a decomposição de Choleski, calculou-se a decomposição da variância, a qual, segundo Bueno (2008), permite informar a porcentagem da variância que decorre de cada variável, ao longo do tempo de previsão.

A ordenação das variáveis para a decomposição de Choleski no modelo de transmissão de preços intermercados foi: LNMG, LNRS, LNPR, LNPS, LNGO, que, referem-se aos estados de Minas Gerais, rio Grande do Sul, Paraná, São Paulo e Goiás, respectivamente. Essa ordenação foi escolhida seguindo um ranking de estados produtores de leite, conforme já referenciado.

No caso do modelo de transmissão de preços intramercado, a ordenação é: LNPROD, LNCRU, LNPAST, LNUHT, LNMUS, LNMANT, LNQUEIJO, LNLEMPO. Neste caso, a definição da ordenação está relacionada à premissa de que o preço pago ao produtor é o de menor valor agregado, e assim, sucessivamente, até o preço do leite em pó, que é o de maior valor agregado, indicando, assim, a transmissão dentro da cadeia produtiva.

### **3.1 Fonte e Tratamento dos Dados**

As séries de preços pagos ao produtor e dos derivados foram obtidas por meio da base de dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA), referentes às unidades federativas de Minas Gerais, São Paulo, Paraná, Goiás e Rio Grande do Sul. Tais informações referem-se a uma amostra de julho de 2004 a fevereiro de 2013, cuja justificativa de escolha está relacionada, essencialmente, à disponibilidade de dados.

No caso do modelo que trata dos produtos derivados, utilizou-se a média de preços nacionais. As séries de derivados compreendem: preço do leite cru integral (CRU), preço do leite pasteurizado (PAST), leite UHT (UHT), leite em pó sachê de 400 gramas (LEMPO), preço da manteiga 200 gramas (MANT), preço do queijo mussarela (MUS) e preço do queijo prato (QUE).

As séries foram deflacionadas pelo IGP-DI e transformadas em logaritmo natural, com o intuito de diminuir a variância. Ademais, tal tratamento possibilita a definição dos resultados em elasticidade.

## **4 Análise e Discussão dos Resultados**

### **4.1 Transmissão de preços intra-mercados**

Diante dos objetivos propostos no trabalho, nesta seção é apresentada a análise dos resultados obtidos com base no instrumental analítico proposto. Primeiramente, tem-se, na Tabela 1, informações sobre o consumo de leite nos anos 2000. Ao observar a Tabela 1, é perceptível que o consumo de leite fluido apresentou crescimento, no Brasil, para o período de 2000 a 2013. Até o ano 2006, a maior parte do leite consumido era para uso doméstico, entre 54% e 57%, do total, enquanto de 42% a 45% era



utilizado em fábricas. Porém, essa relação se inverte, a partir de 2007, quando a maior parte do leite consumido domesticamente passa a ser utilizado nas fábricas para a produção de derivados. Essa relação indica a importância que os derivados estão assumindo na composição do mercado do leite.

Tabela 1 – Consumo de leite para uso doméstico e uso nas Fábricas (1.000 toneladas), para o período de 2000 a 2013

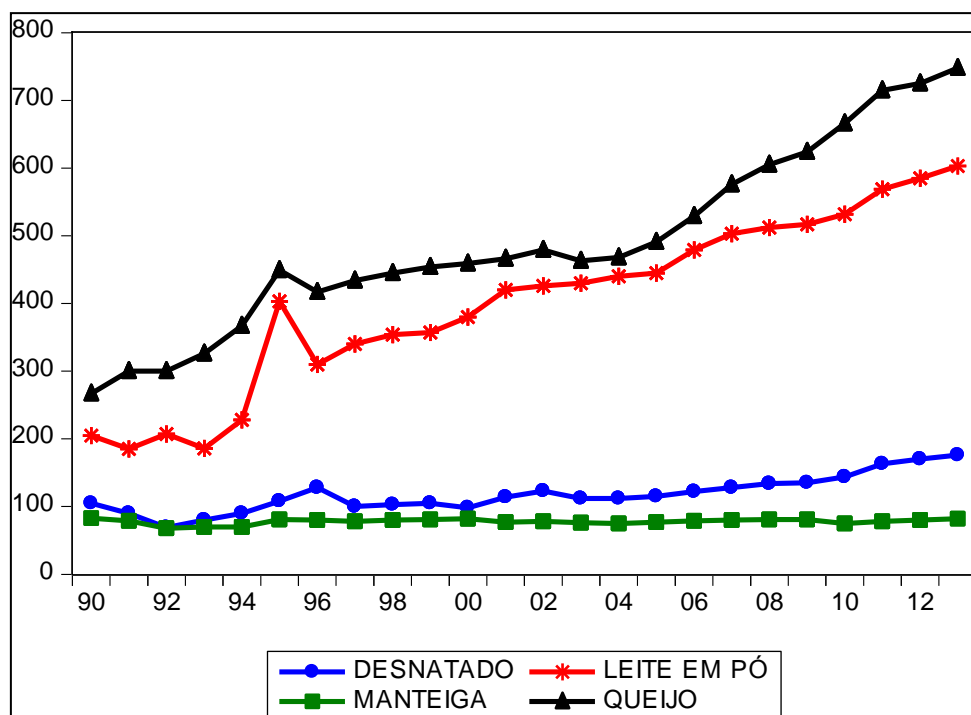
Ano	Consumo	Uso em Fábricas	%	Uso Doméstico	%
2000	22.229	9.390	42,24	12.690	57,08
2001	22.337	9.799	43,86	12.390	55,46
2002	22.659	10.218	45,09	12.295	54,26
2003	22.861	10.320	45,14	12.391	54,20
2004	23.316	10.423	44,70	12.743	54,65
2005	24.250	10.700	44,12	13.400	55,25
2006	25.243	10.985	43,51	13.755	54,49
2007	26.753	16.052	60,00	10.170	38,01
2008	27.815	16.671	59,93	10.684	38,41
2009	28.766	17.371	60,38	10.895	37,87
2010	29.953	18.125	60,51	11.278	37,65
2011	30.729	18.720	60,91	11.429	37,19
2012	31.505	19.200	60,94	11.715	37,18
2013	32.396	19.796	61,10	12.000	37,04

Fonte:Elaboração através de dados da USDA, United States Department of Agriculture.

Considerando os dados da USDA, na Figura 2, verifica-se a trajetória crescente de consumo de queijo e leite em pó, a partir de 1990, no Brasil. Desta trajetória, apreende-se o consumo de 267 mil toneladas de queijo e 205 mil toneladas de leite em pó, no ano de 1990. Já no ano de 2013, foram consumidos 748 mil toneladas de queijo e 603 mil toneladas de leite em pó, representando o aumento de 180,14% e 194,14%, respectivamente.

O aumento do consumo do leite desnatado foi relativamente inferior, dado o aumento de 105 mil toneladas, em 1990, para 176 mil toneladas, em 2013, o que representa o acréscimo de 67,6%. Já a demanda por manteiga manteve-se, praticamente, constante em todo o período, conforme Figura 2.

No caso da demanda interna por queijo, houve tendência de aumento, todavia com comportamento mais constante, a partir de 2005, quando a taxa de crescimento anual varia entre 4% a 8%, com exceção apenas em 2012. O mesmo ocorre com o consumo do leite em pó, cujas taxas de crescimento estão entre 2,5% a 5,9%. Esta expansão da demanda pode estar atrelada ao crescimento econômico e às políticas de redistribuição de renda, que ocorreram neste período, responsáveis pelo aumento da renda da população, possibilitando o consumo de bens considerados de luxo por parte dos consumidores brasileiros.



Fonte: Elaboração através de dados da USDA, United States Department of Agriculture.  
 Figura 2 - Consumo doméstico de derivados do leite (1000 Ton.), no período de 1990 a 2013.

Em suma, a análise inicial aponta a crescente importância dos derivados para o mercado leiteiro. Dito isso, passa-se ao foco do estudo, qual seja a análise da transmissão de preço dentro da cadeia produtiva, a partir do modelo de Vetores Autoregressivos (VAR). É importante lembrar que, primeiramente, faz-se necessário testar a ordem de integração das séries utilizando-se o teste de raiz unitária de ADF, cujo resultado é apresentado na Tabela 2.

Tabela 2– Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) das séries de preço do leite pago ao produtor e preço dos derivados no atacado, de julho de 2004 a fevereiro de 2012

Variável	Lags	Termos determinísticos	Estatística <i>t</i>	Valores Críticos		
				1%	5%	10%
lnCRU	0	Com constante	-3,80*	-3,48	-2,88	-2,58
lnLEMPO	1	Com constante	-2,07	-3,48	-2,88	-2,58
ΔlnLEMPO	0	Pela origem	-8,42*	-2,58	-1,94	-1,61
lnMANT	0	Com constante e tendência	-4,97*	-4,04	-3,45	-3,15
lnMUSS	1	Com constante e tendência	-6,38*	-4,04	-3,45	-3,15
lnPAST	1	Com constante	-5,18*	-3,49	-2,89	-2,58
lnPROD	2	Com constante	-3,03*	-3,49	-2,89	-2,58
lnQUE	1	Com constante e tendência	-5,08	-4,05	-3,45	-3,15
lnUHT	1	Com constante	-6,91*	-3,49	-2,89	-2,58

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Séries logaritmizadas.

\*indica a rejeição da hipótese nula de não estacionariedade a 5% de significância.

Os resultados apresentados revelam que, exceto a série lnLEMPO, todas as séries são estacionárias em nível I(0), o que exige, portanto, a sua diferenciação. Sendo a série lnLEMPO integrada de ordem um I(1), é necessário diferencia-la uma vez, antes

de se estimar o modelo. Uma vez determinada a ordem de integração das variáveis, parte-se para a identificação do número de defasagens do modelo. Segundo o critério de Schwartz, deve-se usar uma defasagem. No entanto, com uma defasagem, o modelo apresentou autocorrelação dos resíduos, mas, com duas defasagens, este problema foi solucionado, de modo que se procedeu à estimação do modelo com duas defasagens.

Uma vez estimado o modelo, foi feita a análise da decomposição da variância, que permite dizer que porcentagem da variância decorre de cada variável, ao longo do tempo de previsão. A decomposição da variância das séries lnPRO, lnCRU, lnPAST e lnUHT é apresentada na Tabela 3.

Tabela 3- Decomposição da Variância de lnPRO, lnCRU, lnPAST e lnUHT, de julho de 2004 a fevereiro de 2013

LNPROD								
Período	LNPROD	LNCRU	LNPAS	LNUHT	LN MUS	LN MANT	LN QUE	LN LEMPO
1	100,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
10	44,95	14,84	12,07	8,51	1,33	15,90	2,05	0,31
20	41,49	13,27	12,82	9,99	5,19	13,86	3,02	0,32
30	40,71	13,03	13,35	10,08	5,42	14,00	3,01	0,37
40	40,69	13,02	13,36	10,06	5,41	14,03	3,02	0,37
LNCRU								
Período	LNPROD	LNCRU	LNPAS	LNUHT	LN MUSA	LN MANT	LN QUE	LN LEMPO
1	16,40	83,59	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
10	34,09	46,86	6,74	0,80	2,58	5,57	1,76	1,56
20	32,47	42,65	8,90	2,65	4,30	5,57	1,91	1,51
30	32,15	42,21	9,14	2,78	4,36	5,88	1,91	1,54
40	32,17	42,16	9,13	2,78	4,36	5,90	1,92	1,53
LN PAST								
Período	LNPROD	LNCRU	LNPAS	LNUHT	LN MUS	LN MANT	LN QUEI	LN LEMPO
1	2,21	1,33	96,45	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
10	14,41	9,55	37,45	11,09	4,02	19,92	2,52	1,00
20	15,96	9,37	35,18	11,40	5,78	18,19	3,10	0,99
30	15,83	9,22	35,18	11,49	6,06	18,06	3,12	0,99
40	15,82	9,22	35,17	11,49	6,05	18,09	3,12	1,00
LNUHT								
Período	LNPROD	LNCRU	LNPAS	LNUHT	LN MUS	LN MAN	LN QUE	LN LEMPO
1	2,38	9,30	26,33	61,98	0,00	0,00	0,00	0,00
10	9,62	14,65	26,56	31,53	4,49	8,59	4,19	0,32
20	9,70	13,85	25,89	31,89	5,71	8,43	4,16	0,32
30	9,74	13,83	25,83	31,86	5,78	8,44	4,17	0,32
40	9,74	13,83	25,83	31,85	5,78	8,44	4,17	0,32

Fonte: Dados da pesquisa.

De posse dos resultados da Tabela 3, pode-se inferir que, ao final de dez meses, a variância do preço pago ao produtor é explicada em 44,95% por ela mesma, 14,84% pelo preço do leite cru, 12,07% pelo leite pasteurizado, 8,51 % pelo leite UHT e 15,90% pelo preço da manteiga. Verifica-se também que ao longo do tempo, estas variáveis continuam a exercerem influência na determinação do preço pago ao produtor de leite. Desta forma, o preço pago ao produtor sofre maior influência dos subprodutos manteiga, leite cru, pasteurizado e UHT. Isso indica que os produtos com maior valor agregado não possuem grande repasse para o produtor, com exceção da manteiga.

Conforme demonstrado, anteriormente, no período de 1990 a 2013, o consumo de manteiga manteve-se estável, enquanto o consumo de leite pasteurizado apresentou baixo crescimento. Desta forma, segundo a decomposição da variância do preço ao produtor, este não recebeu grandes benefícios da demanda, já que esta ocorreu sobre o leite em pó e queijos, os quais revelam baixo poder explicativo na variância do preço do leite ao produtor.

No caso do preço do leite cru, sua variância é explicada no primeiro mês em 16,40% pelo preço do leite pago ao produtor e 83,59% por si mesma. Já ao final de dez meses é explicada em 83,59% da sua própria variação, 16,40% das variações do preço pago ao produtor. Entretanto, após decorridos quarenta meses após o choque, sua variância é explicada em 42,16% por si mesma, 32,17% pelo preço pago ao produtor e 9,13% pelo preço do leite pasteurizado e 16,49% pelas variações dos preços dos demais subprodutos considerados na análise. Tais resultados apontam que o preço do leite cru possui forte relação com as variações do preço pago ao produtor. Além disso, essa relação ocorre, em dois sentidos porém numa magnitude menor quando se trata do efeito do leite cru no comportamento do preço pago ao produtor, pois este influencia em apenas 13,02% .

Em relação ao preço do leite pasteurizado, em um mês após o choque sua variância é explicada em 2,21% pelo preço do leite pago ao produtor, 1,33% pelo preço do leite cru e 96,45% por si mesma. Com o passar do tempo a influência sobre si mesma diminui e cresce a influência do leite pago ao produtor, do leite cru e do UHT. Ao final de 40 meses o preço do leite pasteurizado é explicada em 35,17% pelo seu próprio preço, 18,09% pelo preço da manteiga, 15,82% do preço pago ao produtor, 9,22 % pelo preço do leite cru e 11,49% pelo preço do leite UHT. Tais informações permitem apontar, mais uma vez, que a interrelação entre os subprodutos não fermentados ocorre, principalmente, em razão de estes serem bens substitutos quase perfeitos.

Prosseguindo com a análise do preço do leite UHT, na Tabela 3 vê-se que no primeiro sua variância é explicada em 61,98% por si mesma, 26,33% pelo preço do leite pasteurizado, 9,30 pelo preço do leite cru. Com o passar do tempo o preço do leite UHT perde influência sobre si mesmo, e sofre maior influência dos outros produtos. Em 10 meses seu preço é explicado em 31, 35% por si mesmo, em 26,56% pelo preço do leite pasteurizado, 7,59% pelas outras variáveis. Conforme se expande o horizonte de tempo para 40 meses esses valores não sofrem alterações significativas. Esses resultados Confirmam a interrelação entre o preço do leite cru, pasteurizado e UHT.

O poder explicativo do preço da manteiga sobre os preços dos derivados apresentados ocorre devido ao fato de esta ser produzida, concomitantemente, aos derivados apresentados. Ademais, é importante enfatizar que a produção da manteiga não exige alto nível de especialização na produção, podendo ser produzida por produtores fora dos laticínios.

Na Tabela 4, apresenta-se também a decomposição da variância para a mussarela, manteiga, queijo e leite em pó. É possível perceber que no primeiro mês após o choque, que as variações do preço da mussarela são explicados em 58,33% por si

mesma, 21,48% pelo preço do leite UHT, 11,13% pelo preço do leite pasteurizado e 5,38 pelo preço do leite ao produtor. Com o passar do tempo, a mussarela perde influencia sobre si mesmo, sendo que ao final de 40 meses 20,90% da variância do seu preço é explicada por si mesmo, enquanto 24,48% se deve à variações no preço do leite UHT, 22,22% ao preço do leite pasteurizado e 18,06% em razão da variação do preço ao produtor e 14,30% pelas demais variáveis.

Tabela 4- Decomposição da Variância e lnMUS, lnMANT, lnQUE e lnLEMPO no período de julho de 2004 a fevereiro de 2013

LNMUS								
Período	LNPROD	LNCRU	LNPAS	LNUHT	LN MUS	LN MANT	LN QUE	LN LEMPO
1	5,38	3,65	11,13	21,48	58,33	0,00	0,00	0,00
10	19,02	4,45	23,00	24,02	20,29	5,76	2,83	0,60
20	18,01	4,30	22,29	24,57	20,97	6,24	2,96	0,63
30	18,03	4,33	22,22	24,50	20,91	6,37	2,97	0,64
40	18,06	4,33	22,22	24,48	20,90	6,37	2,97	0,63

LN MANT								
Período	LNPROD	LNCRU	LNPAS	LNUHT	LN MUSA	LN MANT	LN QUE	LN LEMPO
1	1,32	2,17	5,84	0,76	0,00	89,88	0,00	0,00
10	2,25	1,50	19,94	1,77	1,96	67,40	1,66	3,48
20	3,49	1,81	19,63	1,78	2,22	65,79	1,85	3,41
30	3,61	1,81	19,74	1,86	2,33	65,35	1,87	3,39
40	3,61	1,81	19,75	1,87	2,34	65,32	1,87	3,39

LN QUE								
Período	LNPROD	LNCRU	LNPAS	LNUHT	LN MUS	LN MANT	LN QUE	LN LEMPO
1	1,92	6,80	15,68	17,36	26,42	0,44	31,36	0,00
10	18,15	9,66	24,69	21,25	12,11	7,10	6,09	0,91
20	17,16	8,84	24,51	21,79	13,52	7,28	5,93	0,93
30	17,08	8,82	24,47	21,70	13,48	7,55	5,90	0,96
40	17,13	8,82	24,45	21,67	13,48	7,55	5,90	0,96

LN LEMPO								
Período	LNPROD	LNCRU	LNPAS	LNUHT	LN MUS	LN MANT	LN QUE	LN LEMPO
1	0,09	2,78	9,55	0,03	2,43	5,67	0,10	79,31
10	2,10	3,50	18,68	4,00	3,62	6,60	0,93	60,52
20	2,24	3,49	18,64	4,87	3,82	6,69	1,04	59,16
30	2,31	3,50	18,63	4,90	3,84	6,70	1,06	59,03
40	2,31	3,50	18,64	4,90	3,84	6,70	1,06	59,01

Fonte: Dados da pesquisa.

A decomposição da variância do preço da manteiga indica que, ao final de um mês, 89,88% de sua variância é explicada por si mesmo e 5,84% pelo preço do leite pasteurizado. Com a passagem do tempo, em 10 meses 67,40% de sua variância é explicada por si mesmo e 19,94% pelo preço do leite pasteurizado e 12,66% pelas demais variáveis. Esses valores não sofrem grandes alterações no longo prazo. Desta

forma, o preço da manteiga depende, em grande parte, das próprias condições do preço da manteiga. Essa relação pode ser explicada pelo fato de a cotação real da manteiga não ter sofrido grandes variações, no período analisado, assim como o seu consumo se manteve constante, entre 1990 e 2013, como discutido anteriormente.

Considerado o mesmo período, a variância do queijo prato é explicada em 24,45% pelo preço do leite pasteurizado, 21,67% pelo leite UHT, 17,13% pelo preço pago ao produtor, 13,48% do seu próprio preço, 8,82 pelo preço do leite cru e apenas 14,41 das demais variáveis. Esses resultados indicam que, em geral, os preços dos queijos sofrem considerável influência do preço do leite pasteurizado, UHT e pago ao produtor. Desta forma, tem-se indicativos de presença de transmissão de preços dentro da cadeia produtiva, pois estes influenciam os preços dos queijos, embora sofram pouca influência dos mesmos.

Na análise dos resultado do preço do leite em pó, identifica-se que no primeiro mês sua variância é explicada em 79,31% por si mesma, em 9,55% pelo preço do leite pasteurizado e em 5,67% pelo preço da manteiga. Ao final de 10 meses seu preço é explicado em 60,52% por si mesmo, enquanto que 18,68% desta variancia deve-se ao movimento de preços do leite pasteurizado e 20,08 pelas demais variáveis. Assim, o preço do leite em pó depende, sobremaneira, do seu próprio mercado. A justificativa para isto pode estar relacionado ao fato de este não ser um substituto perfeito das outras formas de leite comercializáveis. Embora o consumo de leite em pó tenha aumentado, nestes mais de vinte anos, tem-se que trata-se ainda de um produto com pouca influência sobre a variância dos preços dos outros produtos derivados do leite, indicando que este efeito não foi repassado por meio das operações de compra e venda realizadas ao longo da cadeia produtiva.

## 5.2 Transmissão de preços inter-mercados

Para analisar a transmissão de preços inter-mercados, foram utilizados os preços pagos ao produtor de Minas Gerais, Rio Grande do Sul, Paraná, São Paulo e Goiás. Utilizando-se as medidas de estatística descritiva (Tabela 5), é perceptível que os estados apresentam médias próximas. Vale mencionar que o estado de Goiás é o que apresenta o menor valor mínimo e também o maior valor máximo, conseqüentemente, é o estado com maior desvio padrão, indicando maior heterogeneidade dos preços praticados.

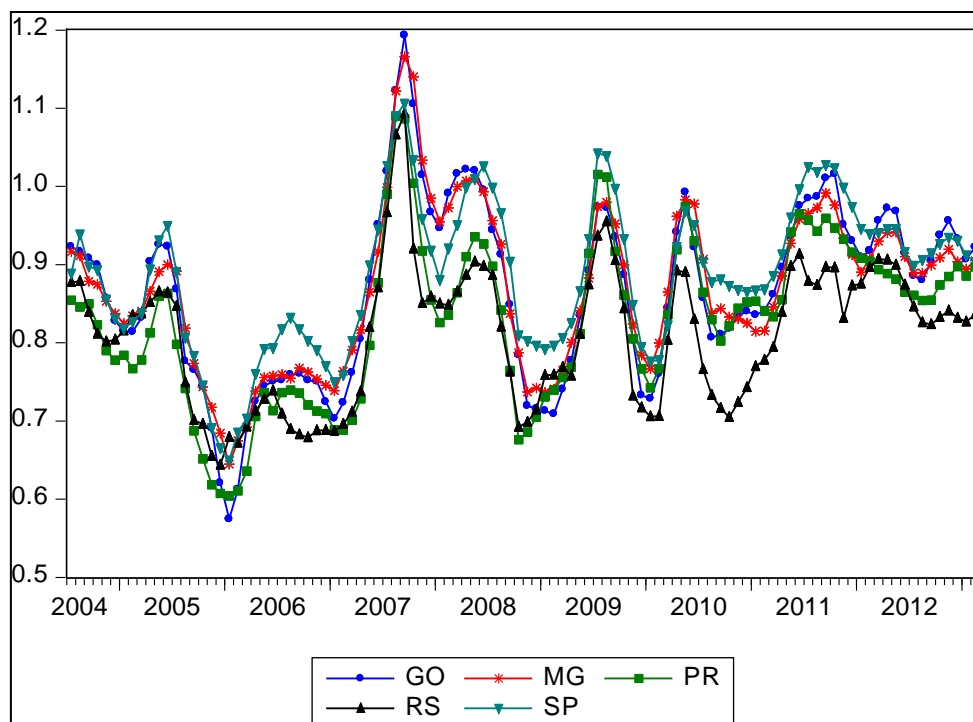
Tabela 5 - Estatística descritiva dos preços reais pago aos produtores, julho de 2004 a fevereiro de 2013

Estatística	Minas Gerais	Rio Grande do Sul	Paraná	São Paulo	Goiás
Média	0,869	0,809	0,828	0,886	0,866
Mediana	0,880	0,826	0,843	0,895	0,882
Máximo	1,165	1,093	1,090	1,106	1,193
Mínimo	0,644	0,643	0,603	0,649	0,574
Desvio	0,100	0,088	0,103	0,094	0,113

Fonte: Dados da pesquisa.

A inspeção visual do comportamento das séries a partir da Figura 3 permite identificar um comportamento homogêneo dos preços pagos ao produtor, para todos os estados analisados. O que se observa é que, mediante a combinação dos recursos de análise gráfica combinada à estatística descritiva das séries, *a priori*, pode-se dizer que há movimento de integração entre os preços praticados nos mercados dos estados que

compõem o ranking nacional dos cinco maiores produtores de leite. O próximo passo para corroborar esta primeira inferência é a estimação do modelo VAR, com a proposta de determinar a interdependência entre os mercados e se existe um estado que domina o comportamento dos preços, no sentido de variações no preço deste se propagam para os outros e ao mesmo tempo esse não sofre influência dos demais..



Fonte: Elaboração através de dados do CEPEA

Figura 3 - Preços reais pagos ao produtor de leite nos estados de GO, RS, MG, SP e PR no período de julho de 2004 a fevereiro de 2013

Retomando o método analítico proposto, tem-se que o primeiro passo para a estimação do modelo é detectar a ordem de integração das variáveis de preço ao produtor para todos os estados analisados. Para isto, foi implementado o teste de Dicky-Fuller Aumentado (ADF), cujo resultado encontra-se na Tabela 6.

Tabela 6– Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para as séries de preço do leite pago ao produtor no período de julho de 2004 a fevereiro de 2013

Variável	Lags	Termos determinísticos	Valor calculado	Valores Críticos		
				1%	5%	10%
lnGO	2	Com constante	-2,966368*	-3,49	-2,89	-2,58
lnMG	1	Com constante	-4,398566*	-3,49	-2,89	-2,58
lnPR	2	Com constante e tendência	-4,127857*	-4,05	-3,35	-3,15
lnRS	1	Com constante	-4,433191*	-3,49	-2,89	-2,58
lnSP	1	Com constante e tendência	-5,666318*	-4,05	-3,35	-3,15

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota:\*indica a rejeição da hipótese nula de não estacionariedade a 5% de significância.

Para todas as variáveis, rejeita-se a hipótese nula de não estacionariedade, a 5% de significância, não sendo necessário, portanto, fazer a sua diferenciação. O próximo

passo consiste em determinar o número de defasagens utilizados no modelo VAR. mediante aplicação do critério de Schwartz, o indicou seria o uso de duas defasagens. Porém, seguindo esta recomendação, o modelo apresentou problemas de autocorrelação e não normalidade dos resíduos. No entanto, o aumento para três defasagens levou à solução do problema, o que apontou para a estimação com três defasagens. Estimado o modelo, partiu-se para a análise da decomposição da variância que é apresentada na Tabela 7.

Tabela 7- Decomposição da Variância da série de preços pagos ao produtor, julho de 2004 a fevereiro de 2013

LNMG					
Período	LNMG	LNRS	LNPR	LNSP	LNGO
1	100,00	0,00	0,00	0,00	0,00
10	64,44	9,02	4,13	19,85	2,53
20	63,22	8,81	5,08	20,18	2,68
30	63,20	8,84	5,08	20,17	2,69
40	63,20	8,84	5,08	20,17	2,69
LNRS					
Período	LNMG	LNRS	LNPR	LNSP	LNGO
1	29,76	70,23	0,00	0,00	0,00
10	51,81	29,52	3,01	10,47	5,16
20	51,19	29,23	3,68	10,48	5,40
30	51,19	29,23	3,68	10,48	5,40
40	51,19	29,23	3,68	10,48	5,40
LNPR					
Período	LNMG	LNRS	LNPR	LNSP	LNGO
1	24,46	15,27	60,25	0,00	0,00
10	53,79	11,06	18,03	14,78	2,32
20	53,61	10,97	18,16	14,82	2,41
30	53,60	10,99	18,16	14,81	2,42
40	53,60	10,99	18,16	14,81	2,42
LNSP					
Período	LNMG	LNRS	LNPR	LNSP	LNGO
1	41,97	3,60	16,31	38,11	0,00
10	60,97	10,17	8,87	19,00	0,97
20	60,39	9,98	9,25	19,23	1,12
30	60,38	9,99	9,25	19,22	1,13
40	60,38	9,99	9,25	19,22	1,13
LNGO					
Período	LNMG	LNRS	LNPR	LNSP	LNGO
1	61,74	0,94	0,00	3,70	33,60
10	59,19	9,76	4,72	19,67	6,64
20	58,18	9,54	5,65	19,98	6,63
30	58,16	9,57	5,65	19,97	6,64
40	58,16	9,57	5,65	19,97	6,64

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Séries logaritmizadas.

Primeiramente, vê-se que Minas Gerais é o estado com maior poder explicativo sobre os preços de todos os estados. Ao final de 40 meses, os preços em Minas Gerais possuem poder explicativo de 63,20% sobre si mesmo, 51,19% sobre os preços praticados no Rio Grande do Sul, 53,60 dos preços do Paraná, 60,38% sobre os preços paulistas e 58,16% dos preços praticados em Goiás.



Esse efeito ocorre devido ao fato do estado de Minas Gerais ser o maior produtor de leite, com 24,96% da produção nacional e, também ser o estado com o maior número de laticínios: total de 1.519. Assim, por meio do processo de comercialização, o estado de Minas Gerais possui poder de afetar o preço do leite pago ao produtor, nos demais estados, de forma que os preços praticados nos outros estados dependem, em grande parte, dos preços praticados em Minas Gerais.

Na observação dos dados de cotações referentes ao Rio Grande do Sul, no primeiro mês após um choque 70,23% do seu preço é explicado por si mesmo, com o passar do tempo porém esse efeito é dissipado. Ao final de 40 meses, o preço pago ao produtor neste estado é explicado em 29,23% por si mesmo e em 10,48% pelo preço praticado em São Paulo. Já no Paraná, a partir do mesmo recorte temporal, 18,16% da variância do preço paranaense é explicado pelo seu próprio preço e 14,81% pelo preço praticado, em São Paulo. Desta forma, para estes dois estados, o maior formador de preços é o estado de Minas Gerais, seguido pelos próprios preços e depois pelos preços praticados em São Paulo. Conforme Baptista et al (2011), estes estados são tradicionalmente produtores e fornecedores de matérias prima que serão processadas e comercializadas, principalmente, em Minas Gerais e São Paulo.

Avaliando o movimento dos preços do estado paulista, tem-se que 19,22% de sua variância é explicado pela variância na sua própria cotação, enquanto que as variância das cotações de Rio Grande do Sul e Paraná, explicam 9,99% e 9,25% da variância de seu preço, respectivamente. Portanto, o principal determinador dos preços pago ao produtor paulista é o estado de Minas Gerais, seguido pelos estados de São Paulo, Rio Grande do Sul e Paraná, nesta ordem. Dado que São Paulo é grande importador de leite, este influencia os preços do Rio Grande do Sul e Paraná, mas, também, é afetado pelos mesmos. Isso ocorre porque o leite produzido em São Paulo concorre com o leite importado pelos outros estados, de modo que a condição de oferta dos estados com os quais comercializa tende a afetar o preço pago ao produtor local.

No caso do preço pago ao produtor de Goiás, 58,16% da sua variância pode ser explicada pelos preços mineiros, 19,97% pelos preços paulistas, 9,57% pelos preços pagos ao produtor no Rio Grande do Sul e apenas 6,64% pelo próprio preço de Goiás. Dessa forma, os preços praticados em outros estados possuem maior influência sobre o preço pago ao produtor de Goiás do que seu próprio preço. Embora Goiás possua 10,25% da produção leiteira e 6,21% dos laticínios, os resultados aqui encontrados indicam que os produtores goianos sofrem com o processo de concorrência e acabam tomando a posição de tomadores de preços no mercado.

Em suma, a análise conjunta das decomposições da variância dos preços dos principais estados produtores de leite indica que Minas Gerais é relativamente o maior formador do preço do leite pago ao produtor. Tais evidências revelam que as condições do mercado leiteiro em Minas Gerais tendem a ser repassadas para os outros estados.

## **5 Considerações Finais**

Este capítulo teve como objetivo identificar a transmissão de preços inter e intramercado para o setor lácteo brasileiro, no período de julho de 2004 a fevereiro de 2013. Aplicados os métodos propostos, alguns importantes resultados merecem ressalva.

Com relação a análise de transmissão de preço intramercados, demonstrou-se que os subprodutos não fermentados são os que possuem maior efeito explicativo sobre os preços pagos ao produtor. Estes subprodutos possuem alto poder explicativo entre si,

com destaque para o preço do leite pasteurizado, que é bastante influente, ao longo da cadeia produtiva. No caso dos preços da manteiga e do leite em pó, as variações são explicadas, substancialmente, por variações em suas próprias cotações. Estes resultados indicam que o crescente aumento do consumo de queijos e de leite em pó que ocorreu, no Brasil, entre os anos de 1990 e 2013, não tem sido repassado, integralmente, para os preços pagos ao produtor.

Quanto à análise de preços inter mercados, os resultados indicam que o estado de Minas Gerais é o maior formador do preço do leite pago ao produtor, seguido pelo estado de São Paulo. Porém, os estados do Rio Grande do Sul e Paraná sofrem influência maior dos seus próprios preços, do que do estado de São Paulo, enquanto que o estado de Goiás ocupa a posição de tomador de preços.

Este cenário aponta para a necessidade de políticas de preços para o leite focalizadas no estado de Minas Gerais e São Paulo. No caso de Minas isto se justifica por ser o maior produtor e um dos maiores consumidores. Já São Paulo é devido ao fato de possuir o maior número de laticínios. Desta forma, os efeitos das políticas tendem a ser transmitidos para outros estados, dada a forte correlação de movimentos de mercados.

## 6 Referencias Bibliográficas

BAPTISTA, J. R. V.; SUGAMOSTO, M.; WAVRUK, P. Características e Perspectivas da Indústria de Laticínios do Paraná. *Caderno IPARDES*, Curitiba, v.1, n.1, p. 32-46, jan./jun. 2011

BARROS, G. S. C. *Economia da Comercialização Agrícola*. Piracicaba: FEALQ, 1987.

BUENO, R. L. S. *Econometria de Série Temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

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

FONTES, A. A.; SILVA, M. L.; LIMA, J. E. Integração espacial no mercado mineiro de carvão vegetal. *Rev. Árvore* [online], vol.29, n.6, pp. 937-946, 2005. Disponível em < <http://dx.doi.org/10.1590/S0100-67622005000600013>>. Acesso em:

FACKLER, P. L. *Spatial Price Analysis: A Methodological Review*. Proceedings of the NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. Chicago, IL. 1996

FAMINOW, M. D.; BENSON, B. L. Spatial Market Integration. *American Journal of Agricultural Economics*, V.72, n1, p. 49-62, 1990.

FEIJÓ, F. T.; MORALES, R. R. A Validade da Paridade do Poder de Compra no Brasil Pós-Plano Real. *SINERGIA*, Rio Grande, 12 (1): 39-49, 2008.

IM, K.S; PESARAN, M.H; SHIN, Y. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, n.115, p.52-74, 2003.

KRUGMAN, P. R.; OBSTEFELD, M. *Economia internacional: teoria e política*. São Paulo: Makron Books, 2005.

LÜTKEPOHL, H. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 2005.

ROSADO, P. L. *Integração Espacial entre os Mercados Brasileiros de Suínos*. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2006.

SANABIO, M. T.; ANTONIALLI, L. M. *Complexos Agroindustriais e Associativismo no Setor Leiteiro: experiências que precisam ser conhecidas*. XLV Congresso Da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER), Londrina, 22 a 25 de julho de 2007.