

INTEGRAÇÃO ESPACIAL NOS PREÇOS DO LEITE: ANÁLISE NOS PRINCIPAIS ESTADOS PRODUTORES DO BRASIL

Angélica Pott de Medeiros¹
Bruna Márcia Machado Moraes²

RESUMO

O Presente estudo analisa a integração espacial nos preços do leite. O objetivo foi analisar transmissão espacial de preços do leite pago ao produtor nos principais estados produtores do Brasil. Foram utilizados os preços de leite pago ao produtor dos estados selecionados pelos CEPEA/Leite, no período de 2000 a 2015. Para identificar as relações foi utilizado o Modelo Vetor de Correção de Erros – VEC. Os resultados indicam que os estados de Bahia e Paraná exercem maior influência sobre os outros estados em análise. Além disso, os estados de Minas Gerais e São Paulo não transmitem seus preços para os outros estados do Brasil. Com relação à velocidade de ajuste dos preços, os estados de Rio Grande do Sul e Paraná conseguem ajustar seus preços mais rapidamente que os outros estados contidos na análise.

PALAVRAS-CHAVE: Preços do leite, integração espacial, Lei do Preço Único.

ABSTRACT

ABSTRACT

The present study analyzes the spatial integration in milk prices. The objective was to analyze spatial transmission of the price of milk paid to producers in the main producing states of Brazil. Were used milk prices paid to producers of the selected states by CEPEA/milk, from 2000 to 2015. To identify the relationships we used the Vector Error Correction Model - VEC. The results indicate that the states of Bahia and Paraná exert greater influence over other states under review. Furthermore, the states of Minas Gerais and São Paulo do not transmit their prices to other states of Brazil. Regarding the speed of price adjustment, the states of Rio Grande do Sul and Paraná can adjust their prices faster than other states contained in the analysis.

KEYWORDS: Milk prices, spatial integration, One Price Law.

1 INTRODUÇÃO

A produção de leite deixou de ser realizada apenas para a subsistência, a ser utilizada como fonte de renda, a partir da década de 1950, ocorrendo de forma paralela com o processo de industrialização do Brasil. Até os anos 1990, o comércio de leite cru foi regulamentado pelas agências do governo, e os preços eram os mesmos praticados em todas as regiões do país (BORTOLETO; WILKINSON, 2000). A partir desse período, a estabilização econômica, a maior

¹ Mestranda do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Santa Maria – UFSM. E-mail: apm_angelica@yahoo.com.br

² Doutoranda do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade Federal de Santa Maria – UFSM. E-mail: brunammoraes@hotmail.com

exposição e a liberalização à competitividade internacional, provocaram mudanças em diversos setores. Destaque está no agrícola, que está cada vez mais, sob a influência dos mercados globais, como consequência, a integração entre os mercados tem se ampliado, tanto em termos regionais, como também entre os principais mercados externos (NOGUEIRA; AGUIAR; DE LIMA, 2005).

O setor de leite e derivados está entre os que passaram por alterações significativas, tanto em termos de produção como consumo e preços. Em meados de 1990 houve a popularização do leite “longa vida”, devido vida útil em prateleira e a redução nos custos de armazenagem e refrigeração. Tornando possível com isso, encontrar leite de diversas regiões em um mesmo supermercado (SBRISSIA, 2005). Porém, diferentes fatores determinam a formação espacial de preços do leite ao produtor entre as regiões brasileiras (FERNANDES, BRAGA, DE LIMA, 2008).

Em relação ao mercado, o Brasil é um dos maiores produtores de leite do mundo, o que se deve à sua extensão territorial, que propícia à agricultura e a pecuária, sendo que a atividade leiteira está presente em quase 90% das propriedades rurais do país, e a maioria realiza a atividade com fins de comércio, não apenas para subsistência (EMBRAPA, 2015). A região sul é a principal produtora, sendo responsável por cerca de 34,7% do total produzido, com destaque para os estados do Rio Grande do Sul (38,4%) e do Paraná (37,2%). Em seguida, tem-se a região sudeste, com 34,6% da produção do país, seus estados contribuem significativamente à relevância produtiva da região, especificamente o estado de Minas Gerais, responsável por 77% da produção da região. As demais regiões possuem uma produção mais baixa, somando conjuntamente cerca de 30% (IBGE, 2015).

Da mesma forma, os preços recebidos pelos produtores são diversificados, variando de R\$0,81 a R\$0,99 por litro, entre os estados de Mato Grosso do Sul e São Paulo (CEPEA, 2016). Essa precificação depende, geralmente, da oferta e da demanda do produto, como também do preço da safra e entressafra (BANKÚTI, 2009). Ribeiro *et al.* (2011) esclarece que o preço pago ao produtor aumenta com a alta demanda pelo produto e, na época chuvosa, a oferta de leite aumenta, conseqüentemente seu preço diminui.

No que tange as exportações do produto, o estado de Minas Gerais figurou-se como principal exportador em 2014, cerca de 42% das exportações foram oriundos do estado. Esse fato se deve principalmente pelo estado ser o estado com maior volume de produção. Apesar de não possuir participação relevante na produção de leite, cerca de 5%, o estado de São Paulo também

se destaca na exportação do produto (aproximadamente 33%), principalmente por possuir o principal porto do país, o Porto de Santos (MDIC, 2015).

Diante do exposto, o presente estudo busca analisar a transmissão espacial de preços do leite pago ao produtor nos principais estados produtores do Brasil. Esse estudo avança na discussão ao propor a utilização de variáveis como o preço do leite dos principais estados produtores em um período mais recente, de janeiro de 2000 a dezembro de 2015, de forma a complementar as análises encontradas na literatura, que analisaram a integração dos preços do boi gordo, soja, açúcar, café arábica e carne suína (MATTOS, LIMA, LIRIO, 2009; SAITH, ALVES, PARRÉ, 2013; MENDONÇA, LÍRIO, PEREIRA, 2009; MARGARIDO, 2012; BORGES, 2010; ALVES, LIMA, 2010; CUNHA *et al.*, 2010; ARÂDES, 2010; ROSADO, 2006), além do próprio preço do leite (FERNANDES, BRAGA, DE LIMA, 2008; DIAS, *et al.*, 2007), tendo em vista que tais apresentam dados até 2006, dos principais estados produtores.

Afora esta introdução, o artigo está dividido em mais quatro seções, em seguida apresenta-se a revisão da literatura, na seção seguinte descreve-se a metodologia empregada no desenvolvimento do estudo. Posteriormente, nas últimas duas seções, são apresentados e analisados os resultados, e por fim as considerações finais.

2 LEI DO PREÇO ÚNICO E A INTEGRAÇÃO DE MERCADOS

A ideia de integração de mercados tem origem na Lei do Preço Único (LPU) (NOGUEIRA; AGUIAR; DE LIMA, 2005). Na integração do mercado, os choques de demanda e da oferta de uma região são transmitidos para outra, contudo não de forma homogênea; assim, se os choques região forem transmitidos de forma integral aos outros mercados, tem-se integração perfeita, quando do contrário, conclui-se a favor da interdependência dos preços. Logo, os preços do mercado integrado serão influenciados não apenas pelas condições de oferta e demanda local, mas também pelas condições das demais localidades (FACKLER, GOODWIN, 2001).

A lei do preço único postula que dois bens, idênticos, vendidos em países diferentes, e na ausência de barreiras de comércio e custos de transporte, devem ser vendidos ao mesmo preço, quando seus preços forem expressos na mesma moeda, (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005). No caso de comercialização entre regiões de um mesmo país, é necessário o processo de arbitragem.

Em outras palavras, consiste em comprar o produto em um local mais barato, e vender em local mais caro, após compensar os custos de transferência (ROSADO, 2006)

De maneira geral, a LPU forte é a mais testada, e constitui em um teste de integração perfeita, ocorrendo quando a transmissão de preços entre as localidades é a unidade; situação em que a mudança de preço de uma localidade é transmitida a outra integralmente. Porém, a integração espacial de mercados também ocorre com transmissão indireta de preços, não sendo necessário que duas regiões sejam parceiras diretas de comércio, ao passo que essas regiões podem estar ligadas pela comercialização a uma terceira região, fato suficiente para produzir uma transmissão indireta entre elas (FACKLER, GOODWIN, 2001).

2.1 Evidências empíricas

A temática integração de preços é bastante discutida no agronegócio brasileiro, Considerando tais estudos e, como forma de apresentar um panorama geral acerca da integração de preços, elaborou-se um quadro-resumo com os principais estudos, focando na discussão e nos resultados (ver Quadro 1).

Quadro 1 - Estudos anteriores

Estudos	Método	Variáveis	Resultados
Mattos, Lima, Lírio (2009).	Modelo de correção de erro vetorial com <i>threshold</i> (TVEC)	Séries mensais de preços de boi gordo para corte, dos estados de Minas Gerais e São Paulo, recebidos pelos produtores. O regime 1: desvio do equilíbrio < 9,7% (R\$ 9,44), não induzirão nenhum processo de ajustamento. O regime 2: desvio do equilíbrio > R\$ 9,44.	Os custos de transação equivalem a cerca de 9,7% do preço médio do boi gordo. Regime 1: as variações de curto prazo do preço em Minas Gerais são explicadas tanto pelas variações no período anterior do preço em Minas quanto do preço em São Paulo. Seriam necessários cinco meses para que os choques de preços fossem absorvidos pelo sistema. No regime 2, as variações de curto prazo do preço em Minas Gerais não são explicadas pelas variações no período anterior dos preços nem de Minas nem de São Paulo. Especificamente, seria necessário pouco mais de um mês para que o preço em Minas se ajustasse ao desequilíbrio. Essa diferença na velocidade de ajustamento seria, então, explicada pela presença dos custos de transação;
Saith, Alves, Parré (2013).	Causalidade de Granger, Vetor de Correção de Erros (VEC).	Séries mensais de preços de outubro de 2002 a janeiro de 2011, do boi gordo, das praças de Campo Grande/MS, Goiânia/GO, Cuiabá/MT e o estado de São Paulo.	O teste de causalidade de Granger indicou Goiânia como sendo a principal região na formação do preço da arroba do boi gordo. Os preços da arroba do boi gordo nas regiões pesquisadas são integrados exceto entre as regiões de São Paulo e Goiânia o que poderia ser explicado pelo fato de Goiânia ser uma região formadora de preço. Existe uma forte integração dentro da região Centro-Oeste, mas não desta com o estado de São Paulo. Este resultado é um forte indicio de que o mercado na região Centro-Oeste é eficiente no sentido de transmissão de informação e parece seguir seu próprio regime de preço.
Mendonça, Lírio, Pereira (2009).	Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC). Testes de Razão de Verossimilhança	As séries de preços recebidos pelos produtores de soja em grão dos estados do Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás, Minas Gerais, São Paulo e Santa Catarina, no período de agosto de 1994 a agosto de 2008.	Uma variação positiva de 1% no preço da soja em Mato Grosso levaria a um aumento de 0,874% em Santa Catarina; 0,883% em São Paulo; 0,900% em Minas Gerais; Não foi verificada interdependência elevada entre os preços praticados, nenhum dos mercados apresentaram ajustes a desequilíbrios do longo prazo em todos os demais. Deve-se destacar, entretanto, que os estados de Santa Catarina, São Paulo, Minas Gerais, e Paraná apresentaram maior interdependência já que foram os mais suscetíveis a desequilíbrios ocorridos nos demais;
Margarido (2012)	Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC)	Séries mensais de preços do grão de soja para o período de outubro de 1998 até dezembro de 2009. Brasil e Argentina e o porto de Rotterdam.	Variações de preços em Rotterdam são plenamente transmitidos para os preços do grão de soja no Brasil, configurando que, nesse caso, prevalece a Lei do Preço Único. Outro resultado é que, apesar do Brasil e Argentina serem grandes produtores e exportadores de soja, e estarem geograficamente próximos, e suas respectivas safras de soja ocorrem quase que simultaneamente, em função de suas respectivas políticas agrícolas, esses dois países não concorrem diretamente no mercado internacional de soja, resultando que, os preços o grão de soja na Argentina não são transmitidos para os preços do grão de soja no Brasil.
Borges (2010)	Vetor de Correção de	Séries de preços dos cinco maiores produtores de açúcar: São Paulo, Paraná,	Os resultados apontam que os principais estados produtores são integrados ao mercado internacional, sendo ele, um formador de preços.

	Erro (VEC) e Perfis de Persistência.	Minas Gerais, Alagoas e Pernambuco. E para o mercado externo, considerou-se os preços da Bolsa de Commodities de Nova Iorque. Período de Março de 2003 a Setembro de 2010.	As localidades da região Norte-Nordeste respondem as variações dos preços internacionais com elevações maiores que as da região Centro-Sul.
Alves e Lima (2010)	Modelo de Correção de Erros Vetorial (modelo VEC)	Os preços do açúcar nos mercados de Alagoas (AL), Araçatuba (SP), Maringá (PR), Pernambuco (PE), Ribeirão Preto (SP) e Triângulo Mineiro (MG). A análise compreende o período de 07 de maio de 2003 a 31 de dezembro de 2008.	Os resultados encontrados mostram que os estados de Alagoas e Pernambuco; as regiões de Araçatuba e Ribeirão Preto em São Paulo, Maringá, no Paraná e, a região do Triângulo Mineiro em Minas Gerais, fazem parte do mesmo mercado econômico de açúcar no Brasil. Além disso, Ribeirão Preto foi considerado o mercado central para o açúcar.
Fernandes, Braga, De Lima (2008).	Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC).	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 1997 a 2005.	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.
Dias <i>et al.</i> (2008)	Causalidade de Granger, Modelo VEC	Séries de preços recebidos pelo produtor de leite tipo “C” de janeiro de 1995 a julho de 2006, em Minas Gerais, Goiás, São Paulo, Rio Grande do Sul e Paraná.	As variações nos preços recebidos pelos produtores do Estado de Goiás são transmitidas aos preços recebidos pelos produtores do Paraná. A Lei do Preço Único foi confirmada parcialmente, na medida em que uma variação de 1 unidade em Goiás transmite-se em 0,41 para o Paraná.
Cunha <i>et al.</i> (2010).	Modelo VEC e perfis de persistência.	Séries de preços mensais do café arábica recebidos pelos produtores do Brasil, Colômbia, México, Guatemala, Peru e Honduras. No período de janeiro de 1990 a junho de 2007. Como <i>proxy</i> do preço externo, foram usados contratos futuros de café arábica da Bolsa de valores de Nova York.	Os principais produtores de café arábica são integrados entre si e há uma relação de equilíbrio, no longo prazo, entre o preço desses países e a cotação internacional. Existe um fluxo comum e único de informações entre os players do setor, que respondem às condições do mercado mundial por meio de ligações indiretas, possibilitadas por parceiros comerciais comuns. A existência de cointegração entre os preços permite afirmar também que os cafés oferecidos pelos países em cada mercado são substitutos entre si (ainda que de modo imperfeito).
Arâdes (2010)	Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC).	Séries de preços mensais do quilo da carne suína ao atacado no Estado de São Paulo e o preço do quilo do mesmo produto no mercado internacional entre julho de 1994 e setembro de 2008.	Verificou-se pela decomposição do erro de previsão, maior importância da dinâmica da série de preços externa sobre os preços internos. Dado um choque de preços nas séries nas duas localidades, constatou-se que os preços respondem mais intensamente aos choques de preços próprios, indicando que variações de preços internos são mais intensamente transmitidas aos preços domésticos e que as variações ocorridas nos preços externos são mais intensamente transmitidas aos preços nessa localidade.
Rosado (2006)	Modelo VEC	Séries de preços de suínos nos estados brasileiros, de janeiro de 1980 a março de 2005	Os estados de Minas Gerais, Rio de Janeiro e Santa Catarina foram os que se ajustaram mais rapidamente a desequilíbrios no sistema, possuindo, portanto, maior grau de integração com o mercado. Já os estados do Mato Grosso do Sul, Goiás, Mato Grosso, Rio Grande do Sul e Paraná apresentaram ajustamento mais lento, indicando que foram menos integrados ao mercado.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Conforme o exposto os estudos concentrando-se em verificar a integração de preços no mercado do boi gordo (MATTOS, LIMA, LIRIO, 2009; SAITH, ALVES, PARRÉ, 2013), nos preços da soja (MENDONÇA, LÍRIO, PEREIRA, 2009; MARGARIDO, 2012), nos preços do açúcar (BORGES, 2010; ALVES, LIMA, 2010), nos preços do café arábica (CUNHA *et al.*, 2010) e na carne suína (ARÂDES, 2010; ROSADO, 2006), nos preços do leite (FERNANDES, BRAGA, DE LIMA, 2008; DIAS, *et al.*, 2008), além de outros produtos.

Em se tratando do caso dos preços do leite, em seu estudo Fernandes, Braga e De Lima (2008) constataram que uma variação de 1% nos preços pagos aos produtores em Minas Gerais, acarreta numa variação de 0,38% em São Paulo, 0,72% no Rio Grande do Sul, 0,93% no Paraná e 0,26% em Goiás. Complementando tal evidência, Dias *et al.* (2008), concentrando-se em analisar a transmissão de preços ao estado do Paraná, verificaram que os preços do estado de Goiás são transmitidos aos preços no Paraná.

3 PREÇOS DO LEITE NOS ESTADOS BRASILEIROS

No Brasil, a produção de leite é realizada de diferentes formas. Se um lado apresenta sistemas de alto nível tecnológico, alta qualidade genética do rebanho, além de suplementação alimentar; de outro, com a propagação da agricultura familiar, se desenvolve sistemas produtivos de forma menos qualificada, e com padrões genéticos menos sofisticados, onde sua produção é destinada ao mercado informal (BORGES *et al.*, 2014).

Além disso, os mercados são dinâmicos e demograficamente diferentes em relação à produção de leite. No sul e no sudeste, a demanda é menor, tendo em vista a denso número de empresas que beneficiam o produto, produzindo uma variedade maior de derivados, como o leite em pó, sem lactose, iogurtes, entre outros (SOCIEDADE NACIONAL DE AGRICULTURA, 2015). Além de que, nessas regiões, a atividade é desenvolvida, em sua maioria, em propriedades de pequeno porte, grande parte caracterizada como de agricultura familiar, próximas entre si, facilitando a captação pelas empresas (TRICHES, 2011).

Levando-se em consideração à produção de leite (ver Tabela 1), a região sul apresentou a maior representatividade em relação às outras regiões, com 34,7% do total de litros produzidos em 2014. Tal região também apresentou o maior índice de produtividade por animal ordenhado, cerca de 2.789 litros por ano. Entre os estados, destaca-se o Rio Grande do Sul, com 38,4% da produção da região sul, além disso, o estado se destaca na produtividade, a

qual ultrapassa 3.000 litros por ano, apresentando a maior produtividade do país, porém, possui rebanho reduzido, cerca de 6,7%.

Tabela 1 – Produtividade e participação das regiões e estados na produção de leite e no rebanho - 2014.

Região/Estados	Part. Produção Brasil	Part. Produção Região	Part. Rebanho Brasil	Produtividade (l/ano)
Norte	5,5%	-	9,6%	876
Rondônia	2,7%	48,3%	3,4%	1217
Acre	0,1%	2,7%	0,4%	638
Amazonas	0,1%	2,6%	0,5%	465
Roraima	0,0%	0,6%	0,1%	345
Pará	1,6%	28,5%	3,2%	746
Amapá	0,0%	0,6%	0,1%	837
Tocantins	0,9%	16,7%	2,0%	695
Nordeste	11,1%	-	20,6%	818
Maranhão	1,1%	10,1%	2,7%	631
Piauí	0,2%	2,1%	0,6%	571
Ceará	1,4%	12,7%	2,5%	851
Rio Grande do Norte	0,7%	6,0%	1,1%	904
Paraíba	0,5%	4,4%	0,9%	797
Pernambuco	1,9%	16,9%	2,0%	1396
Alagoas	0,9%	7,8%	0,7%	1887
Sergipe	1,0%	8,9%	1,0%	1466
Bahia	3,4%	31,2%	9,0%	586
Sudeste	34,6%	-	34,4%	1533
Minas Gerais	26,6%	77,0%	25,2%	1613
Espírito Santo	1,4%	4,0%	1,8%	1158
Rio de Janeiro	1,5%	4,4%	1,8%	1281
São Paulo	5,1%	14,6%	5,6%	1380
Sul	34,7%	-	19,0%	2789
Paraná	12,9%	37,2%	7,5%	2629
Santa Catarina	8,5%	24,5%	4,8%	2694
Rio Grande do Sul	13,3%	38,4%	6,7%	3034
Centro-Oeste	14,1%	-	16,4%	1315
Mato Grosso do Sul	1,5%	10,6%	2,2%	1022
Mato Grosso	2,1%	14,5%	2,5%	1243
Goiás	10,5%	74,1%	11,5%	1386
Distrito Federal	0,1%	0,7%	0,1%	1485

Fonte: IBGE (2015), adaptado pelos autores.

Porém, quanto aos preços, o Rio Grande do Sul apresentou um dos menores preços pagos aos produtores, cerca de R\$0,89 por litro. Já o estado do Paraná, apesar de ter uma produtividade menor que o Rio Grande do Sul, cerca de 2.629 litros/ano, sua participação no rebanho é expressiva, superando os 37% em 2014, e o preço pago ao produtor foi de cerca de R\$0,94/litro em 2016.

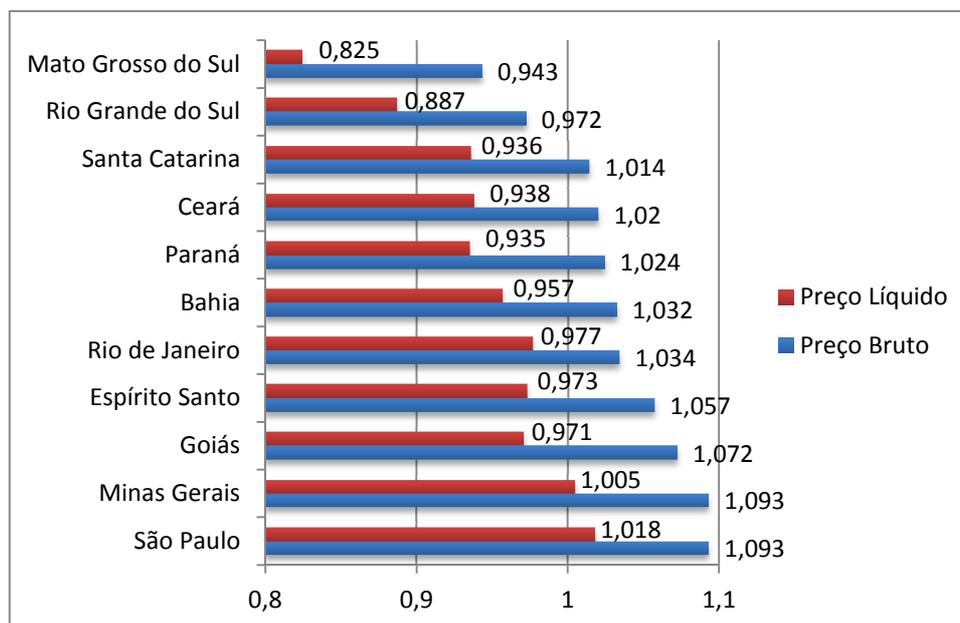
Posteriormente encontra-se a região sudeste, com 34,6% da produção, com relevância para o estado de Minas Gerais, responsável por cerca de 77% da produção regional e produtividade de 1.613 litros/ano. Contudo, os estados de São Paulo e Minas Gerais apresentaram os maiores preços pagos ao produtor, cerca de R\$1,02 e R\$1,01, respectivamente (ver Tabela 2).

Em relação à região centro-oeste, a participação foi de aproximadamente 14%, sendo o estado de Goiás o de maior representatividade na produção, 74,1%, seguido por Mato Grosso, com cerca de 15% da produção da região. Tais estados possuem 11,5% e 2,5% do rebanho brasileiro, respectivamente. Apesar do reduzido rebanho, a produtividade da região atingiu 1.315 litros por ano em 2014. Em termos de preço, o estado de Goiás apresentou preço pago ao produtor de R\$0,97, enquanto que Mato Grosso do Sul, dentre os pesquisados, possuiu o menor preço bruto e preço pago ao produtor, R\$0,94 (preço bruto) e R\$0,83 (preço líquido), respectivamente.

No que tange a região nordeste, sua produção foi de cerca de 11%. Dentre os estados, a Bahia possui a maior produção, 31,2%, sendo que detinha 9% do rebanho, o estado, apresenta um preço pago ao produtor de R\$0,96. Em relação à produtividade, a região possui a menor entre as regiões brasileiras, cerca de 818 litros por ano, contudo há elevada variação entre os estados, caso de Alagoas, cuja produtividade foi de 1.887 litros/ano e do Piauí, cuja produtividade foi de apenas 571 litros/ano.

Com uma participação menos expressiva está a região norte, com aproximadamente de 5,5% da produção brasileira. Todavia, essa produção está concentrada em dois estados, Rondônia com 48,3% e Pará com 28,5%. Essa reduzida produção está associada a baixa representatividade no rebanho, não superior a 10%. Esta participação juntamente com a estrutura produtiva baseada na criação extensiva, com poucos recursos tecnológicos, socioeconômicos e institucionais, um sistema que apresenta restrições na produção, com limitações ao padrão genético dos animais, manejo nutricional e sanitários, e baixo investimento na qualificação da mão-de-obra (BRESSAN, VILELA, 2003), determinam produtividade média da região foi de 876 litros por ano, contudo com elevada variabilidade entre os estados, de 345 litros/ano, caso de Roraima a 1.217 litros/ano, caso de Rondônia.

Figura 1 - Preço bruto e líquido do litro do leite por estado – Fevereiro 2016.



Fonte: CEPEA (2016), adaptado pelos autores.

Verifica-se que os estados possuem preços diferentes entre si, o que se deve ao fato que a precificação do leite depende da oferta e da demanda, determinando o preço de safra e da entressafra (BANKÚTI, 2009; RIBEIRO *et al.*, 2011). Com isso, o sistema de formação de preços torna-se extremamente complexo, já que depende da oferta e da demanda de determinado bem, e estes são determinados por outras variáveis que influenciam positiva e negativamente seus volumes.

4 METODOLOGIA

4.1 Modelo Teórico

O modelo do vetor autorregressivo (VAR), em um contexto histórico, surgiu na década de 1980, proposto por Sims (1980) como resposta às críticas ao grande número de restrições impostas às estimações pelos modelos estruturais. O surgimento do novo modelo se deu a partir da abordagem dinâmica, com o mínimo de restrições, em que todas as variáveis incluídas fossem tratadas como endógenas. Assim, os modelos VAR analisam a existência de relação linear entre cada variável e o valor da mesma variável defasada como também das demais variáveis (EISFELD *et al.*, 2007).

Desta forma, o modelo VAR consiste em um sistema de equações em que cada variável é função dos valores das demais variáveis no presente e dos valores das demais

variáveis defasadas no tempo adicionada a um termo de erro. Matematicamente, a equação geral do modelo VAR consiste em:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_i X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

sendo Y_t a variável exógena, Y_{t-j} os valores defasados da variável exógena, X_t a matriz de variáveis incluídas no modelo, α o vetor de parâmetros do modelo e, ε_t os eventos aleatórios não correlacionados entre si.

Para estimar o VAR, segundo Wooldridge (2006) e Enders (1995), faz-se necessário atender a algumas etapas fundamentais para tratamento das séries. A primeira consiste em verificar a estacionariedade, com o intuito de comprovar ou não a existência de raiz unitária nas séries. Para esta finalidade, foi utilizado o Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), desenvolvido por Dickey e Fuller (1981), que tem como base a expressão:

$$\Delta Y_t = \beta + \delta T + \gamma Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que β é o intercepto; δ a tendência; Δ o operador diferença. As hipóteses testadas são; $\beta = 0$, existência de raiz unitária, a série é não estacionária; $\beta < 0$, a série é estacionária e, portanto, não possui raiz unitária.

Sendo confirmada a não estacionariedade das séries, o próximo passo é verificar a ordem de integração das mesmas, o que permite identificar trajetórias semelhantes ao longo do tempo. Em apresentando a mesma ordem de integração, as séries, segundo Wooldridge (2006), apresentarão relação de equilíbrio no longo prazo, sendo denominadas de cointegradas. Para analisar a cointegração, foi utilizado o teste proposto por Johansen (1991), que permite que sejam encontrados múltiplos vetores de cointegração.

Porém, segundo Bueno (2008), se após todas as etapas anteriores as séries apresentarem defasagens não sequenciais, fica difícil de justificar economicamente. Neste sentido, se as séries de tempo não estacionárias apresentarem dinâmica comum, pode ser especificado um modelo VAR mais completo, denominado de Vetor de Correção de Erros (VEC).

O VEC é entendido como uma versão mais completa do VAR, sendo aplicado às variáveis não estacionárias, com a diferenciação para chegar à estacionariedade. No caso de ser aplicado um VEC, a ordem p de defasagens pode ser escolhida de forma que os resíduos sejam não autocorrelacionados entre si, ou ainda, de acordo com os critérios de informação. Segundo Stock e Watson (2004), esse modelo é considerado mais robusto, visto que são incorporados ao modelo autorregressivo os desvios em relação à trajetória de longo prazo das

séries. Logo, pode haver cointegração das variáveis no longo prazo, mesmo que não haja a incidência desta integração no curto prazo.

Os modelos descritos permitem analisar os resultados por meio da decomposição da variância e das funções impulso-resposta. O primeiro analisa a porcentagem da variância do erro de previsão que decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. À medida que o erro aumenta com o horizonte temporal, a importância atribuída ao erro para cada variável se altera. Já a segunda visa identificar qual a resposta que a série apresenta dada uma alteração em alguma das variáveis incluídas no modelo.

4.2 Dados

Os dados foram obtidos por meio da base de dados do Centro de Pesquisas em Economia Aplicada – CEPEA/Leite. Os dados correspondem aos preços brutos, considerando frete e impostos, sendo aquele recebido pelo produtor por litro comercializado de leite *in natura*, e possuem periodicidade mensal.

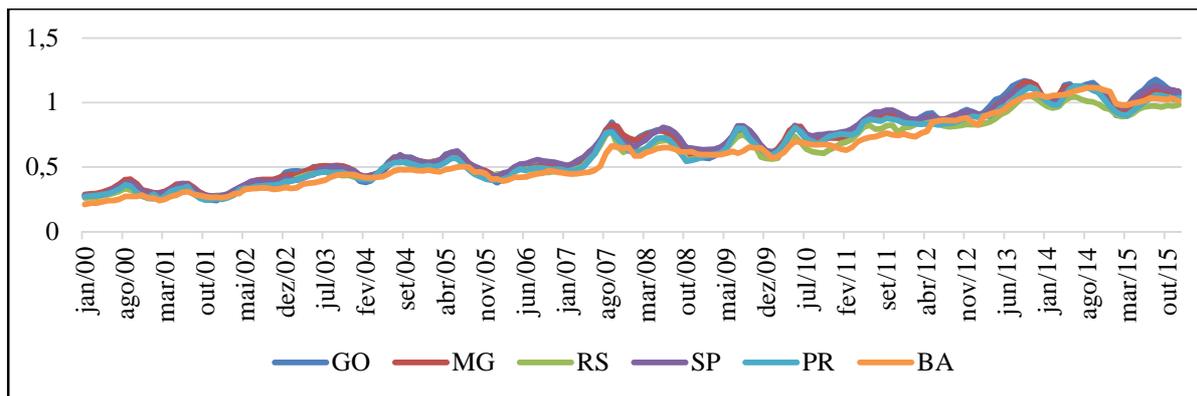
Além disso, os preços são calculados em cada mesorregião dos estados participantes da pesquisa realizada pelo CEPEA/Leite para a determinação dos preços, que são³ Rio Grande do Sul, Paraná, São Paulo, Minas Gerais, Goiás e Bahia. A partir dos dados coletados, foi realizada a ponderação nos preços médios de acordo com a participação da produção formal de cada estado no total da produção de todos os estados. Da mesma forma que identificado comportamento sazonal na série, sendo necessário o ajuste através do método Census X12.

5 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Com o objetivo de analisar a transmissão e a cointegração espacial de preços do leite pago ao produtor nos principais estados produtores do Brasil, primeiramente, estão expostos os preços observados, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015 (ver na Figura 1). Os estados participantes referem-se aqueles pesquisados pelo CEPEA/Leite à análise mensal de preços, quais sejam: Goiás, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, São Paulo, Paraná e Bahia.

Figura 2 – Evolução dos preços pagos aos produtores de leite *in natura* nos principais estados produtores, entre 2000 e 2015.

³ Santa Catarina também faz parte dos estados utilizados como base de análise, porém, só a partir de julho de 2005. Assim, não foi incluído na análise.



Fonte: Elaborado pelos autores a partir de Cepea/Leite (2016).

Como observado, os preços dos principais estados produtores de leite *in natura*, apresentaram comportamento semelhante ao longo do período analisado. Embora, os estados do Rio Grande do Sul e Bahia tenham demonstrado, em alguns momentos, trajetória distinta daquelas observada nos outros estados.

Após o ajuste sazonal foi realizado o teste de estacionariedade da série de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Estatisticamente, as séries apresentaram tendência estocástica, que, segundo Greene (2002), terá a característica de retornar para sua média com o passar do tempo. Neste caso, a série tenderá a apresentar um comportamento não estacionário. Para tal, foram analisadas as séries com constante e tendência, como exposto na Tabela 2.

Tabela 2 – Resultados do Teste ADF para os estados selecionados, no período de 2000 a 2015.

Variável	Nível		Primeira Diferença	
	τ_t	τ_μ	τ_t	τ_μ
Bahia	-1.718555	2.859504	-12.32286***	-
Goiás	-3.663941***	-	-	-
Minas Gerais	-4.076123***	-	-	-
Paraná	-3.192850**	-4.592456***	-	-
Rio Grande do Sul	-3.883563***	-	-	-
São Paulo	-3.363271**	-4.703514***	-	-

Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

*, **, ***Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10%, 5% e 1% respectivamente.

Pode-se identificar que a série de preços do leite recebido pelo produtor no estado da Bahia foi estacionária em primeira diferença a um nível de 5% de significância. Diferentemente das outras séries que foram estacionárias em nível e com constante, como é o caso das séries de preços de Goiás, Minas Gerais e Rio Grande do Sul. Já os preços dos estados de Paraná e São Paulo, também foram estacionários em nível, porém com a presença

de tendência. A partir do teste de estacionariedade, identificou-se 1 como o nível máximo de integração das séries.

O próximo passo foi identificar o número ótimo de *lags*, conforme resultados expostos na Tabela 3. O teste indica a presença de um *lag*, conforme critério de Schwarz, que, como sugerido por Stock e Watson (2004), trata-se de um modelo mais robusto e parcimonioso, dado que os demais indicaram duas e três defasagens, o que resultaria em grande perda de graus de liberdade.

Tabela 3 – Resultados dos testes do comprimento de *lags*.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1802.794	NA	1.33e-16	-19.53037	-19.42553	-19.48788
1	2575.107	1485.862	4.44e-20	-27.53377	-26.79992*	-27.23633
2	2660.221	158.2012	2.61e-20	-28.06762	-26.70476	-27.51524*
3	2700.671	72.54581	2.49e-20*	-28.11598*	-26.12412	-27.30866
4	2731.744	53.70257*	2.64e-20	-28.06243	-25.44156	-27.00016
5	2758.617	44.69187	2.95e-20	-27.96323	-24.71335	-26.64601
6	2788.662	48.00561	3.19e-20	-27.89850	-24.01961	-26.32633
7	2817.469	44.14999	3.51e-20	-27.82031	-23.31241	-25.99320
8	2844.471	39.62247	3.98e-20	-27.72251	-22.58560	-25.64045

Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fonte: Resultado do trabalho. Elaborado pelos autores.

Na sequência estão apresentados os resultados do teste de cointegração de Johansen (1998), conforme Tabela 4. Observa-se a presença de até seis vetores de cointegração nas séries de preços de leite pago ao produtor dos estados de Bahia, Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul e São Paulo, no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015.

Tabela 4 - Resultados do Teste de Cointegração de Johansen para as variáveis do modelo.

Número de vetores de co-integração	Teste do autovalor	Valor Crítico (0,05)	Teste Traço	Valor Crítico (0,05)
None *	0.608221	672.8939	0.608221	177.1037
At most 1 *	0.546761	495.7902	0.546761	149.5626
At most 2 *	0.431206	346.2276	0.431206	106.6408
At most 3 *	0.396351	239.5868	0.396351	95.39993
At most 4 *	0.351539	144.1869	0.351539	81.86589
At most 5 *	0.280890	62.32099	0.280890	62.32099

Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

*Teste de autovalor e teste de traço indicam no máximo 6 vetores de cointegração, a um nível de significância de 5%.

Os resultados apresentados na Tabela 4 também podem ser visualizados na Figura 1, em que as séries de preços pagos ao produtor apresentam comportamento semelhante ao longo do período, considerando o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015. A partir de tais definições poderão ser analisados os resultados da estimação das relações de longo prazo entre os preços do leite dos estados em análise.

Com o Vetor de Correção de Erros, as alterações nos valores de uma variável podem ser explicadas com base nas alterações em sua própria variável defasada e também de outras variáveis que possam estar influenciando seu comportamento. Sendo assim, se houver cointegração entre duas ou mais variáveis, os desequilíbrios causados na série da variável *X* podem estar sendo causados não apenas pelos seus próprios valores passados, como também pelas oscilações nos valores da variável *Y* (CARVALHO, SCALCO, LIMA, 2009).

Tabela 5 – Resultado das estimativas de longo prazo para as séries de preços do leite pago ao produtor dos estados em análise, no período de 2000 a 2015.

Vetor de Cointegração normalizado de longo prazo						
Variável	BA	GO	MG	PR	RS	SP
BA	-	-0.736	-0.206	1.667**	1.188**	-0.382
GO	-1.357**	-	-0.280	2.263**	1.612***	-0.519
MG	-4.831***	-3.560**	-	8.057**	5.740**	-1.848
PR	0.599***	0.441	0.124	-	0.712**	0.229
RS	0.841***	0.620	0.174	-1.403**	-	0.321
SP	-2.614***	-1.926*	-0.541	4.359**	3.106**	-

Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

*, **, ***Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10%, 5% e 1% respectivamente.

As equações de longo prazo foram normalizadas para cada um dos estados analisados, Bahia, Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul e São Paulo. A partir de tais estimativas ficaram evidenciadas algumas relações entre os preços praticados nos referidos estados.

Os preços praticados no estado da Bahia são influenciados pelos preços do estado do Paraná e também do Rio Grande do Sul, a um nível de significância de 5%. Como resultado, um aumento de 1% nos preços pagos ao produtor no estado do Paraná eleva em 1,66% nos preços praticados no estado da Bahia. Além disso, os preços do estado do Rio Grande do Sul também são transmitidos para os preços do estado da Bahia, sendo que para um aumento de 1% nos preços no estado sulista há uma expansão de 1,18% nos preços da BA.

Embora a Bahia receba influências de apenas dois estados, Paraná e Rio Grande do Sul, observa-se que seus preços são transmitidos para todos os outros estados, a um nível de significância de até 10%. Isso se justifica pelo fato de que há muita competição entre laticínios

e produtores no estado, promovendo uma estabilização nos preços, promovido pelo baixo nível de produção (CEPEA/Leite, 2016).

Com relação ao estado de Goiás, observa-se que os preços praticados pelo estado do Paraná são transmitidos para sua série a um nível de significância de 5%, porém, também recebe influência dos preços praticados pelos estados de Paraná e Rio Grande do Sul, a um nível de significância de 1%. Assim, para cada 1% de aumento nos preços pagos ao produtor de leite do estado da Bahia, há uma redução de 1,35% nos preços pagos ao produtor do estado de Goiás.

Porém, os estados de Paraná e Rio Grande do Sul influenciam positivamente nos preços praticados pelo estado de Goiás, sendo que o aumento de 1% nos preços do PR elevam em cerca de 2,23% nos preços em GO. Quanto ao Rio Grande do Sul, a variação positiva foi de 1,61% nos preços de Goiás. Os estados do Rio Grande do Sul e Paraná influenciam positivamente na série de preços do estado de Goiás, por apresentarem um nível de produção de leite *in natura* maior com relação à produção nacional.

Os preços praticados pelo estado de Minas Gerais receberam influências mais significativas quando comparado aos outros estados. A um nível de significância estatística de até 10% os preços praticados pelos estados de Bahia e Goiás exerceram influência negativa de -4,83% e -3,56%, respectivamente. Isso justifica-se pelo fato de que a produção nesses dois estados é inferior ao estado de Minas Gerais, então, um aumento de preços na Bahia e Goiás não influenciaria positivamente na série de preços pagos pelo leite *in natura* do estado de Minas Gerais.

Opostamente, os estados de Paraná e Rio Grande do Sul mostram influência positiva e de magnitude superior, de 8,05% e 5,74%, respectivamente. Ressalta-se que, juntamente com Minas Gerais, os estados do Rio Grande do Sul e Paraná são os três maiores produtores de leite do Brasil.

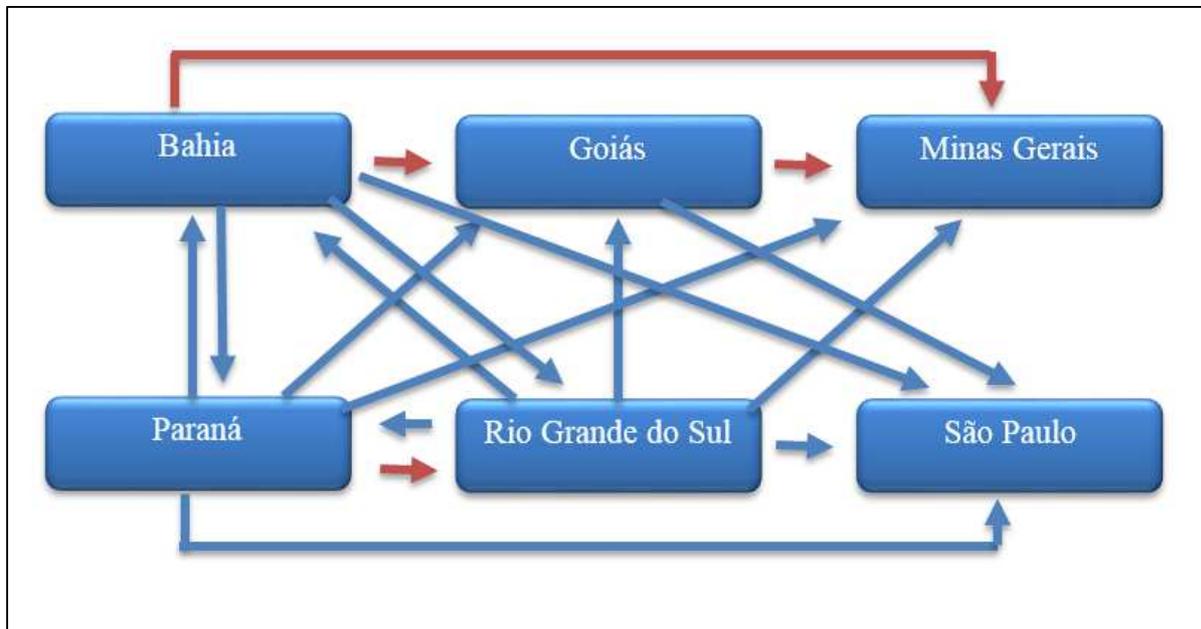
O estado do Paraná, embora influencie grande parte dos estados em análise, recebe influência apenas dos preços praticados nos estados da Bahia e do Rio Grande do Sul, com significância estatística de até 5%. Assim, as variações nos preços percebidos em ambos os estados são transmitidas para os preços pagos ao produtor de estado do Paraná em 0,59% e 0,71% respectivamente. Da mesma forma, o estado do Rio Grande do Sul recebe influência apenas dos estados da Bahia e do Paraná. Nesse caso, um aumento de 1% nos preços praticados pelo estado baiano elevam em 0,84% nos preços do estado do Rio Grande do Sul. Já, a transmissão do estado do Paraná é mais expressiva, de 1,43%.

A influência dos preços da Bahia sobre os preços dos estados do Paraná e Rio Grande do Sul pode ser justificado pela estrutura de custos de produção de cada região. Segundo CEPEA/Leite (2016), no acumulado dos últimos doze meses, o estado da Bahia apresenta um dos menores índices de custo de produção de leite in natura (5,65%). Ao passo que Rio Grande do Sul apresenta um dos maiores, cerca de 9,12% de variação.

Por fim, os preços do leite praticados pelo estado de São Paulo recebem influência dos preços dos estados da Bahia, Goiás, Paraná e Rio Grande do Sul. Isso se deve ao fato de que o estado não possui grande representatividade na produção por um lado, e expressivo consumo por outro. Além disso, o estado é um dos principais exportadores de no Brasil. Tais fluxos decorrem da importação de leite dos outros estados produtores. Cenário que coloca o estado como um tomador de preços, sobremaneira por incorporar as variações dos preços dos estados produtores e exportadores para o mercado nacional.

De forma a sintetizar os resultados e fornecer um panorama mais acurado dos fluxos comerciais, a Figura 2 traz as evidências de longo prazo para as séries de preços de leite dos estados Bahia, Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul e São Paulo.

Figura 3 – Relações de longo prazo encontradas para os estados analisados



Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

Nota: As flechas azuis representam variações positivas, quanto que as vermelhas, as variações negativas.

Como pode ser observado, as séries de preços pagos aos produtores de leite dos estados da Bahia e do Paraná são transmissores de preços, ou seja, as variações percebidas nas suas séries de preços são transmitidas para os outros estados produtores. Além disso, pode-se

ressaltar que os estados de Minas Gerais e São Paulo apresentam características de formadores de preços, por incorporarem as variações dos preços de outros estados.

Complementando as análises, na Tabela 6 estão expostos os resultados de curto prazo para as séries de preços pagos ao produtor dos estados da Bahia, Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul e São Paulo.

Tabela 6 – Resultado das estimativas de curto prazo para as séries de preços do leite pago ao produtor dos estados em análise, no período de 2000 a 2015.

Vetor de Cointegração de curto prazo						
Variável	BA	GO	MG	PR	RS	SP
Parâmetro	-0.046467*	0.045634	0.049223*	0.144885***	0.076557**	0.057440*
Erros padrão	(0.02169)	(0.02809)	(0.01798)	(0.02705)	(0.02370)	(0.01984)
<i>T-Statistic</i>	[-2.14204]	[1.62465]	[2.73705]	[5.35561]	[3.23092]	[2.89549]

Fonte: Elaborado pelos autores (2016).

*, **, ***Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10%, 5% e 1% respectivamente.

No curto prazo, os preços do leite pago ao produtor do estado da Bahia apresentaram significância estatística de 10%, isso significa que, dado um desequilíbrio na série a velocidade de ajuste é de 4,64% por período. Ajustamento semelhante foi encontrado para as séries de preços dos estados de São Paulo e Minas Gerais, cujos coeficientes foram de 5,74% e 4,92%, respectivamente.

Esses estados apresentam ajustes mais lentos devido a sua estrutura produtiva. Como é o caso do estado de São Paulo, que apresenta uma baixa produção, porém exporta grande parte do volume de leite in natura comercializado no mercado externo. O estado de Minas Gerais, embora possua o maior nível de produção de leite in natura do Brasil, conta também com um alto custo de produção (CEPEA/Leite, 2016), por isso um ajuste mais lento.

Por sua vez, o estado do Paraná apresentou velocidade de ajuste um pouco maior, de 14,5% por período, seguido do estado do Rio Grande do Sul, com uma velocidade de 7,65%. Essas diferenças de ajustes nos estados analisados se justificam devido à influência que as variações ocorridas nos preços do leite dos outros estados exercem sobre cada série em análise.

6 CONCLUSÕES

O mercado brasileiro do leite passou por várias mudanças ao longo dos anos, passando de produção apenas para subsistência para fins comerciais, juntamente com a industrialização no país, na década de 1950. Mais recentemente, juntamente com a abertura comercial ocorreu a desregulamentação do setor, a partir disso os preços pagos ao produtor bem como a produção começaram a se diferenciar nas regiões brasileiras.

Atualmente, existem diferentes estruturas produtivas nas regiões brasileiras, que determinam níveis de produtividade e preços distintos. Isso se deve pelo fato de que, em algumas regiões o nível de tecnologia empregado na produção de leite é mais elevado quando comparado a outras. Além disso, conhecimentos em gestão, qualidade e incentivos governamentais à produção de leite contribuem para as diferenças produtivas.

A produção de leite, embora encontrada em praticamente todo o território nacional, apresenta maior expressividade em poucos estados, quais: Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás, Bahia e São Paulo. Logo, esta configuração sugere que pode haver influência de algumas regiões na formação dos preços de outras, aspecto que fundamentou o objetivo de analisar como ocorre a relação de formação dos preços do leite *in natura* nos principais estados produtores do produto.

Os resultados indicam que os preços pagos aos produtores no Paraná e na Bahia têm suas variações transmitidas aos preços dos outros estados. Por outro lado, os estados de São Paulo e Minas Gerais têm seus preços formados, em grande medida, por variações nos preços pagos nos demais estados, mesmo estes exercendo um papel fundamental na produção e exportação do produto.

Os estados de Paraná e Bahia exercem influência nos preços pagos aos produtores pelo leite *in natura*, pelo fato de que possuem custos de produção mais baixos com relação aos outros estados em análise. Já o estado de Minas Gerais possui custos de produção mais elevados, por isso não transmite seus preços para os outros estados, mesmo tendo grande representatividade na produção.

Já o estado de São Paulo não influenciou a série de preços pagos ao produtor de leite dos outros estados por ter baixo nível de produção e também por ser grande exportador do produto. Nesse caso, há a entrada de produtos de outros estados para que possa ser escoado pelos seus portos para o mercado externo.

Além disso, os preços pagos ao produtor praticados nos estados do Paraná e do Rio Grande do Sul possuem um fator de ajuste mais elevados quando comparado aos outros estados em análise. Logo, dado algum desequilíbrio, os preços desses dois estados tendem a retornar ao equilíbrio mais rápido do que os demais.

Como aspecto limitante do trabalho indica-se a falta de dados das regiões norte e nordeste não permitindo uma análise para todas as regiões brasileiras. Para estudos futuros sugere-se analisar a influência de variáveis macroeconômicas nos preços do leite pagos ao produtor.

REFERÊNCIAS

- ALVES, J. A.; LIMA, R. C. Transmissão de preços entre os mercados de açúcar espacialmente separados no Brasil: uma análise de co-integração. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL. 2010.
- ARÊDES, A. F. de. Interdependência dos preços da carne suína brasileira e estrangeira. **Revista de Política Agrícola**, v. 19, n. 4, p. 95-104, 2010.
- ARRAES, R. A.; SOUZA FILHO, E. Externalidades e formação de preços no mercado imobiliário urbano brasileiro: um estudo de caso. **Economia aplicada**, São Paulo, v. 12, n. 2, p. 289-319, abril-junho 2008.
- BANKÚTI, I. B. **Sistema agroindustrial do leite**: alterações de mercado e propostas de adequação ao produtor. Disponível em: <<http://www.iepec.com/noticia/sistemaagroindustrial-do-leite-alteracoes-de-mercado-e-propostas-de-adequacao-ao-produtor>>. Acesso em: 02 abr. 2016.
- BORGES, S. L. Integração espacial dos estados produtores de açúcar no Brasil e o mercado internacional. 2010. Dissertação (Mestrado). Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada. Disponível em: <<http://www.locus.ufv.br/handle/123456789/41>>. Acesso em: 01 abr. 2016.
- BORGES, M. S.; CASTRO, M. C. D.; GUEDES, C. A. M.; ALIMONDA, H. A. Modernização, Trabalho e Produtividade na Pequena Produção Leiteira na Argentina e no Brasil. **Revista ADM.MADE**, Rio de Janeiro, ano 14, v.18, n.1, p.12-31, janeiro/abril, 2014.
- BORTOLETO, E. WILKINSON, J. Competitividade, inovação e demandas tecnológicas no sistema agroindustrial do Mercosul ampliado – lácteos. **Anais... CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL**, 38., 2000, Rio de Janeiro -RJ. Anais. SOBER, 2000.
- BRESSAN, M.; VILELA, D. Levantamento ex ante de restrições ao desenvolvimento da cadeia produtiva do leite da região Norte. In: WORKSHOP SOBRE IDENTIFICAÇÃO DAS PRINCIPAIS RESTRIÇÕES AO DESENVOLVIMENTO DA CADEIA PRODUTIVA DO LEITE DA REGIÃO NORTE DO BRASIL, 1., 2003, Juiz de Fora. **Anais... Juiz de Fora: Embrapa Gado de Leite**, 2003. p. 47-52.
- BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. Cengage Learning, São Paulo 2008.
- CARVALHO, H. D.; SCALCO, P. R.; LIMA, J. E. Integração Espacial entre os preços das Cestas Básicas nas Capitais da Região Sudeste do Brasil. **Revista EconomiA**, Brasília(DF), v.10, n.2, p.373–399, mai/ago 2009.
- CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. **Boletim do leite**. Ano 22 nº 249 – Fevereiro de 2016. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/leite/boletim/249.pdf>>. Acesso em: 02 abr. 2016.

CUNHA, D. A.; VALE, S. M. L. R. D.; BRAGA, M. J.; CAMPOS, A. C. Integração e transmissão de preços no mercado internacional de café arábica. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 48, n. 4, p. 515-542, 2010.

DIAS, D. F., KRETZMANN, C. K., ALVES, A. F., PARRÉ, J. L. (2007). Análise da transmissão de preço para o leite paranaense utilizando modelos de séries temporais. **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente**, 1(1), 09-24.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, 49:1057-1072, 1981.

EISFELD, C. L.; BITTENCOURT, M. V. L.; ALMEIDA, A. N.; SOUZA, V.S. Análise do Mercado externo da indústria papelreira no estado do Paraná através do modelo de vetores auto-regressivos (VAR). UFPR, 2007.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA - EMBRAPA. Embrapa Gado de Leite. Sistemas de Produção. Disponível em: <<http://www.cnpqgl.embrapa.br/sistemaproducao/>>. Acesso em: 02 abr. 2016.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 1. ed. New York: John Wiley & Sons, 1995.

FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. **Spatial price analysis**. Forthcoming. Handbook of Agricultural Economics, p. 1-59, Aug. 2000.

FERNANDES, R. A. S., BRAGA, M. J., LIMA, J. E. D. (2008). Elasticidade Na Transmissão E Formação Espacial De Preços De Leite Ao Produtor Nos Principais Estados Brasileiros. In 46th Congress, July 20-23, 2008, Rio Branco, Acre, Brasil (No. 108577). Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER).

FOCHEZATTO, A.; KOSHIYAMA, D.; ALENCASTRO, D. O aumento da lucratividade expande a acumulação de capital? uma análise de causalidade de Granger para países da OCDE. **Revista economia contemporânea**. vol.13 no.3 Rio de Janeiro Sept./Dec. 2009.

GREENE, Q. W. H. **Econometric analysis**. Fifth edition. New York University. July 10, (2002).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Pesquisa Pecuária Municipal - 2014. Disponível em: <http://ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/agropecuaria/producaoagropecuaria/abate-leite-couro-ovos_201402_publ_completa.pdf>. Acesso em: 02 abr. 2016.

JOHANSEN. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol. 12, pp.231-254, 1998.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: Teoria e Política**. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005, 6ª ed, 558 p.

MARGARIDO, M. A. ANÁLISE DA TRANSMISSÃO ESPACIAL DE PREÇOS NO MERCADO INTERNACIONAL DE SOJA. **Revista de Economia e Administração**, v. 11, n. 3, 2012.

MATTOS, L. B. de; LIMA, J. E. de; LIRIO, V. S. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 47, n. 1, p. 249-274, 2009.

MENDONÇA, T. G. de; LÍRIO, V. S; PEREIRA, V. da F. INTEGRAÇÃO ESPACIAL NO MERCADO BRASILEIRO DE SOJA EM GRÃO. **Anais... CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL**, 2009. Disponível: <<http://www.sober.org.br/palestra/13/571.pdf>>. Acesso em: 6 abr. 2016.

MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR – MDIC. **Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior via Internet–Alice Web**. Brasília, 2015. Disponível em: <<http://aliceweb.mdic.gov.br/>>. Acesso em: 15 dez. 2015.

NOGUEIRA, F. T. P; AGUIAR, D. R. D; DE LIMA, J. E. Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. *Nova Economia*, v. 15, n. 2, 2005.

RIBEIRO, S. G. B.; de OLIVEIRA, S. C.; SCALCO, A. R.; PINTO, L. B. O COMPORTAMENTO DO PREÇO DO LEITE TIPO C PAGO AO PRODUTOR NO ESTADO DE SÃO PAULO CONFRONTADO COM A REALIDADE DOS PRODUTORES DA MICRORREGIÃO DE MARÍLIA. **Revista Brasileira de Engenharia de Biosistemas**, v. 5, n. 2, p. 117-127, 2011.

ROSADO, P. L. Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos. Tese (Doutorado) Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada – Universidade Federal de Viçosa, 2006.

SAITH, W.; ALVES, A. F.; PARRÉ, J. L. Transmissão e Integração de Preço no Mercado de Boi Gordo Entre a Região Centro-Oeste e o Estado de São Paulo. **Revista de Administração e Negócios da Amazônia**, v. 5, n. 1, p. 71-84, 2013.

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.

SOCIEDADE NACIONAL DA AGRICULTURA. Notícias. Consumo de lácteos perde fôlego no País. 2015. Disponível em: <<http://sna.agr.br/consumo-de-lacteos-perde-folego-no-pais/>>. Acesso em: 07 mar. 2016.

STOCK, J. H. WATSON, M. W. **Econometria**. Pearson Education do Brasil. 2004.

TRICHES, E. Importância da atividade leiteira na agricultura familiar e uma análise na propriedade Ghion–Marau-RS. 2011. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Curso de Tecnólogo em Planejamento e Gestão para o Desenvolvimento Rural a Distância. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10183/54730>>. Acesso em: 30 mar. 2016.

U.S. BUREAU OF THE CENSUS. X-12 ARIMA **Reference Manual**. Disponível em: <
<http://www.census.gov/srd/www/x12a/>>.

WOOLDRIDGE, J. M. *Introductory Econometrics-A Modern Approach*. 2ed., Ohio, Thomson South-Western, 2006.