

Integração espacial dos preços do leite: análise nos principais estados produtores do Brasil*

Angélica Pott de Medeiros**

Bruna Márcia Machado Moraes***

Reisoli Bender Filho****

Doutoranda em Administração pela
Universidade Federal de Santa Catarina

Doutoranda em Administração pela
Universidade Federal de Santa Maria
(UFSM)

Mestre em Economia do
Desenvolvimento pela Pontifícia
Universidade Católica do Rio Grande do
Sul (2006), Doutor em Economia Aplicada
pela Universidade Federal de Viçosa
(2011), Professor adjunto da UFSM

Resumo

O presente estudo aborda a integração espacial dos preços do leite. O objetivo é analisar a transmissão espacial dos preços do leite nos principais estados produtores do Brasil. Foram utilizados os preços do leite pagos ao produtor nos estados selecionados pelo Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea), no período de 2000 a 2015. Para se identificar as relações, foi utilizado o modelo vetor de correção de erros (VEC). Os resultados indicam que os Estados da Bahia e do Paraná exercem maior influência sobre os outros estados analisados. Além disso, os Estados de Minas Gerais e de São Paulo não transmitem seus preços para os outros estados do Brasil. Com relação à velocidade de ajuste dos preços, os Esta-

* Artigo recebido em jul. 2016 e aceito para publicação em set. 2017.



Este trabalho está licenciado sob uma Licença Creative Commons
Atribuição Não Comercial 4.0 Internacional.

Open Acces (Acesso Aberto)

Este trabalho foi apresentado no 8.º Encontro de Economia Gaúcha.

Revisora de Língua Portuguesa: Tatiana Zismann

** E-mail: apm_angelica@yahoo.com.br

*** E-mail: brunammoraes@hotmail.com

**** E-mail: reisolibender@yahoo.com.br

dos do Rio Grande do Sul e do Paraná conseguem ajustar seus preços mais rapidamente do que os outros estados contidos na análise.

Palavras-chave

Preços do leite; integração espacial; Lei do Preço Único

Abstract

The present study analyzes the spatial integration of milk prices. The objective is to examine the spatial transmission of the price of milk paid to producers in the main producing states of Brazil. The authors used the prices paid for milk to producers of the selected states by the Center for Advanced Studies on Applied Economics (Cepea) from 2000 to 2015. To identify the relationships, the vector error correction model (VEC) was used. The results indicate that the states of Bahia and Paraná exert great influence on the other states under analysis. Furthermore, the states of Minas Gerais and São Paulo do not transmit their prices to the other states of Brazil. Regarding the speed of price adjustment, the states of Rio Grande do Sul and Paraná manage to adjust their prices faster than the other states studied.

Keywords

Milk prices; spatial integration; One Price Law

Classificação JEL: C50, D40, Q13

1 Introdução

A produção de leite deixou de ser realizada apenas para a subsistência e passou a ser utilizada como fonte de renda a partir da década de 50 do século passado, o que ocorreu de forma paralela com o processo de industrialização do Brasil. Até os anos 90, o comércio de leite cru foi regulamentado pelas agências de 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 exposição e a liberalização à competitividade internacional provocaram mudanças em diversos setores. Destaque é o setor 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; LIMA, 2005).

O setor de leite e derivados está entre os que passaram por alterações significativas, tanto em termos de produção como em termos de consumo e preços. Em meados de 1990, houve a popularização do leite “longa vida”, devido à sua vida útil na prateleira e à redução nos custos de armazenagem e refrigeração. Com isso, tornou-se possível 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; 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 — propícia à agricultura e à 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 (EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA, 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 para a 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% (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2015).

Da mesma forma, há diversificação nos preços recebidos pelos produtores, variando de R\$ 0,81 a R\$ 0,99 por litro, nos Estados do Mato Grosso do Sul e de São Paulo (BOLETIM..., 2016). Essa precificação depende, geralmente, da oferta e da demanda do produto, como também do preço da safra e entressafra (BÁNKUTI, 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, consequentemente seu preço diminui.

No que tange às exportações do produto, o Estado de Minas Gerais figurou como principal exportador em 2014, pois cerca de 42% das exportações foram oriundas do Estado. Isso se deve, principalmente, por Minas Gerais ser o estado com maior volume de produção. Apesar de não possuir

participação relevante na produção de leite — aproximadamente 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 (BRASIL, 2015).

Diante do exposto, o presente estudo busca analisar a transmissão espacial de preços do leite paga ao produtor nos principais estados produtores do Brasil. Este 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 se debruçam sobre a integração dos preços do boi gordo, soja, açúcar, café arábica e carne suína (ALVES; LIMA, 2010; ARÊDES, 2010; BORGES, 2010; CUNHA *et al.*, 2010; MARGARIDO, 2012; MATTOS; LIMA; LIRIO, 2009; MENDONÇA; LÍRIO; PEREIRA, 2009; ROSADO, 2006; SAITH; ALVES; PARRÉ, 2013), além do próprio preço do leite (DIAS, *et al.*, 2007; FERNANDES; BRAGA; LIMA, 2008), 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. Por fim, são realizadas 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; LIMA, 2005). Na integração do mercado, os choques da demanda e da oferta de uma região são transmitidos para outra, contudo, não de forma homogênea. Assim, se os choques em uma região forem transmitidos de forma integral a 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, na ausência de barreiras de comércio e custos de transporte, devem ser ofertados pelo mesmo preço quando expresso na mesma moeda (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005). No caso de comercialização entre regiões de um mesmo país, é necessário o processo de arbitragem. Em outras pa-

lavras, esse processo consiste em comprar o produto em um local mais barato e vender em um mais caro, após se compensarem os custos de transferência (ROSADO, 2006).

De maneira geral, a LPU forte é a mais testada e constitui-se 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 em sua totalidade. 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-se 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 (Quadro 1).

Conforme o exposto, os estudos concentram-se em verificar a integração de preços no mercado do boi gordo (MATTOS; LIMA; LIRIO, 2009; SAITH; ALVES; PARRÉ, 2013), nos preços da soja (MARGARIDO, 2012; MENDONÇA; LÍRIO; PEREIRA, 2009), nos preços do açúcar (ALVES; LIMA, 2010; BORGES, 2010), nos preços do café arábica (CUNHA *et al.*, 2010) na carne suína (ARÊDES, 2010; ROSADO, 2006), nos preços do leite (DIAS *et al.*, 2007; FERNANDES; BRAGA; LIMA, 2008) e em outros produtos.

Em se tratando do caso dos preços do leite, em seu estudo, Fernandes, Braga e Lima (2008) constataram que uma variação de 1% nos preços pagos aos produtores em Minas Gerais acarreta em uma variação de 0,38% em São Paulo, de 0,72% no Rio Grande do Sul, de 0,93% no Paraná e de 0,26% em Goiás. Complementando tal evidência, Dias *et al.* (2007), 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.

Quadro 1

Estudos anteriores que abordam o tema

ESTUDOS	MÉTODO	VARIÁVEIS	RESULTADOS
Mattos, Lima, Lirio (2009)	Modelo de correção de erros vetorial com <i>threshold</i> (TVEC)	Séries mensais de preços de boi gordo para corte nos Estados de Minas Gerais e São Paulo, recebidos pelos produtores. Regime 1: desvio do equilíbrio < 9,7% (R\$ 9,44), não induzirá nenhum processo de ajustamento. 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 no Estado ou em 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 e 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 Estado de São Paulo.	O teste de causalidade de Granger indicou a região na qual Goiânia está situada como sendo a principal 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 estar situada em uma região formadora de preço. Existe uma forte integração dentro da Região Centro-Oeste, mas não dessa com o Estado de São Paulo. Esse 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.

(continua)

Quadro 1

Estudos anteriores que abordam o tema

ESTUDOS	MÉTODO	VARIÁVEIS	RESULTADOS
Mendonça, Lírio, Pereira (2009)	Modelo vetorial de correção de erro (VEC) e Testes de razão de verossimilhança	As séries de preços recebidas 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 no 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 apresentou 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 a dezembro de 2009. Brasil, Argentina e 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 de Brasil e Argentina serem grandes produtores e exportadores de soja, 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 do grão de soja na Argentina não sejam transmitidos para os preços do grão de soja no Brasil.

(continua)

Quadro 1

Estudos anteriores que abordam o tema

ESTUDOS	MÉTODO	VARIÁVEIS	RESULTADOS
Borges (2010)	Vetor de correção de erro (VEC) e perfis de persistência	Séries de preços dos cinco maiores produtores de açúcar: São Paulo, Paraná, Minas Gerais, Alagoas e Pernambuco. Para o mercado externo, consideraram-se os preços da Bolsa de <i>Commodities</i> de Nova Iorque. Período de março de 2003 a setembro de 2010.	Os resultados apontam que os principais estados produtores são integrados ao mercado internacional, sendo ele, um formador de preços. As localidades das Regiões Norte e Nordeste respondem às variações dos preços internacionais, com elevações maiores que as das Regiões Centro e Sul.
Alves e Lima (2010)	Modelo de correção de erros vetoriais (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, 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> (2007)	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 a variação de uma unidade em Goiás transmite-se em 0,41 para o Paraná.

(continua)

Quadro 1

Estudos anteriores que abordam o tema

ESTUDOS	MÉTODO	VARIÁVEIS	RESULTADOS
unha <i>et al.</i> (2010)	Modelo VEC e perfis de persistência	Séries de preços mensais do café arábica recebidas 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 Iorque.	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 <i>players</i> 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).
Arêdes (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 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.

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 e suplementação alimentar, de outro, com a propagação da agricultura familiar, desenvolvem-se 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-se em vista o denso número de empresas que beneficiam o produto, produzindo uma variedade maior de derivados, como leite em pó, leite sem lactose, iogurtes, entre outros (SOCIEDADE NACIONAL DA AGRICULTURA, 2015). Além do que, nessas regiões, a atividade é desenvolvida, em sua maioria, em propriedades de pequeno porte, em grande parte caracterizada como de agricultura familiar, próximas entre si, facilitando a captação pelas empresas (TRICHES, 2011).

Levando-se em consideração a produção de leite (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. Dentre os estados, destaca-se o Rio Grande do Sul, com 38,4% da produção da Região Sul. Além disso, o Estado se sobressai na produtividade, a qual ultrapassa 3.000 litros por ano, apresentando a maior produtividade do País, porém, possui rebanho reduzido, cerca de 6,7%.

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 de Minas Gerais apresentaram os maiores preços pagos ao produtor, cerca de R\$ 1,02 e R\$ 1,01 respectivamente (Tabela 2).

Tabela 1

Produtividade e participação das regiões, estados brasileiros na produção de leite e no rebanho — 2014

REGIÃO E ESTADOS	PARTICIPAÇÃO % NA PRODUÇÃO (BRASIL)	PARTICIPAÇÃO % NA PRODUÇÃO (REGIÃO)	PARTICIPAÇÃO % NO REBANHO (BRASIL)	PRODUTIVIDADE (L/ano)
Norte	5,5	-	9,6	876
Rondônia	2,7	48,3	3,4	1.217
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	1.396
Alagoas	0,9	7,8	0,7	1.887
Sergipe	1,0	8,9	1,0	1.466
Bahia	3,4	31,2	9,0	586
Sudeste	34,6	-	34,4	1.533
Minas Gerais	26,6	77,0	25,2	1.613
Espírito Santo	1,4	4,0	1,8	1.158
Rio de Janeiro	1,5	4,4	1,8	1.281
São Paulo	5,1	14,6	5,6	1.380
Sul	34,7	-	19,0	2.789
Paraná	12,9	37,2	7,5	2.629
Santa Catarina	8,5	24,5	4,8	2.694
Rio Grande do Sul	13,3	38,4	6,7	3.034
Centro-Oeste	14,1	-	16,4	1.315
Mato Grosso do Sul	1,5	10,6	2,2	1.022
Mato Grosso	2,1	14,5	2,5	1.243
Goiás	10,5	74,1	11,5	1.386
Distrito Federal	0,1	0,7	0,1	1.485

FONTE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2015).

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 do Mato Grosso, com cerca de 15% da produção da Região. Tais estados possuem 11,5% e 2,5% do rebanho brasileiro res-

pectivamente. 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 o Mato Grosso do Sul, entre os pesquisados, apresentou o menor preço bruto e preço pago ao produtor, R\$ 0,94 (preço bruto) e R\$ 0,83 (preço líquido) respectivamente.

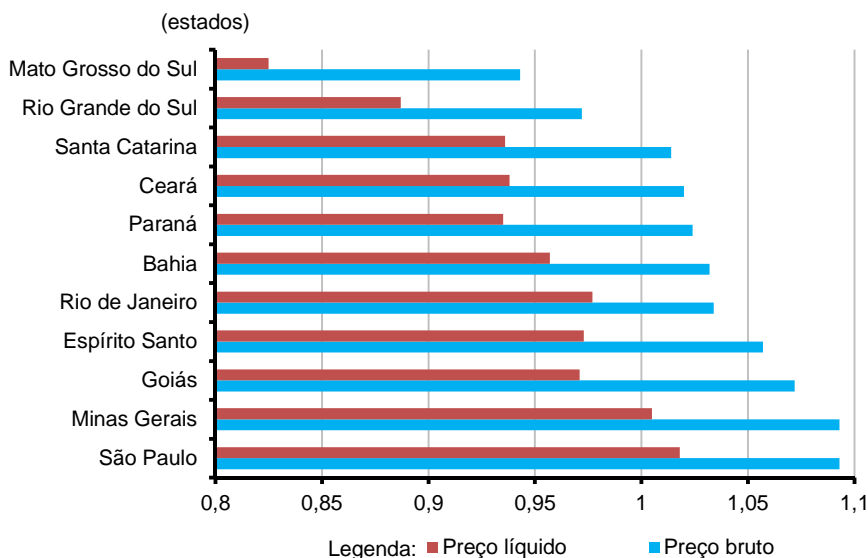
No que tange à Região Nordeste, sua produção foi de cerca de 11%. Dentre os estados, a Bahia apresentou a maior produção, 31,2%, sendo que detinha 9% do rebanho e um preço pago ao produtor de R\$ 0,96. Em relação à produtividade, a Região possui a menor entre as regiões brasileiras, cerca de 818 litros por ano. Contudo, há elevada variação entre os estados, como é o 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 à baixa representatividade no rebanho, não superior a 10%. Essa 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, ao adequado manejo nutricional e sanitário — e baixo investimento na qualificação da mão de obra (BRESSAN; VILELA, 2003) determinaram a produtividade média da Região, que foi de 876 litros no ano, apresentando, contudo, elevada variabilidade entre os estados: de 345 litros/ano (Roraima) a 1.217 litros/ano (Rondônia).

Verifica-se que os estados possuem preços diferentes entre si, o que se deve ao fato de que a precificação do leite depende da oferta e da demanda, determinando o preço da safra e da entressafra (BÁNKUTI, 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 esses são determinados por outras variáveis que influenciam positiva e negativamente seus volumes.

Gráfico1

Preço bruto e líquido do litro do leite por estados do Brasil — fev./16



FONTE: Cepea (BOLETIM..., 2016).

4 Metodologia

4.1 Modelo teórico

O modelo do vetor autorregressivo (VAR), proposto por Sims (1980), surgiu na década de 80 como resposta às críticas ao grande número de restrições impostas às estimações pelos modelos estruturais. O surgimento do novo modelo deu-se 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, o valor da mesma variável defasada e também das demais variáveis (EISFELD *et al.*, 2007).

Dessa 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 são 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 essa 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; δT , a tendência; Δ é 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 se apresentando a mesma ordem de integração, as séries, segundo Wooldridge (2006), apresentarão relação de equilíbrio no longo prazo, sendo denominadas de cointegradas. Para se analisar a cointegração, foi utilizado o teste proposto por Johansen (1988), 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. Nesse 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 Estudos Avançados em Economia Aplicada (Cepea) referente ao leite. Os dados correspondem aos preços brutos, considerando o frete e os impostos — sendo o preço 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 são¹: 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 todas as unidades federativas. Da mesma forma que identificado comportamento sazonal na série, sendo necessário o ajuste através do método Census X12.

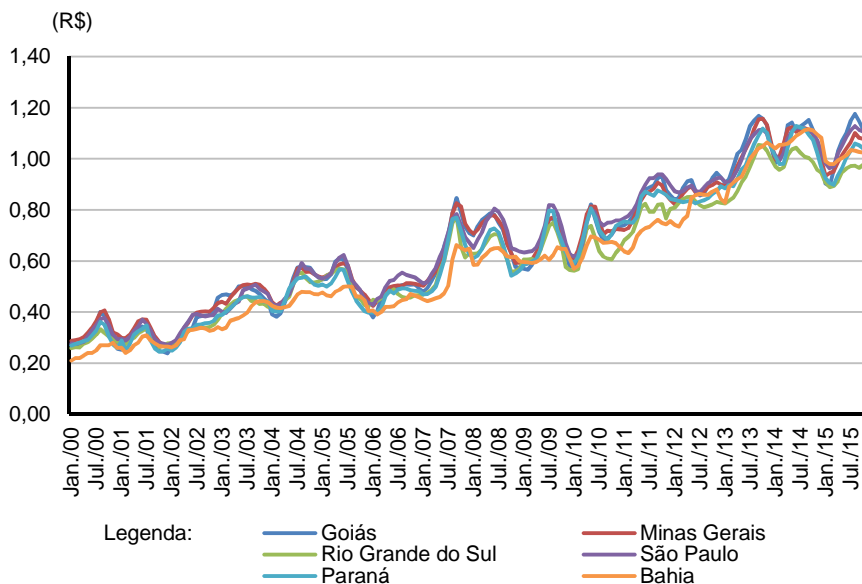
5 Análise dos resultados

Com o objetivo de analisar a transmissão e a cointegração espacial do preço do leite pago ao produtor nos principais estados produtores do Brasil, são expostos, primeiramente, os preços observados no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015 (Gráfico 2). Os estados participantes referem-se àqueles pesquisados pelo Cepea/leite à análise mensal de preços, quais sejam: Goiás, Minas Gerais, Rio Grande do Sul, São Paulo, Paraná e Bahia.

¹ Santa Catarina também faz parte dos estados utilizados como base de análise, porém, somente a partir de julho de 2005. Assim, o Estado não foi incluído na análise.

Gráfico 2

Evolução dos preços pagos aos produtores de leite *in natura* nos principais estados produtores do Brasil — jan./2000-ago./15



FORNTE DOS DADOS BRUTOS: Cepea (BOLETIM..., 2016).

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

Após o ajuste sazonal foi realizado o teste de estacionariedade da série de ADF. Estatisticamente, as séries apresentaram tendência estocástica, que, segundo Greene (2002), terá a característica de retornar para sua média com o passar do tempo. Nesse 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.

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 do Paraná e de São Paulo também foram estacionários em nível, porém com a presença de tendência. A partir do teste de estacionariedade, identificou-se um como o nível máximo de integração das séries.

Tabela 2

Resultados do teste ADF para os estados selecionados do Brasil — 2000-15

VARIÁVEL	NÍVEL		PRIMEIRA DIFERENÇA	
	τ_t (1)	τ_μ (2)	τ_t	τ_μ
Bahia	-1,718555	2,859504	(3)-12,32286	-
Goiás	(3)-3,663941	-	-	-
Minas Gerais	(3)-4,076123	-	-	-
Paraná	(4)-3,192850	(3)-4,592456	-	-
Rio Grande do Sul	(3)-3,883563	-	-	-
São Paulo	(4)-3,363271	(3)-4,703514	-	-

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Cepea (BOLETIM..., 2016).

(1) Análise realizada apenas com constante. (2) Análise realizada levando em consideração constante e tendência da série. (3) Nível de significância de 1%. (4) Nível de significância de 5%.

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 de comprimento de *lags*

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1.802,794	-	1,33e-16	-19,53037	-19,42553	-19,48788
1	2.575,107	1.485,862	4,44e-20	-27,53377	(1)-26,79992	-27,23633
2	2.660,221	158,2012	2,61e-20	-28,06762	-26,70476	(1)-27,51524
3	2.700,671	72,54581	(1)2,49e-20	(1)-28,11598	-26,12412	-27,30866
4	2.731,744	(1)53,70257	2,64e-20	-28,06243	-25,44156	-27,00016
5	2.758,617	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	2.817,469	44,14999	3,51e-20	-27,82031	-23,31241	-25,99320
8	2.844,471	39,62247	3,98e-20	-27,72251	-22,58560	-25,64045

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Cepea (BOLETIM..., 2016).

NOTA: 1. LR: Estatística de teste de LR modificada sequencial. Cada teste com nível de 5%.

2. FPE: Erro de previsão final.

3. AIC: Critério de informação de Akaike.

4. SC: Critério de informação de Schwarz.

5. HQ: Critério de informação de Hannan-Quinn.

(1) Significativo a 1%.

Na sequência estão apresentados os resultados do teste de cointegração de Johansen (1988), conforme Tabela 4. Observa-se a presença de até seis vetores de cointegração nas séries de preços de leite pago ao produtor

dos Estados da Bahia, de Goiás, de Minas Gerais, do Paraná, do Rio Grande do Sul e de 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 COINTEGRAÇÃO	TESTE DO AUTOVALOR	VALOR CRÍTICO (0,05)	TESTE TRAÇO	VALOR CRÍTICO (0,05)
(1) -	0,608221	672,8939	0,608221	177,1037
(1) Ao menos 1	0,546761	495,7902	0,546761	149,5626
(1) Ao menos 2	0,431206	346,2276	0,431206	106,6408
(1) Ao menos 3	0,396351	239,5868	0,396351	95,39993
(1) Ao menos 4	0,351539	144,1869	0,351539	81,86589
(1) Ao menos 5	0,280890	62,32099	0,280890	62,32099

FONTES DOS DADOS BRUTOS: Cepea (BOLETIM..., 2016).

NOTA: O teste de autovalor e o teste de traço indicam no máximo seis vetores de cointegração.

(1) Nível de significância de 5%.

Os resultados apresentados na Tabela 4 também podem ser visualizados no Gráfico 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 nas 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).

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% os 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 Bahia.

Tabela 5

Resultado das estimativas do vetor de cointegração de longo prazo para as séries de preços do leite pago ao produtor de estados do Brasil — 2000-15

VARIÁVEIS	ESTIMATIVAS					
	BA	GO	MG	PR	RS	SP
Bahia	-	-0,736	-0,206	(1) 1,667	(1)1,188	-0,382
Goiás	(1)-1,357	-	-0,280	(1) 2,263	(2)1,612	-0,519
Minas Gerais	(2)-4,831	(1)-3,560	-	(1) 8,057	(1)5,740	-1,848
Paraná	(2) 0,599	0,441	0,124	-	(1)0,712	0,229
Rio Grande do Sul	(2) 0,841	0,620	0,174	(1)-1,403	-	0,321
São Paulo	(2)-2,614	(3)-1,926	-0,541	(1) 4,359	(1)3,106	-

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Cepea (BOLETIM..., 2016).

(1) Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 5%. (2) Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 1%. (3) Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10%.

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 demais, 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 (BOLETIM..., 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 do Paraná e do 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 do Paraná e do Rio Grande do Sul influenciam positivamente os preços praticados pelo Estado de Goiás, sendo que o aumento de 1% nos preços do Paraná elevam-se em cerca de 2,23% nos preços, em Goiás. 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 do Paraná influenciam positivamente a 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 da Bahia e de Goiás exerceram influência negativa de -4,83% e de -3,56% respectivamente. Isso se justifica pelo fato de que a produção nesses dois estados é inferior ao Estado de Minas Gerais, então, um aumento de preços na Bahia e em 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 de 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 do 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% os preços do Estado do Rio Grande do Sul. Já a transmissão do Estado do Paraná é mais expressiva, de 1,43%.

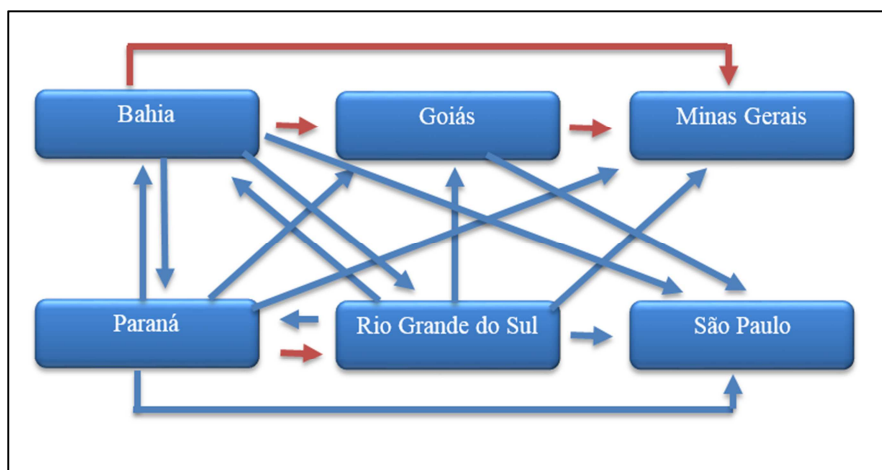
A influência dos preços da Bahia sobre os preços dos Estados do Paraná e do Rio Grande do Sul pode ser justificada pela estrutura de custos de produção de cada região. Segundo Cepea/leite (BOLETIM..., 2016), no acumulado dos últimos 12 meses, o Estado da Bahia apresenta um dos menores índices de custo 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, por um lado, pelo fato de que o Estado não possui grande representatividade na produção. Por outro lado, há expressivo consumo no Estado. Além disso, São Paulo é um dos principais exportadores de no Brasil. Tais fluxos decorrem da importação de leite dos outros estados produtores. Esse cenário 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 1 traz as evidências de longo prazo para as séries de preços de leite dos Estados da Bahia, de Goiás, de Minas Gerais, do Paraná, do Rio Grande do Sul e de São Paulo.

Figura 1

Relações de longo prazo encontradas para os estados analisados



NOTA: As flechas azuis representam variações positivas, e 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 transmissoras 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 de 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 do vetor cointegração de curto prazo para as séries de preços do leite pago ao produtor de estados do Brasil — 2000-15

VARIÁVEIS	BAHIA	GOIÁS	MINAS GERAIS	PARANÁ	RIO GRANDE DO SUL	SÃO PAULO
Parâmetro	(1)-0,046467	0,045634	(1)0,049223	(2)0,144885	(3)0,076557	(1)0,057440
Erro-padrão	0,02169	0,02809	0,01798	0,02705	0,02370	0,01984
T-Statistic	-2,14204	1,62465	2,73705	5,35561	3,23092	2,89549

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Cepea (BOLETIM..., 2016).

(1) Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10%. (2) Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 1%. (3) Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 5%.

No curto prazo, os preços do leite pagos 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 de 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 (BOLETIM..., 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 da produção para a subsistência para fins comerciais juntamente com a industrialização no País, na década de 50 do último século. 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 ao 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 sejam: Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás, Bahia e São Paulo. Logo, essa 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 de Minas Gerais têm seus preços formados, em grande medida, por variações nos preços pagos nos demais estados, mesmo estes último exercendo um papel fundamental na produção e exportação do produto.

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

O Estado de São Paulo, por sua vez, 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 esses produtos possam ser escoados 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 elevado 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 cointegração. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 48., 2010, Campo Grande. **Anais...** Campo Grande: SOBER, 2010. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/15/1036.pdf>>. Acesso em: 7 abr. 2016.

ARÊDES, A. F. de. Interdependência dos preços da carne suína brasileira e estrangeira. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, DF, v. 19, n. 4, p. 95-104, 2010.

BÁNKUTI, I. B. **Sistema agroindustrial do leite**: alterações de mercado e propostas de adequação ao produtor. 2009. Disponível em: <<http://www.iepec.com/noticia/sistemaagroindustrial-do-leite-alteracoes-de-mercado-e-propostas-de-adequacao-ao-produtor>>. Acesso em: 2 abr. 2016.

BOLETIM DO LEITE. Piracicaba: CEPEA, ano 22, n. 249, fev. 2016. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/leite/boletim/249.pdf>>. Acesso em: 2 abr. 2016.

BORGES, M. S. *et al.* Modernização, trabalho e produtividade na pequena produção leiteira na Argentina e no Brasil. **Revista ADM.MADE**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 1, p. 12-31, 2014.

BORGES, S. L. **Integração espacial dos estados produtores de açúcar no Brasil e o mercado internacional**. 2010. 87 f. Dissertação (Mestrado) — Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2010. Disponível em: <<http://www.locus.ufv.br/handle/123456789/41>>. Acesso em: 1 abr. 2016.

BORTOLETO, E.; WILKINSON, J. Competitividade, inovação e demandas tecnológicas no sistema agroindustrial do Mercosul ampliado — lácteos. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 38., 2000, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: SOBER, 2000. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/ftpiea/paper1581.pdf>>. Acesso em: 20 mar. 2016.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (MDIC). **Sistema de Análise das Informações de Comércio Exterior via Internet — Alice Web**. Brasília, DF, 2015. Disponível em: <<http://aliceweb.mdic.gov.br/>>. Acesso em: 15 dez. 2015.

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**. São Paulo: Cengage Learning, 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, 2009.

CUNHA, D. A. *et al.* Integração e transmissão de preços no mercado internacional de café arábica. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, DF, v. 48, n. 4, p. 515-542, 2010.

DIAS, D. F. *et al.* Análise da transmissão de preço para o leite paranaense utilizando modelos de séries temporais. **Revista em Agronegócio e Meio Ambiente**, Maringá, v. 1, n. 1, p. 9-24, 2007.

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

EISFELD, C. L. *et al.* **Análise do mercado externo da indústria papelreira no estado do Paraná através do modelo de vetores auto-regressivos (VAR)**. [S.l.]: UFPR, 2007.

EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA AGROPECUÁRIA (EMBRAPA). Gado de Leite. **Sistemas de produção de leite para diferentes regiões do Brasil**. 2015. Disponível em: <<http://www.cnpqgl.embrapa.br/sistemaproducao/>>. Acesso em: 2 abr. 2016.

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

FACKLER, P. L.; GOODWIN, B. K. Spatial price analysis. In: GARDNER, B. L.; RAUSSER, G. C. (Ed.). **Handbook of Agricultural Economics**, North Holland: Elsevier, 2001. v. 1, part. B, p. 971-1024.

FERNANDES, R. A. S.; BRAGA, M. J.; LIMA, J. E. D. Elasticidade na transmissão e formação espacial de preços de leite ao produtor nos principais estados brasileiros. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46., 2008, Rio Branco. **Anais...** Brasília, DF: SOBER, 2008. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/record/108577/files/244.pdf>> Acesso em: 2 abr. 2016.

GREENE, Q. W. H. **Econometric analysis**. 5. ed. New York: New York University, 2002.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa Pecuária Municipal — 2014**. 2015. Disponível em: <http://ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/agropecuaria/producaoagropecuaria/abate-leite-couro-ovos_201402_publ_completa.pdf>. Acesso em: 2 abr. 2016.

JOHANSEN, S. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, [S.l.], v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia Internacional: teoria e política**. 6. ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005.

MARGARIDO, M. A. Análise da transmissão espacial de preços no mercado internacional de soja. **Revista de Economia e Administração**, São Paulo, v. 11, n. 3, p. 281-303, 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**, Brasília, DF, 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. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 49., 2009, Porto Alegre. **Anais...** Porto Alegre: SOBER, 2009. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/13/571.pdf>>. Acesso em: 6 abr. 2016.

NOGUEIRA, F. T. P; AGUIAR, D. R. D; LIMA, J. E. Integração espacial no mercado brasileiro de café arábica. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 15, n. 2, p. 91-112, 2005.

RIBEIRO, S. G. B. *et al.* 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**, Tupã, SP, v. 5, n. 2, p. 117-127, 2011.

ROSADO, P. L. **Integração espacial entre os mercados brasileiros de suínos**. 2006. 117 f. Tese (Doutorado) — Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, Universidade Federal de Viçosa, 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**, Porto Velho, v. 5, n. 1, p. 71-84, 2013.

SBRISSIA, G. F. **Sistema agroindustrial do leite: custos de transferências e preços locais**. 2005. 58 f. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) — Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2005.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, Chicago, v. 48, p. 1-48, 1980.

SOCIEDADE NACIONAL DA AGRICULTURA. **Consumo de lácteos perde fôlego no País.** Rio de Janeiro, 2015. Disponível em: <<http://sna.agr.br/consumo-de-lacteos-perde-folego-no-pais/>>. Acesso em: 7 mar. 2016.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. **Econometria.** [S.l.]: Pearson Education do Brasil, 2004.

TRICHES, E. **Importância da atividade leiteira na agricultura familiar e uma análise na propriedade Ghion — Marau-RS.** 2011. 63 f. Trabalho de Conclusão de Curso (Tecnólogo em Planejamento e Gestão para o Desenvolvimento Rural) — Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Camargo, 2011. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10183/54730>>. Acesso em: 30 mar. 2016.

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

