

A causalidade de preços no mercado da bovinocultura leiteira no Rio Grande do Sul a partir de um Vetor Auto Regressivo (VAR)

Alexandre Rodrigues Loures
Augusto Mussi Alvim
Ivis Bento de Lima

A bovinocultura leiteira brasileira é uma importante fonte de geração de renda e emprego no meio rural. Segundo dados do Censo Agropecuário de 2006 do IBGE, o número de pessoas empregadas no setor agropecuário brasileiro foi de 64,1 milhões, sendo que somente na atividade pecuária e de criação de outros animais o número de trabalhadores foi da ordem de 25,5 milhões, isto é, 39,9% da força de trabalho total do setor agropecuário. Com o advento da abertura comercial, ocorrida na primeira metade da década de 1990, houve substancial melhora na produtividade dessa atividade, uma vez que os pecuaristas gradualmente foram trocando animais de dupla aptidão por raças específicas na produção de leite. Destarte, a utilização de bovinos não-específicos para produção de leite caracterizava uma ineficiência para as propriedades rurais e era reflexos de uma não especialização por parte dos produtores. Para Barros *et al.* (2001), houve uma redução significativa na produção de leite proveniente de gado com dupla aptidão, que, já em 2001, não chegava a representar 7,5%.

Conforme Dias *et al.* (2007), a produção leiteira nacional é bastante concentrada na região Centro-Sul, na qual os cinco maiores estados produtores (Minas Gerais, Goiás, Paraná, Rio Grande do Sul e São Paulo) são responsáveis por 66,7% da produção total do país. Porém, no presente artigo, optou-se por incluir o estado da Bahia, aos cinco estados citados pelos autores, devido ao expressivo crescimento na produção de leite verificado nessa unidade federativa nos últimos anos (entre 1974-2009 variação positiva de 264,9%). Em 2009, a participação desses estados na produção nacional foi de 70,2%, sendo que, somente Minas Gerais, participou com 27,2% de toda a produção e, por isso mesmo, é a maior e a principal bacia leiteira do Brasil. Conforme dados da Série Estatísticas do IBGE, a produção de leite do Brasil teve um incremento de 39,7%, no período 1980-1993, e de 84,4%, no período 1994-2009, corroborando a ideia da ineficiência dos produtores quando esses não tinham uma especialização, ou seja, quando o gado utilizado era de dupla aptidão.

Pelo emprego da metodologia de séries temporais, este trabalho procura analisar a transferência do preço do leite pago aos produtores rurais entre as principais bacias

brasileiras, observando se há uma relação estável de longo prazo entre as variáveis preços dos estados e a relação causal desses preços, buscando inferir se há algum estado que afete a formação do preço do leite no Rio Grande do Sul. Serão realizados testes de causalidade de Granger e de cointegração de Johansen para determinar a existência ou não de um equilíbrio de longo prazo entre essas bacias leiteiras. Assim, estabelecendo as relações causais entre os estados e a intensidade em que os preços são transferidos de um estado para outro, contudo, concentrando-se na hipótese de que os preços pagos aos bovinocultores do Rio Grande do Sul estão sendo afetados pelo(s) preço(s) de outro(s) estado(s).

1 Caracterização da pecuária leiteira brasileira

Pela Tabela 1, a participação do estado da Bahia na produção nacional tem aumentado nos últimos anos. No período 2005-2009, a quantidade produzida por essa região teve um aumento de 32,8%. Goiás, Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul e São Paulo possuem uma participação de 66,2% na produção nacional. Entretanto, adicionando o volume produzido pela Bahia ao daquelas unidades federativas, tem-se que a participação desses seis estados na produção nacional atinge o percentual de 70,2%. Em termos quantitativos, a produção da Bahia está bem próxima da de São Paulo, o que pode ser um indicio de que, mantido esse ritmo de crescimento, aquele estado venha a ser uma importante bacia leiteira brasileira. Contudo, nesse mesmo período, a unidade da federação com maior percentual de aumento no volume de leite produzido foi o Rio Grande do Sul, 37,8%. Sendo São Paulo a única a apresentar uma queda do volume produzido, - 9,2%.

Ainda pela Tabela 1, percebe-se uma inversão no *ranking* das regiões. Em 2005, Goiás era o segundo maior produtor de leite e o Rio Grande do Sul era o quarto maior. Entretanto, em 2009, o Rio Grande do Sul apareceu como segundo maior produtor nacional e Goiás, por sua vez, perdendo duas posições ficou como o quarto maior produtor do país. Para os demais estados não há mudanças de posição. Nesse mesmo período, o aumento para o Brasil foi da ordem de 18,2%, o que, em termos quantitativos, representa um acréscimo de aproximadamente 4,5 bilhões de litros de leite. Segundo a EMBRAPA Gado de Leite, em 2005 o estado que obteve a maior produtividade (litros/vacas/ano) foi Santa Catarina (2.153 litros) e a menor produtividade foi de Roraima (314 litros). Para as regiões em estudo, os resultados são

os seguintes: Bahia (543 litros), Goiás (1.134 litros), Minas Gerais (1.482 litros), Paraná (1.842 litros), Rio Grande do Sul (2.050 litros) e São Paulo (1.065 litros).

Ainda conforme a EMBRAPA Gado de Leite, que calcula o número de litros de leite tipo “C” que o produtor precisa para pagar ao empregado um salário mínimo corrente, em janeiro de 1970 (primeira observação da série), foram necessários 488 litros de leite para essa finalidade e em novembro de 2007 (último dado dessa série), o volume de leite demandado para cobrir os mesmos gastos foi de 507 litros. O mês em que o produtor mais despendeu litros de leite para pagar um empregado foi dezembro de 1997 (750 litros) e, por sua vez, julho e agosto de 1987 foram os meses em que se gastou menos (194 litros). Na média do período todo (1970-2007), o produtor despendeu aproximadamente 414,54 litros para pagar um salário mínimo. Contudo, se a série for dividida em dois períodos: um de janeiro de 1970 até setembro de 1991 (um mês antes de o governo federal deixar de controlar os preços aos produtores e consumidores; portanto, um marco referencial do início das mudanças para o setor) e outro de outubro de 1991 até novembro de 2007, os resultados serão, respectivamente: média de 369,79 litros (desvio padrão igual a 88,94) e 474,75 litros (desvio padrão igual a 125,16). Sendo assim, com nível de significância de 1%, as duas médias são estatisticamente diferentes inferindo que esse aumento percentual de 28,4% na atividade pecuária leiteira pode ter como causa a ineficiência técnica e alocativa dos produtores rurais acostumados com as intervenções governamentais no mercado e/ou, ainda, como consequência a política salarial do governo federal de aumentos do salário mínimo acima da inflação, isto é, aumentos reais, em anos recentes.

Tabela 1 – Produção leiteira dos principais estados e do Brasil (mil litros).

Região	2005	2006	2007	2008	2009
Brasil	24.620.859	25.398.219	26.137.266	27.585.346	29.105.495
BA	890.187	905.752	965.799	952.414	1.182.019
GO	2.648.599	2.613.622	2.638.568	2.873.541	3.003.182
MG	6.908.683	7.094.111	7.275.242	7.657.305	7.931.115
PR	2.568.251	2.703.577	2.700.993	2.827.931	3.339.306
RS	2.467.630	2.625.132	2.943.684	3.314.573	3.400.179
SP	1.744.179	1.744.008	1.627.419	1.588.943	1.583.882

Fonte: IBGE (2011).

Além da abertura comercial, citada, há outros fatores que também têm provocado mudanças profundas na pecuária leiteira. Por exemplo, em 1996, iniciaram-

se as discussões para a implantação de um Programa Nacional da Qualidade do Leite (PNQL) em que havia representantes de consumidores, de servidores públicos federais do Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento (MAPA), da cadeia produtiva do leite e da comunidade científica. O PNQL é um conjunto de medidas que visa instituir e consolidar uma Política Nacional de incentivo à produção de leite de vaca de qualidade objetivando promover não só a melhoria da qualidade do leite, mas também garantir a segurança alimentar da população, assim como agregar valor aos produtos lácteos, evitar perdas e aumentar a competitividade dos produtos brasileiros nos mercados internacionais. Dessa forma, o MAPA, por meio da Instrução Normativa N° 37, de 18 de abril de 2002, criou uma Rede Brasileira de Laboratórios da Qualidade do Leite (RBQL) que conta com 27 laboratórios distribuídos pelo território brasileiro em áreas geográficas de abrangência estratégica.

Como resultado dessas iniciativas, o MAPA, em 18 de setembro de 2002, publicou a Instrução Normativa N° 51 (IN 51/2002), tornando-a obrigatória nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul a partir de 1° de julho de 2005 e nas regiões Nordeste e Norte a partir de 1° de julho de 2007. O objetivo da IN 51/2002 é equiparar os padrões físico-químicos e microbiológicos do leite brasileiro aos internacionais. Além desse instituto, tramita na Casa Civil uma proposta de alteração do Regulamento de Inspeção Industrial e Sanitária de Produtos de Origem Animal (RIISPOA) (Decreto N° 30.691, de 29 de março de 1952, do MAPA) que consequentemente ampliará a fiscalização sobre a atividade leiteira, mas que por sua vez possibilitará ao produtor obter um produto de melhor qualidade e de valor agregado maior.

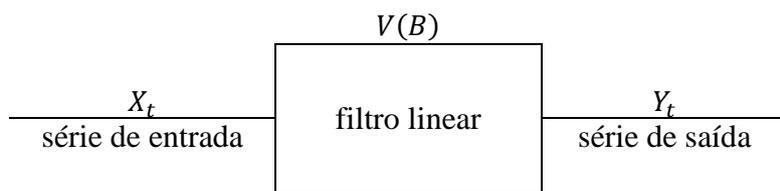
Outra fonte de alteração desse mercado, e que tem contribuído para que os preços de uma “praça” explique os de outra, é que a pavimentação de um grande número de estradas que “encurtaram distâncias” (diminuindo o tempo de viagem e, consequentemente, os custos de transporte) e o surgimento dos caminhões baús com câmaras refrigeradas intensificaram a concorrência desse mercado *spot*, o que tem provocado que os preços de regiões distintas apresentem movimentos semelhantes. Destarte, os mercados que eram, praticamente, atendidos por mercadorias provenientes exclusivamente de produtores locais, passam a ser abastecidos por mercadorias de várias regiões, movimento que pode ser denominado como unificação dos mercados nacionais. Sendo assim, aquelas regiões, onde os produtores se especializaram, investiram em tecnologia e souberam tirar proveito das economias de escalas, têm

obtidos bons resultados financeiros em detrimento dos produtores locais que a cada dia perdem espaço no mercado local.

Segundo Barros *et al.* (2001), especificamente com respeito ao Sistema Agroindustrial do Leite, sabe-se que esse ambiente vem experimentando inúmeras mudanças que têm obrigado seus agentes a um processo de adaptação bastante rápido. As mudanças foram iniciadas em outubro de 1991, quando o governo federal deixou de controlar os preços aos produtores e consumidores, por meio de tabelamentos, e a oferta de produtos no mercado interno, mediante importações periódicas de derivados lácteos. Nesse momento, a concorrência entre produtos passou a ser bastante acirrada, o que conduziu e tem conduzido as empresas à racionalização de seus processos industriais e à redução de custos.

2 Modelo teórico

Segundo Morettin e Tolo (2006), muitas situações em ciências envolvem o conceito de *sistema dinâmico*, caracterizado por uma série de entrada $X(t)$, uma série de saída $Z(t)$ e uma *função de transferência*. De particular importância são os *sistemas lineares*, onde a saída é relacionada com a entrada por meio de um funcional linear envolvendo $v(t)$. Ou seja, $Z(t) = \sum_{T=0}^{\infty} v(t)X(t - T)$. Conforme Margarido, Kato e Ueno (1994), o modelo de função de transferência simplificado envolve duas séries temporais, uma de entrada e outra de saída. A série de saída (Y_t) é o resultado da passagem da série de entrada (X_t) por meio de um filtro linear ($V(B)$). Esquemáticamente, tem-se:



Isso quer dizer que a série de saída (Y_t) pode ser representada como uma soma ponderada das observações passadas da série de entrada (X_t): $Y_t = V_0X_t + V_1X_{t-1} + V_2X_{t-2} + \dots + V_nX_{t-n}$. Uma maneira resumida para escrever a série de entrada é: $Y_t = V(B)X_t$.

O presente trabalho tem como base a Lei do Preço Único. Conforme Barbosa, Margarido e Nogueira Júnior (2002), caso a Lei do Preço Único seja válida, os preços domésticos de determinado produto devem ser iguais àqueles que prevalecem no

mercado internacional. Sendo assim, variações de preços no mercado externo são transmitidas proporcionalmente aos preços praticados no mercado doméstico no longo prazo, ou seja, a elasticidade de transmissão de preços é igual a um. Todavia, como o modelo desenvolvido por Mundlak e Larson (1992 *apud* BARBOSA *et al.*, 2002) é aplicado para analisar a formação de preços de um bem qualquer entre dois países distintos, a forma geral deste apresenta um termo para representar a taxa de câmbio e que é denotado por "e". Sendo assim, neste trabalho, que analisa as interações entre os estados brasileiros, tal termo será suprimido e o modelo terá a seguinte representação:

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

em que:

p_{it} → é o preço interno do produto i no período t ;

p_{it}^* → é o preço externo do produto i no período t ; e

u_{it} → é o termo de erro.

Esse é um modelo muito simples, mas que traz consigo uma relação de dependência, muito forte, entre o preço de um mesmo produto de duas regiões distintas. A ideia central é que o preço do produto em um estado qualquer é função do preço do mesmo produto, porém, em outro estado, mais o termo de erro. Após a regressão, tem-se o seguinte modelo:

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

em que:

α → é uma constante; e

β → é a elasticidade do preço interno em relação ao preço externo.

Os valores mais comumente assumidos por β encontram-se no intervalo 0 e 1. Porém, esse parâmetro pode também ser idêntico a 1 e nesse caso variações no preço de outro estado são totalmente transmitidas para o preço interno, por sua vez, quando β for igual a zero considera-se que o mercado interno seja fechado e, portanto, as variações nos preços dos outros estados não são transmitidas para o preço da economia fechada (no caso, um estado brasileiro).

Segundo González-Rivera e Helfand (1999), existem condições para que um determinado mercado seja considerado integrado, as quais: (i) existir fluxo comercial entre as "n" regiões, direta ou indiretamente; e (ii) para cada n -ésima região deve existir um vetor de preços $(p_1, p_2, p_3, \dots, p_n)$ que pode ser decomposto em $p_{it} = a_i f_t + \tilde{p}_{it}$, sendo

$i = 1, 2, \dots, n$ e $a_i \neq 0$, em que f_t é o fator de integração que capta os efeitos permanentes (longo prazo) e \tilde{p}_{it} são os efeitos transitórios (curto prazo) para cada região. Para tais autores, esses dois elementos definem as condições necessárias e suficientes para que os mercados sejam integrados, delimitando geograficamente a abrangência do mesmo. Os pacotes computacionais utilizados no trabalho foram o R 2.14.0 e o Eviews 5.1.

2.1 Modelo econométrico

É muito comum em economia modelos em que algumas variáveis não são somente variáveis explicativas para uma dada variável dependente, mas ela própria é também explicada pela variável que ela ajuda a determinar. Logo, quando não estamos confiantes qual variável é realmente exógena, temos que tratar cada variável simetricamente (Dimitrios e Hall, 2007). Essa abordagem é conhecida na literatura econométrica como Vetores Auto Regressivos (VAR). Segundo Maddala (2003), o modelo VAR é um ponto inicial muito útil na análise de inter-relações entre as diferentes séries temporais. A literatura sobre raízes unitárias estuda séries temporais não-estacionárias que são estacionárias em primeira diferença. A teoria de cointegração explica como estudar a inter-relação entre as tendências de longo prazo nas variáveis, tendências que são eliminadas pela diferenciação nos métodos Box-Jenkins. Conforme Gujarati (2006), o termo autorregressivo se deve ao aparecimento do valor defasado da variável dependente no lado direito e o termo vetorial se deve ao fato de estarmos tratando de um vetor de duas (ou mais) variáveis. Para Greene (2008), a estacionariedade de uma série não-estacionária qualquer pode ser encontrada pela diferença simples ou alguma outra informação. Destarte, dado um modelo qualquer de forma geral $y_t = y_{t-1} + u$, a estacionariedade da série será obtida por meio de $\Delta y = u$. Em que $\Delta y = y_t - y_{t-1}$.

Como os dados que são analisados no presente trabalho tratam-se de séries temporais, inicialmente foram feitos testes convencionais de raiz unitária em cada uma das seis séries para verificar se as mesmas são ou não estacionárias. O primeiro teste aplicado foi o *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), sendo que esse teste tem na hipótese nula a presença da raiz unitária ou não-estacionariedade da série. Ou seja,

$H_0: \rho = 0$, existe raiz unitária, a série é não-estacionária; e

$H_1: \rho = 1$, a série é estacionária.

Logo após o teste ADF, foram feitos mais dois testes como forma de ratificação dos resultados obtidos nesse primeiro. O segundo foi o teste *Phillips-Perron* (PP), que, assim como o ADF, também tem na hipótese nula a presença da raiz unitária, e, por último, o teste *Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin* (KPSS). Este, ao contrário do ADF e do PP, possui na hipótese nula a estacionariedade da série temporal. Os testes de raiz unitária com a hipótese nula estacionária (sem raiz unitária) também foram desenvolvidos e frequentemente dão resultados contrários aos testes de raiz unitária com a raiz unitária como hipótese nula (Maddala, 2003).

Após a aplicação desses testes, se for provado que as séries são não-estacionárias, então, será necessário testar se as séries são integradas de mesma ordem, ou seja, a ordem de integração de cada uma delas, para que se possa identificar se as séries possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo. Verificou-se que as séries são integradas de ordem um, $I(1)$. Comprovado a existência de uma relação de longo prazo entre as séries, realiza-se um teste de cointegração a partir do método de Johansen. Esse procedimento procura identificar o número de vetores de cointegração que são linearmente independentes, sendo que para " n " variáveis, existirão, no máximo, " $n - 1$ " vetores de cointegração. Destarte, neste trabalho haverá, no máximo, cinco vetores de cointegração. Uma vez verificada a presença de pelo menos um vetor de cointegração, deve-se estimar um Modelo de Correção de Erros (MCE). O MCE simplificado com uma equação de cointegração e sem variáveis defasadas para a equação (2) será:

$$\begin{aligned} \Delta p_{1t} &= \pi_1 \left(p_{1t} - \sum_{i=2}^n \beta_{it} p_{it} \right) + \varepsilon_{1,t} \\ &\vdots \qquad \qquad \qquad \vdots \qquad \qquad \qquad \vdots \\ \Delta p_{nt} &= \pi_n \left(p_{nt} - \sum_{i=1}^{n-1} \beta_{it} p_{it} \right) + \varepsilon_{n,t} \end{aligned} \tag{3}$$

A velocidade com que os desvios de longo prazo serão corrigidos a partir de mudanças no curto prazo dependerá do tamanho do parâmetro π_i , ou seja, quanto maior o valor desse parâmetro mais rápido desaparecerá o desequilíbrio para cada uma das i -ésimas variáveis endógenas. Todavia, como o objetivo do MEC é analisar o quanto de uma variação num regressor impacta na regressanda, este não será estimado no presente artigo, uma vez que o interesse principal deste trabalho é analisar o sentido e direção dos choques, bem como a duração destes.

Objetivando descrever a dinâmica da evolução de um conjunto de variáveis a partir de uma trajetória comum estima-se o VAR na etapa seguinte. Segundo Filho e Alvim (2010), a partir da estimação da modelagem VAR, torna-se possível a análise das funções impulso-resposta, as quais permitem verificar os efeitos de choques (variações) de preços num determinado mercado sobre os demais mercados analisados no estudo. Por último, aplica-se o teste de causalidade de Granger para que se possa detectar a existência ou não de relação entre as séries. Contudo, causalidade no sentido de Granger (que é representada por $x \leftrightarrow y$) quer dizer que os valores defasados de uma variável x_t qualquer têm poderes de explicar variações em uma dada variável " y_t "; ou seja, uma regressão de " y_t " em função dos próprios valores defasados dessa variável quanto em função de valores defasados de " x_t ". Destarte, nota-se que para se obter uma predição melhor são necessários não só os valores defasados para essa regressanda, mas, também, os valores defasados de " x_t ".

As séries temporais dos preços de leite pago aos pecuaristas rurais foram obtidas no Cepea (ESALQ/USP) e referem-se aos valores brutos médios mensais, ou seja, estão incluídos o preço do frete e CESSR (ex-Funrural – Fundo de Assistência ao Trabalhador Rural) que serão descontados dos produtores. O período compreendido é de janeiro/2000 a setembro/2011. Na próxima seção, são apresentados e discutidos os resultados obtidos pelos testes e estimações citados.

3 Análise dos resultados

Como definido na seção anterior, o primeiro teste a ser realizado para avaliar a estacionariedade ou não-estacionariedade das séries foi o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Os critérios de avaliação foram: as variáveis foram analisadas, primeiramente, em nível, com intercepto, sem tendência e utilização do critério de Informação de Schwarz para a análise de estacionariedade. Os resultados reportados por esse teste estão transcritos na Tabela 2 e demonstram que a presença da raiz unitária em nenhuma das séries foi rejeitada. Isto é, com um nível de 5% de significância, as séries de preços recebidos pelos produtores rurais são não-estacionárias. Todavia, o mesmo teste, e com as mesmas condições, com as variáveis em primeira diferença reportaram a estacionariedade para as séries, ou seja, a hipótese nula de não-estacionariedade foi rejeitada.

Tabela 2 – Resultados do teste de Augmented Dickey-Fuller (ADF) para séries de preços mensais da pecuária leiteira para os estados brasileiros.

Séries	Nível			Primeira Diferença		
	Estatística	Valores Críticos	Ordem de Integração	Estatística	Valores Críticos	Ordem de Integração
	ADF	5%		ADF	5%	
Lgo	-2,2048	-2,88	<i>I</i> (1)	-6,7121	-2,88	<i>I</i> (0)
Lmg	-2,1545	-2,88	<i>I</i> (1)	-6,3618	-2,88	<i>I</i> (0)
Lrs	-1,7536	-2,88	<i>I</i> (1)	-7,0135	-2,88	<i>I</i> (0)
Lsp	-1,9784	-2,88	<i>I</i> (1)	-6,0701	-2,88	<i>I</i> (0)
Lpr	-1,6622	-2,88	<i>I</i> (1)	-6,5705	-2,88	<i>I</i> (0)
Lba	-1,4234	-2,88	<i>I</i> (1)	-6,7674	-2,88	<i>I</i> (0)

Fonte: elaboração própria dos autores.

Como forma de ratificação dos resultados obtidos para o teste ADF foram realizados mais dois testes, *Phillips-Perron* (PP) (Tabela 3) e *Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin* (KPSS) (Tabela 4), sobre as variáveis mantendo as mesmas condições daquele. Esses dois testes corroboraram os resultados reportados pelo primeiro, quais sejam: da não-estacionariedade das séries em nível e de estacionariedade em primeira diferença. Destarte, com as séries defasadas em um período, ou seja, $t - 1$, a hipótese presença de raiz unitária é rejeitada, o que caracteriza que todas as séries são integradas de ordem zero, *I*(0).

Tabela 3 – Resultados do teste de Phillips-Perron (PP) para séries de preços mensais da pecuária leiteira para os estados brasileiros.

Séries	Nível			Primeira Diferença		
	Estatística	Valores Críticos	Ordem de Integração	Estatística	Valores Críticos	Ordem de Integração
	PP	5%		PP	5%	
Lgo	-1,5084	-2,882084	<i>I</i> (1)	-5,5572	-2,882231	<i>I</i> (0)
Lmg	-1,4496	-2,882084	<i>I</i> (1)	-5,2801	-2,882231	<i>I</i> (0)
Lrs	-1,3849	-2,882084	<i>I</i> (1)	-6,2379	-2,882231	<i>I</i> (0)
Lsp	-1,3327	-2,882084	<i>I</i> (1)	-5,7273	-2,882231	<i>I</i> (0)
Lpr	-1,3196	-2,882084	<i>I</i> (1)	-6,7987	-2,882231	<i>I</i> (0)
Lba	-1,5770	-2,882084	<i>I</i> (1)	-8,1714	-2,882231	<i>I</i> (0)

Fonte: Elaboração própria dos autores.

Tabela 4 – Resultados do teste de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS) para séries de preços mensais da pecuária leiteira para os estados brasileiros.

Séries	Nível		Primeira Diferença	
	Estatística	Valores Críticos	Estatística	Valores Críticos
	LM*	5%	LM*	5%
Lgo	2,4500	0,463	0,0252	0,463
Lmg	2,5280	0,463	0,0259	0,463
Lrs	2,5777	0,463	0,0303	0,463
Lsp	2,6490	0,463	0,0225	0,463
Lpr	2,5871	0,463	0,0215	0,463
Lba	2,6905	0,463	0,0784	0,463

Fonte: elaboração própria dos autores.

Uma vez que as séries são integradas de mesma ordem – no caso em análise integradas de primeira ordem, $I(1)$ –, deve-se rodar um modelo de regressão, com as variáveis em nível, pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e aplicar o teste de Engle-Granger nos resíduos dessa regressão testando a estacionariedade destes. Se assim o for, então pode-se prosseguir com os testes da viabilidade para modelagem de um VAR. Para as séries dos preços do leite recebido pelos pecuaristas leiteiros, esse resultado é de estacionariedade para os resíduos dessa regressão conforme pode ser comprovado pelo Gráfico 1 dos anexos.

Sendo assim, a próxima etapa será especificar o número de *lags* (defasagens) que se deve incluir no modelo. Pela Tabela 5, os testes LR, FPE (Final Prediction Error) e AIC (Akaike Information Criterio) indicam a escolha do modelo VAR com três defasagens. Por sua vez, a mesma tabela demonstra, ainda, que o teste HQ (Hannan Quinn Information Criterio) indica a escolha de um VAR com duas defasagens e o teste SC (Schwarz Information Criterio) com uma defasagem. Todas essas informações podem ser localizadas pela presença do asterisco. Sendo que no presente estudo optou-se por incluir três *lags* ao modelo VAR. , de posse da especificação do número de defasagens que devem ser incluídas no VAR, constrói-se este e realiza-se o teste de cointegração sobre as variáveis para determinar o número de vetores cointegrantes existentes entre as séries. Como o número de variáveis endógenas em análise são seis, poderá haver no máximo cinco vetores cointegrados ($r = k - 1$), em que r é o número máximo de vetores cointegrados e k é o número de variáveis endógenas.

Tabela 5 – Testes para definição do número de defasagens.

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1.110,588	NA	2,46e-15	-16,61035	-16,47996	-16,55737
1	1.720,114	1.154,890	4,43e-19	-25,23479	-24,32205*	-24,86389
2	1.805,250	153,6295	2,12e-19	-25,97368	-24,27859	-25,28486*
3	1.856,752	88,28976*	1,69e-19*	-26,20680*	-23,72936	-25,20006
4	1.878,064	34,61094	2,14e-19	-25,98592	-22,72613	-24,66126
5	1.900,699	34,71869	2,69e-19	-25,78494	-21,74280	-24,14237
6	1.931,323	44,20954	3,03e-19	-25,70411	-20,87961	-23,74362
7	1.956,621	34,23745	3,75e-19	-25,54317	-19,93633	-23,26476
8	1.989,491	41,52004	4,24e-19	-25,49610	-19,10691	-22,89978

Obs.: * representa a ordem de defasagem selecionada por critério.

Fonte: elaboração própria dos autores.

O corpo da Tabela 6 apresenta o teste de Cointegração de Johansen para as séries temporais do preço do leite pago aos produtores, sendo que para esse teste a hipótese nula é de existência de cointegração. Os resultados reportados indicam haver no máximo três vetores cointegrados, pois o valor da estatística traço é menor do que o valor crítico a 5%, não rejeitando a hipótese nula de existência de vetores cointegrantes; logo, pode-se dizer que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries.

Tabela 6 – Resultados do teste de Cointegração de Johansen para as séries de preços mensais da pecuária leiteira para os estados brasileiros.

Cointegrações	Eigenvalue	Trace Statistic	Valores Críticos 5%	Prob.
Nenhuma*	0,201301	106,8335	95,75366	0,0000
No máximo 1*	0,179511	76,03984	69,81889	0,0146
No máximo 2*	0,130843	48,93369	47,85613	0,0394
No máximo 3	0,108309	29,72201	29,79707	0,0510
No máximo 4	0,087484	14,03694	15,49471	0,0825
No máximo 5	0,010706	1,474619	3,841466	0,2246

Obs.: * representa a rejeição da hipótese nula a um nível de 5%.

Fonte: elaboração própria dos autores.

Constatada a existência de cointegração entre as variáveis, analisaram-se as funções de *impulse-responses*. Ou seja, no presente estudo verificaram-se os efeitos que haveria no preço recebido pelos bovinocultores leiteiros do Rio Grande do Sul em função de choques nos outros cinco estados: Bahia, Goiás, Minas Gerais, Paraná e São Paulo. As representações gráficas dessas funções encontram-se no Gráfico 2 do anexo e foram estimadas com as variáveis em primeira diferença. Os efeitos “sentidos” no preço gaúcho são distintos entre dois grupos de estados. A resposta gaúcha para choques na Bahia e São Paulo é de uma queda (efeito negativo), sendo a queda maior para choques

na Bahia, nos primeiros meses, mas seguida de uma elevação nos meses seguintes. Para choques em Goiás, Minas Gerais e Paraná, a resposta do preço recebido pelos pecuaristas leiteiros do Rio Grande do Sul é de uma elevação (efeito positivo) nos primeiros meses, sendo a maior alta em resposta a choques em Minas Gerais, seguida de queda. Vale ressaltar que independentemente do comportamento inicial díspar entre os dois grupos, os mesmos retornam ao equilíbrio de longo prazo quase no mesmo período, qual seja, em torno de 20 meses.

Os resultados da Tabela 7 tratam-se de uma forma de dizer que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. No primeiro período, 100% do movimento do preço do leite gaúcho são explicados pelo preço passado do próprio estado. Por sua vez, no 10º período, 21,70% do movimento do preço do leite no Rio Grande do Sul são explicados por choques no preço do leite em Goiás e 2,07%, 2,83%, 4,38% e 1,51% do movimento do preço recebido pelo produtor gaúcho são explicados por choques, respectivamente, na Bahia, Minas Gerais, Paraná e São Paulo. Corroborando os resultados obtidos pela função *impulse-responses*, essas variações estabilizam-se em torno do 20º período, pois após esse período a amplitude de variação reduz significativamente.

Tabela 7 – Decomposição da variância do preço do leite recebido pelo produtor rural no Rio Grande do Sul (%).

Período	lba	lgo	lmg	lpr	lrs	Lsp
1	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	100,0000	0,000000
2	0,043554	4,433756	3,264637	1,536190	90,69406	0,027802
3	0,260619	11,33488	4,626419	3,807532	79,90508	0,065471
4	0,513977	17,36967	4,061321	4,191107	73,73439	0,129539
5	0,556106	20,66263	3,505767	4,141901	70,73485	0,398752
10	2,071221	21,70998	2,830203	4,377752	67,54167	1,511193
15	3,428648	20,28422	2,847120	4,969694	67,21775	1,252568
20	3,990946	19,10090	2,608057	5,301655	67,88934	1,109096
25	4,562853	18,29396	2,459037	5,363031	68,31117	1,009954
30	4,839699	17,72541	2,324369	5,393352	68,78557	0,931594
35	5,092122	17,30936	2,221969	5,392142	69,11047	0,873939
100	6,025798	15,64218	1,794498	5,392229	70,51049	0,631807

Fonte: elaboração própria dos autores.

Para finalizar a análise, realizou-se o teste de causalidade de Granger objetivando inferir se a direção e o sentido dos choques nos preços recebidos na atividade pecuária leiteira baiana, goiana, mineira, paranaense e paulista, isto é, se

variações nos preços desses estados afetarão os preços da mesma atividade gaúcha. Os resultados para o referido teste encontram-se na Tabela 8 e demonstram haver causalidade no sentido de Granger entre os preços das distintas “praças”, pois os resultados da estatística F reportados são superiores aos valores críticos para essa estatística. Destarte, rejeita-se a hipótese nula de não haver causalidade de Granger. Por isso os valores passados dos preços recebidos pelos pecuaristas leiteiros da Bahia, Goiás, Minas Gerais, Paraná e São Paulo, além, é claro, dos valores passados dos preços recebidos pelos produtores do Rio Grande do Sul, explicam o preço presente recebido pelo produtor gaúcho.

Barros *et al.* (2001), São Paulo apresenta os preços ao produtor mais elevados entre os estados; os valores situam-se, em média, 3,4% acima dos preços em Minas Gerais, 8% superiores aos preços no Paraná, 20,5% maiores que os do Rio Grande do Sul e 23% acima dos valores médios praticados em Goiás (o período da análise foi de janeiro/1986 a março/1999). No presente artigo, São Paulo ainda aparece como o estado onde os preços ao produtor, em média, são mais altos. Contudo, essa diferença apresentou uma redução em todas as regiões no período em análise (janeiro/2000 a setembro/2007): 0,5% maiores do que em Minas Gerais, 2,5% superiores aos preços de Goiás, 7,1% maiores em relação ao Paraná, 9,2% acima dos valores no Rio Grande do Sul e 16,4% superiores aos preços na Bahia. Destaca-se que a maior redução foi em Goiás (21,5 p.p.) e a menor no Paraná (0,9 p.p.). Sendo assim, entre as bacias analisadas, a Bahia é a que possui o menor preço médio pago aos produtores.

Ainda segundo Barros *et al.* (2001), o sentido de causalidade encontrado é apenas de Minas Gerais para os demais estados, não havendo dupla causalidade (de outro estado para Minas) em nenhuma situação. Para Dias *et al.* (2007), por meio do teste de Granger, pode-se observar que, no nível de significância de 1%, apenas os preços do estado de Goiás causam no sentido de Granger os preços no estado do Paraná. Outras relações de causalidade entre preços aos produtores podem ser observadas no nível de significância de 1%. Esses autores, analisando o período compreendido entre janeiro de 1995 e julho de 2006, identificaram uma bicausalidade entre São Paulo e Minas Gerais, ou seja, os preços passados de Minas Gerais ajudam a explicar os preços contemporâneos de São Paulo, e vice-versa. Por sua vez, neste artigo foi identificada uma bicausalidade entre todos os estados, isto é, os preços passados dos outros estados ajudam a explicar os valores atuais em cada estado. Esse resultado pode ser consequência das transformações pelas quais vem passando a cadeia produtiva do leite

desde outubro de 1991, com a entrada de novas indústrias de laticínios que cada vez mais têm competido pela matéria-prima (leite tipo C), apesar de esse mercado apresentar estruturas de um oligopsônio. Segundo Barros *et al.* (2001), ainda em relação à estrutura de mercado industrial, a constatação de que as quatro maiores empresas do mercado captam 34,99% do volume formal e 22,18% do volume total de leite produzido no Brasil apoia a hipótese de que a estrutura de mercado no segmento industrial da cadeia do leite é um oligopólio de concentração moderada. A disputa entre elas é expressiva na compra de matéria-prima e também no mercado final de derivados.

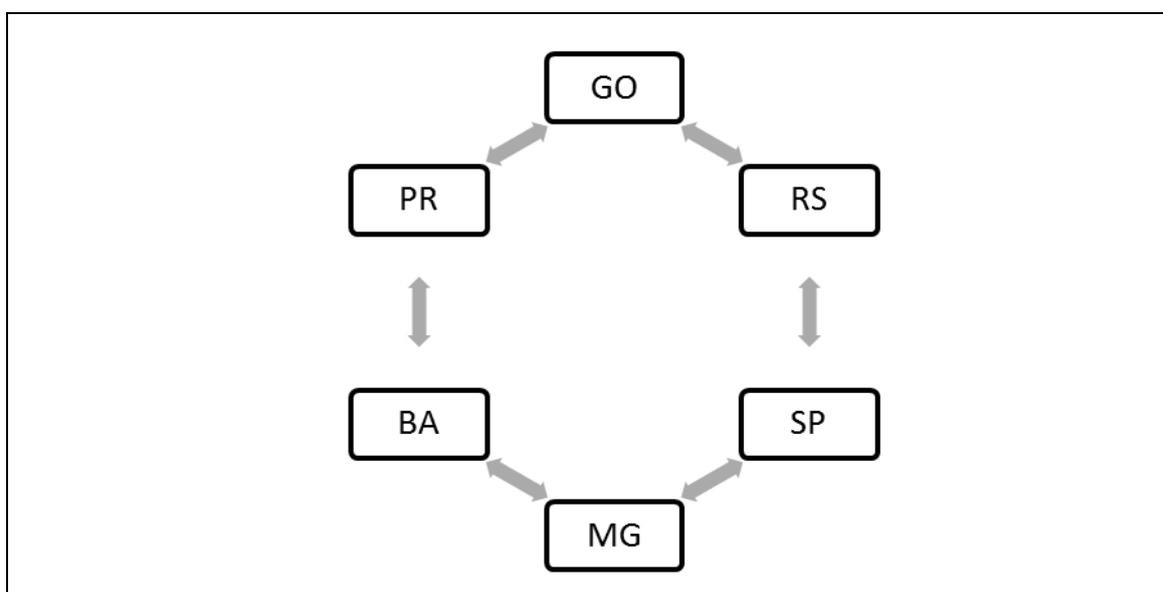


Figura 1 – Causalidade no sentido de Granger entre os estados.

Tabela 8 – Teste de causalidade de Granger para as séries de preços mensais da pecuária leiteira para os estados brasileiros.

Hipótese nula	Obs.	F-Statistic	Probability
BA não causa Granger RS	138	4,81325	0,00327
GO não causa Granger RS	138	5,36163	0,00163
MG não causa Granger RS	138	9,53781	9,6E-06
PR não causa Granger RS	138	6,22450	0,00055
SP não causa Granger RS	138	7,71864	8,7E-05

Fonte: elaboração própria dos autores.

Considerações finais

Os resultados deste trabalho demonstram haver uma transmissão do preço recebido pelos produtores da Bahia, Goiás, Minas Gerais, Paraná e São Paulo para o Rio Grande do Sul. Mas isso era de se esperar, pois, com as transformações ocorridas nas últimas décadas, tais como surgimento dos caminhões baús refrigerados, pavimentação de estradas etc., reduziram-se os custos de transporte contribuindo para intensificar a concorrência das regiões produtoras. Por meio da decomposição da variância do preço do leite recebido pelo produtor gaúcho (Tabela 7) nota-se que a unidade da federação que possui maior influência na formação do preço no Rio Grande do Sul é Goiás e, Paraná, é a segunda maior. Com relação à atividade paranaense, infere-se ser a menor distância entre esses dois estados a justificativa para essa transmissão. Por sua vez, Goiás está mais distante que São Paulo e mesmo assim tem muita influência na formação do preço gaúcho sem, aparentemente, uma justificativa plausível.

Minas Gerais é a maior bacia leiteira brasileira, mas, a influência desse estado sobre os preços do Rio Grande do Sul não é muito significativa. Esse fato pode ser justificado em função de também nesse estado estar a maior concentração de indústrias transformadoras dessa matéria-prima (laticínios) contribuindo para que a produção dos derivados lácteos sejam feitos local/regionalmente. Por último, a expansão da produção da Bahia indica está surgindo uma nova e promissora bacia leiteira no Brasil, uma vez que esse estado deverá se tornar o maior abastecedor dos mercados Norte e Nordeste brasileiros que, segundo a Pesquisa do Orçamento Familiar (POF 2008/2009) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), somente no Nordeste, as despesas mensais com leite e queijo são, respectivamente, R\$ 126,6 milhões e R\$ 76,8 milhões.

Referências

ALVIM, A. M.; FILHO, R. B.. **Análise da transmissão de preços da carne bovina entre os países do Mercosul e os Estados Unidos**. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/9/721.pdf>>. Acesso em: 2 set. 2011.

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; JUNIOR, S. NOGUEIRA. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**. v. 12, n. 2, p. 79-108, jul./set. 2002.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Séries Históricas e Estatísticas 2011**. Rio de Janeiro: IBGE, 2011. Disponível em: <<http://serieestatisticas.ibge.gov.br/series.aspx?no=1&op=0&vcodigo=PPM2&t=producao-origem-animal-quantidade-produzida>>. Acesso em: 23 ago. 2011.

BARROS, G. S. C.; GALAN, V. B.; GUIMARÃES, V. A.; BACCHI, M. R. P. **Sistema Agroindustrial do Leite no Brasil**. Brasília: EMBRAPA, 2001.

BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.

CRYER, J. D.; CHAN, K. **Time series analysis with applications in R**. New York: Springer Science+Business Media, 2008.

DIAS, D. F.; KRETZMANN, C. K.; ALVES, A. F.; PARRÉ, J. L. **Análise da transmissão de preço para o leite paranaense utilizando modelos de séries temporais**. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/6/172.pdf>>. Acesso em: 2 ago. 2011.

DIMITRIOS, A.; HALL, S. G. **Applied econometrics: a modern approach**. New York: Palgrave Macmillan, 2007, 445 p..

EMBRAPA GADO DE LEITE. **Estatísticas do leite**. Disponível em: <<http://www.cnp.gl.embrapa.br/nova/informacoes/estatisticas/estatisticas.php>>.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Journal of the Econometric Society**, v. 55, n. 2, p. 251-276, mar. 1985.

GONZÁLEZ-RIVERA, G.; HELFAND, S. Spatial Relationships and Market Integration: The Case of the Brazilian Rice Market. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL – O AGRONEGÓCIO DO MERCOSUL E A SUA INSERÇÃO NA ECONOMIA MUNDIAL, 37., 1999, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu, 1999. CD-ROM.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. **Econometrica**, v. 37, n. 3, p. 424-438, ago. 1969.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. New Jersey: Pearson Education, 2008, 1178 p..

GUJARATI, D. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

MARGARIDO, M. A. Análise da transmissão de preços internacionais de suco de laranja para preços ao nível de produtor de laranja no Estado de São Paulo. **Revista de Economia Política**, v. 16, n. 3, p. 73-90, jul./set. 1996.

MADDALA, G. S.. **Introdução à Econometria**. 3ª Ed. Rio de Janeiro: LTC, 2003, 368 p..

MARGARIDO, M. A.; KATO, H. T.; UENO, L. H. Análise da transmissão de preços no mercado de tomate no Estado de São Paulo. **Revista de Economia Política**, v. 41, n. 1, p. 135-159, mar. 1994.

_____; _____. Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS. **Revista de Economia Agrícola**, v. 51, n. 1, p. 87-101, jan./jun. 2004.

_____; _____. **Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos**. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/verTexto.php?codTexto=419>>. Acesso em: 7 out. 2011.

MARTINS, R. S.; SANTOS, C. V. dos; TEIXEIRA, S. R. Alterações da rede logística e expansão do mercado longa vida no Brasil. **Revista de Administração da UFLA**, v. 1, n. 2, p. 55-69, ago./dez. 1999.

MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. **Análise de séries temporais**. São Paulo: E. Blücher, 2006.

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

ANEXOS

Diagram of fit and residuals for lrs

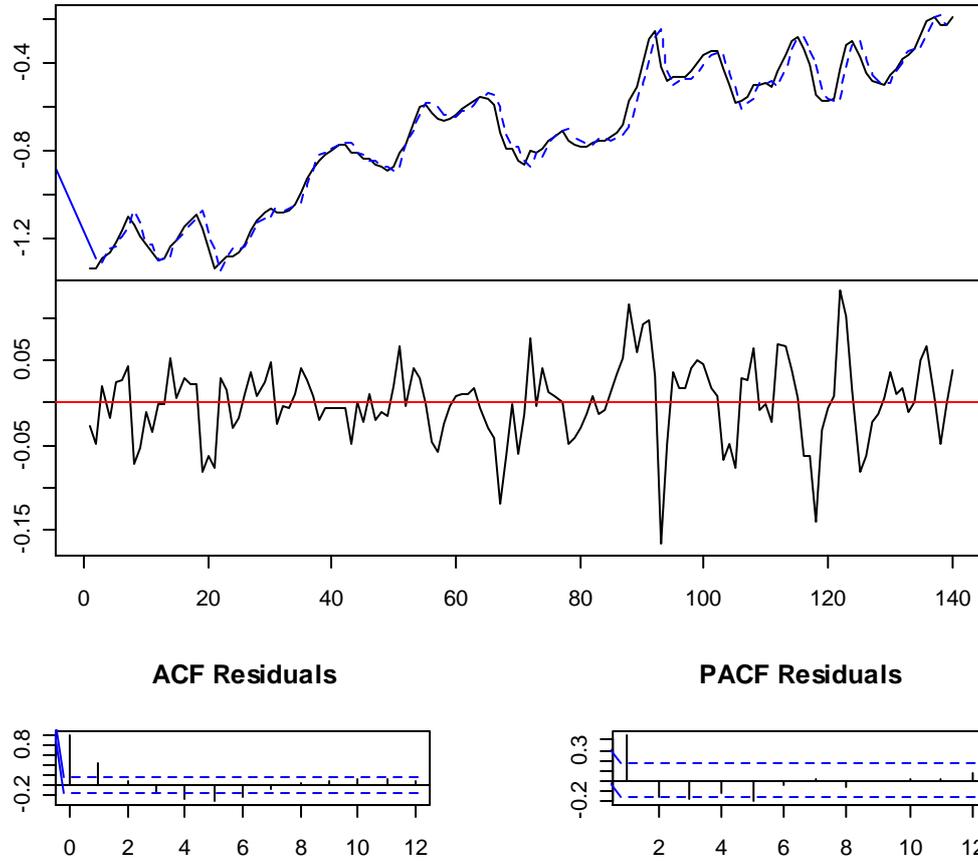


Gráfico 1 – Gráfico dos resíduos de uma regressão pelo método MQO (regressanda lrs).

Fonte: elaborado pelos autores.

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

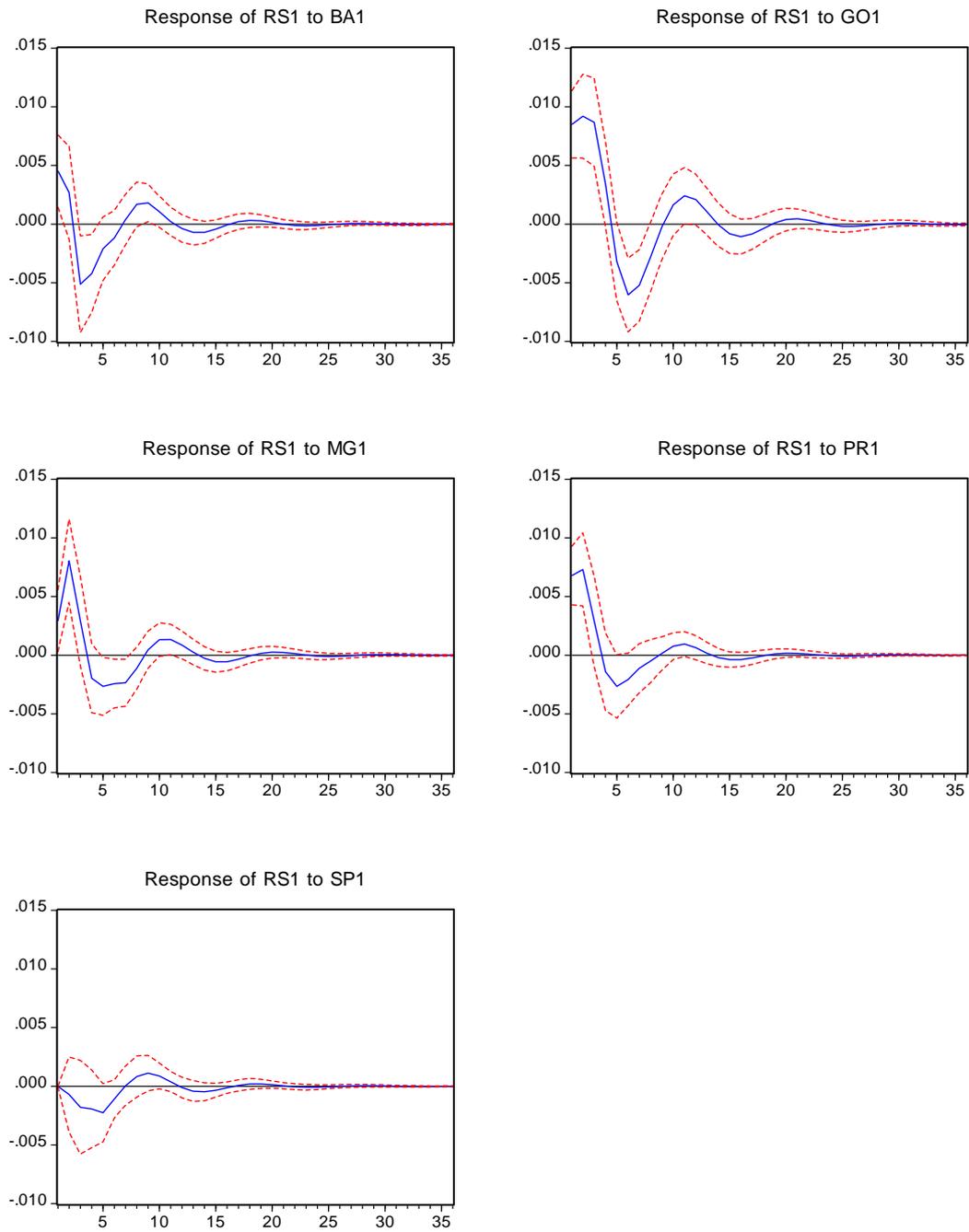


Gráfico 2 – Função *impulse-responses*.

Fonte: elaborado pelos autores.