

Interdependência entre a indústria de transformação e os serviços de transporte: evidências para o Rio Grande do Sul e para o Brasil*

Mariana Bartels**

Pesquisadora em Estatística da Fundação de Economia e Estatística (FEE),
Mestranda do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE-UFRGS) em Economia Aplicada
Pesquisador em Economia da FEE e
Doutorando do PPGE-UFRGS em Economia Aplicada

Jéfferson Augusto Colombo***

Resumo

O objetivo deste trabalho consiste em analisar a interdependência entre a produção industrial e a atividade de transporte rodoviário de carga, comparando as relações existentes entre elas no Brasil (BR) e no Rio Grande do Sul (RS), no período de janeiro de 2000 a maio de 2013. Justifica-se a realização deste trabalho pela escassez de pesquisas empíricas sobre o tema, mesmo que haja, notoriamente, uma associação direta entre essas variáveis. Um segundo aspecto que enseja a realização deste trabalho é que as matrizes de transportes brasileira e gaúcha se baseiam, preponderantemente, no modal rodoviário, que dispõe de séries que quantificam o transporte de cargas em nível tanto regional quanto nacional. Os principais resultados deste trabalho apontam que: (a) o transporte de cargas está diretamente relacionado à produção industrial, em maior grau no BR do que no RS; (b) a interdependência entre o transporte de cargas e a produção industrial é

* Artigo recebido em fev. 2015 e aceito para publicação em abr. 2015.
Revisor de Língua Portuguesa: Breno Camargo Serafini.

** E-mail: bartels@fee.tche.br

*** E-mail: jefferson@fee.tche.br

bastante heterogênea nas atividades industriais; (c) há segmentos industriais que precedem transportes de carga e outros que são precedidos por eles, de acordo com a sua estrutura de importação interna ou externa de insumos e o destino dos bens finais; e (d) no RS, variações nos segmentos industriais de móveis e de máquinas e equipamentos precedem variações no transporte rodoviário terrestre, resultado que é significativo tanto estatisticamente quanto economicamente.

Palavras-chave

Produção industrial; transportes de carga; interdependência.

Abstract

The aim of this paper is to analyze the interdependence between industrial production and the activity of road freight, comparing the relationships between them in Brazil (BR) and in the State of Rio Grande do Sul (RS), from January 2000 to May 2013. The realization of this work is justified by the scarcity of empirical research on the subject, although there is, notoriously, a direct association between these variables. A second aspect that inspires this work is that transport matrices in BR and in RS are based mainly on road, which has series that quantify freight transportation in both regional and national levels. The main results show that: (a) freight transportation is directly related to industrial production, but this effect is stronger in BR than in RS; (b) the interdependence between freight transportation and industrial production is quite heterogeneous among industrial activities; (c) there are industries that precede freight transportation and others that are preceded by them, according to their structure of internal or external import of inputs and the destination of their final goods; (d) in RS, variations in the industries of furniture and in those of machinery and equipment precede variations in road transport, a result that is significant both statistically and economically.

Keywords

Industrial production; freight transportation; interdependence.

Classificação JEL: L16.

1 Introdução

Os serviços de transporte são essenciais para a integração intra e intersetorial da atividade produtiva. Seu desenvolvimento influencia diretamente os ganhos de produtividade nesse processo — referem-se aos chamados fatores sistêmicos¹, que moldam e alteram o ambiente econômico ao longo do tempo e afetam o ambiente concorrencial das empresas (Ferraz; Kupfer; Haguenauer, 1997).

Estudos empíricos, utilizando a Matriz de Insumo Produto (MIP), indicam que o setor de transportes se aproxima de um setor-chave no Brasil, na concepção de Hirschman (1961). Basicamente, um setor-chave é aquele que propaga efeitos (para frente ou para trás) acima da média da economia, ou seja, que possui elevado grau de encadeamento junto à estrutura produtiva. Toyoshima e Ferreira (2002) encontraram evidências de que a atividade de transporte é um pouco mais sensível ao que ocorre no sistema produtivo do que a média das demais atividades, ofertando importantes serviços intermediários e exercendo razoável nível de encadeamentos para frente no processo produtivo, além de gerar externalidades positivas, acima da média, para outros segmentos.

Também utilizando a MIP, os resultados de Baratelli Junior, Bastos e Perobelli (2011) apontam que as atividades minério de ferro (efeito indireto superior a 70%) e fabricação de aço e derivados (efeito indireto acima de 80%) tendem a provocar as mais fortes pressões sobre a demanda por transportes rodoviários. De forma geral, os estudos que utilizam a MIP indicam que a relação entre a produção industrial e os serviços de transportes é bastante heterogênea, devendo ser levadas em consideração as especificidades da cadeia produtiva de cada atividade, bem como o modal utilizado para o transporte de insumos e de bens finais.

Estudar o setor de transportes no Brasil encontra respaldo também na conjuntura econômica atual. O Produto Interno Bruto (PIB) trimestral e as divulgações mais recentes das principais pesquisas econômicas conjunturais — Pesquisa Industrial Mensal (PIM), Pesquisa Mensal do Comércio (PMC) e Pesquisa Mensal de Serviços (PMS), todas do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) — fortalecem a ideia de que o serviços tem sido o setor com crescimento mais sustentado, tanto no Brasil (BR) quanto no Rio Grande do Sul (RS). Os dados do PIB trimestral mostram

¹ Incluem a situação macroeconômica e institucional do país, infraestrutura, educação, dentre outros fatores capazes de gerar externalidades positivas sobre todo o sistema produtivo (Toyoshima; Ferreira, 2002).

que, desde o ano de 2010, momento em que o setor industrial se recuperou pontualmente da crise do ano anterior, o setor serviços cresceu acima da taxa registrada pela indústria. Isso vale tanto para o BR (IBGE, 2013) quanto para o RS (FEE, 2013) e inclui o resultado do ano de 2013.

Essa constatação é importante, na medida em que revela que o setor serviços conseguiu apresentar avanços nos anos recentes, apesar do ritmo aquém do esperado do setor industrial. Os dados da produção apontam que o tímido desempenho industrial brasileiro foi parcialmente compensado pelo desempenho de algumas atividades do setor serviços, principalmente aquelas que não apresentam uma relação tão forte com as atividades industriais — serviços de informação, atividades imobiliárias e aluguéis e administração pública são exemplos. Atividades como comércio e transportes, cuja relação com a produção industrial é mais estreita, acabaram sendo mais duramente afetadas.

Diante da crise sintomática do setor industrial, algumas questões relevantes surgem para discussão: como se dá a inter-relação entre a indústria de transformação e o setor serviços, em especial no que diz respeito à atividade de transportes? Como, e em que período de tempo, choques na indústria se propagam no Setor Terciário? Esses questionamentos, apesar de fundamentais para interpretar a economia brasileira no seu cenário atual, ainda carecem de respostas e evidências com embasamento empírico.

Este trabalho é, pois, uma tentativa de suprir essa lacuna. Seu objetivo é analisar a interdependência entre a indústria de transformação e a atividade transportes, comparando as relações entre elas existentes no BR e no RS. Para tal, utilizam-se as séries mensais de produção industrial (PIM geral e suas desagregações) e de venda de óleo diesel — Agência Nacional do Petróleo, Gás Natural e Biocombustíveis (ANP) —, esta última servindo como *proxy* para o serviço de transporte de cargas por modal rodoviário². Estima-se que o modal terrestre na matriz de transportes brasileira represente 66,6%, diante de uma participação minoritária, em ordem decrescente de importância, dos modais ferroviário (18,6%), aquaviário (11,7%), dutoviário (3,1%) e aéreo (aproximadamente 0,0%)³ (Sincronia, 2014).

Para atingir o objetivo proposto, cinco hipóteses básicas foram levantadas para este estudo:

² A correlação entre a venda de óleo diesel e o fluxo de veículos pesados foi de aproximadamente 0,6 no período 2001-13. A vantagem de se utilizar o consumo de óleo diesel como *proxy* para o transporte de carga é que a série abrange o território em toda a sua extensão, enquanto o fluxo de veículos só é contabilizado nas rodovias pedagiadas. Além disso, no Sistema de Contas Regionais, o IBGE utiliza a venda de combustíveis como *proxy* para o índice de volume do transporte terrestre.

³ Nos Estados Unidos, o principal modal é o ferroviário (37,4%), seguido do rodoviário (31,2%), do dutoviário (20,8%), do aquaviário (10,4%) e do aéreo (0,3%).

- Hipótese 1: o transporte de cargas apresenta estreita relação com a produção industrial, tanto no RS quanto no Brasil;
- Hipótese 2: a interdependência entre o transporte de cargas e a produção industrial é bastante heterogênea nas atividades industriais — há que se considerar as especificidades de cada segmento industrial, para analisar seus efeitos sobre os serviços de transporte de cargas;
- Hipótese 3: há um equilíbrio de longo prazo entre a produção industrial e o transporte rodoviário de cargas;
- Hipótese 4: dependendo da atividade industrial, choques na produção antecedem ou são antecedidos por aumentos no transporte rodoviário de cargas; e
- Hipótese 5: há um modelo com variáveis industriais antecedentes que explica a variação corrente do transporte rodoviário de cargas.

Em relação à utilização da Matriz de Insumo Produto, a metodologia proposta por este trabalho tem a vantagem de avaliar a inter-relação entre os serviços de transportes e a indústria ao longo do tempo, com dados em frequência mensal. Além disso, permite evidenciar se há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os setores, por meio de testes de cointegração para o Brasil e para o Rio Grande do Sul. Finalmente, produz resultados úteis para a elaboração de indicadores coincidentes (contemporâneos) e antecedentes para a economia do RS, em linha com trabalhos já realizados para o Brasil — para indicadores coincidentes e antecedentes, ver Issler e Vahid (2006); para indicador coincidente para a indústria, ver Hollauer, Issler e Notini (2009); e para a América Latina, Issler *et al.* (2013).

2 Metodologia

2.1 Fonte dos dados e séries utilizadas

A fonte dos dados mensais da indústria de transformação é a Pesquisa da Indústria Mensal (PIM-IBGE). Essa pesquisa, além do índice geral da indústria de transformação, que sintetiza o desempenho da atividade industrial total, disponibiliza as séries desagregadas de acordo com o segmento econômico. Para o RS, as séries abrangidas pela PIM são: alimentos; bebidas; fumo; calçados e artigos de couro; celulose, papel e produtos de papel; refino de petróleo e álcool; outros produtos químicos; borracha e plástico; metalurgia básica, produtos de metal — exclusive máquinas e equipamentos; máquinas e equipamentos; veículos automotores; e mobiliário.

Para o BR, como resultado da maior diversidade da produção industrial em nível nacional, têm-se, além das já citadas atividades para o caso do RS, as seguintes séries⁴: têxtil; vestuário e acessórios; madeira; farmacêutica; perfumaria; minerais não metálicos; máquinas, aparelhos e materiais elétricos; material eletrônico, aparelhos e equipamentos de comunicações; e outros equipamentos de transporte.

Os dados provindos dos índices foram transformados para o formato de variações percentuais, tendo em vista não incorrerem em problemas de sazonalidade, que poderiam ocasionar autocorrelação nos resíduos dos modelos. Esse procedimento, entretanto, não prejudica as análises, por uma razão simples: a informação mais relevante obtida dos dados é justamente o movimento da indústria e do serviço de transporte de carga, ou, em outras palavras, como variações em um desses setores se relacionam com as variações no outro.

Para calcular as variações percentuais, foi dividido o índice de base fixa mensal sem ajuste sazonal (média de 2002 = 100, por convenção) no período t pelo mesmo índice no período $t - 12$, dada a periodicidade mensal da série. Portanto:

$$I_{it\%} = \left(\frac{I_{it}}{I_{it-12}} \right) - 1 \quad , \quad (1)$$

onde $i = 1, 2, \dots, n$ é a i -ésima série estudada, e $t = 1, 2, \dots, m$ é o t -ésimo mês de análise. Procedimento idêntico ao descrito em (1) foi realizado para a série da venda de óleo diesel da ANP, a qual é utilizada como *proxy* para o serviço de transporte de cargas por modal rodoviário. Como já referido, a série de comercialização de óleo diesel é altamente correlacionada com o fluxo de veículos pesados (tanto no RS quanto no BR) e tem a vantagem de abranger toda a extensão territorial, enquanto o fluxo de veículos é registrado apenas em rodovias pedagiadas⁵.

Uma síntese das variáveis utilizadas neste estudo e seus rótulos é exposta no Quadro 1. Todas as análises, com exceção dos testes de cointegração (que utilizarão os índices), são realizadas com as variações dos índices conforme a equação (1). Ressalta-se que nem todas as atividades industriais disponíveis na PIM-BR são disponibilizadas pela PIM-RS, uma vez que o RS não tem produção economicamente significativa de muitas dessas indústrias.

⁴ As séries em que não havia informação para todo o período (jan./00-maio/13) foram eliminadas.

⁵ Os gráficos das séries de tempo utilizando informações do fluxo de veículos pesados nas rodovias pedagiadas em substituição à venda de óleo diesel são expostos nos Gráficos A.1 e A.2. Pode-se observar que o comportamento das séries é muito semelhante, não influenciando nos resultados aqui encontrados.

O período analisado foi de janeiro de 2000 a maio de 2013, totalizando 161 observações. Após o cálculo das variações, entretanto, foram perdidas 12 observações, resultando em uma amostra final de 149 meses analisados.

2.2 Modelagem empírica

Com o intuito de verificar as relações intertemporais entre as indústrias de transformação gaúcha e nacional com o serviço de transportes, a modelagem empírica dar-se-á em cinco fases, seguindo a lógica da definição das hipóteses testáveis definidas na **Introdução**. A primeira fase será dada pela análise gráfica e estatística da inter-relação entre o dado agregado da PIM e a venda de óleo diesel. Em seguida, o dado da PIM é desagregado, para testar a não homogeneidade da interdependência entre a produção industrial e o transporte rodoviário de cargas. Na terceira etapa, faz-se a análise de estacionariedade das séries individuais, tendo em vista a realização de testes de cointegração. Se duas séries são cointegradas, subentende-se que exista um equilíbrio de longo prazo entre elas. Economicamente, o objetivo é modelar qual(is) atividade(s) industrial(is) é (são) cointegrada(s) com os serviços de transporte.

A quarta fase da modelagem empírica é realizar o teste de causalidade no sentido de Granger (1969). Ao adicionar-se um vetor autorregressivo (VAR) de variações na produção industrial no modelo $AR(k)$ da venda de óleo diesel, uma relação de significância estatística entre as variáveis suportaria a teoria de que choques na produção industrial estão correlacionados com o comportamento dos serviços de transporte por malha rodoviária. Para se obter a direção da causalidade, faz-se o teste inverso, com a produção industrial como variável independente, e o vetor autorregressivo da venda de óleo diesel como variável dependente. Uma significância da variável acrescentada em ambos os testes denotaria uma causalidade de Granger bidirecional, suportando a ideia de existência de endogeneidade entre venda de óleo diesel e produção industrial, relacionada ao transporte de insumos para a indústria, e posterior distribuição dos produtos gerados por ela. Para garantir a confiança dos resultados do Teste de Granger, realiza-se, primeiramente, um teste de raiz unitária, que verifica a estacionariedade das séries utilizadas.

Quadro 1

Rótulos e séries utilizadas pela Pesquisa da Indústria Mensal (IBGE) e pelo Índice da Associação Brasileira de Concessionárias de Rodovias (ABCR)

RÓTULO DA SÉRIE	ATIVIDADE ECONÔMICA	UNIDADE GEOGRÁFICA
RS_PIM_RS	Indústria geral	RS
RS_PIM_ALI	Alimentos	RS
RS_PIM_BEB	Bebidas	RS
RS_PIM_FUMO	Fumo	RS
RS_PIM_CALCADOS	Calçados e artigos de couro	RS
RS_PIM_CELU_PAPEL	Celulose, papel e produto de papel	RS
RS_PIM_REFINO	Refino de petróleo e álcool	RS
RS_PIM_OUT_QUIM	Outros produtos químicos	RS
RS_PIM_BORR	Borracha e plástico	RS
RS_PIM_METALURGIA	Metalurgia Básica	RS
RS_PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ	Produtos de metal - exclusive máquinas e equipamentos	RS
RS_PIM_MAQ_EQ	Máquinas e equipamentos	RS
RS_PIM_VEIC	Veículos automotores	RS
RS_PIM_MOBILIARIO	Mobiliário	RS
RS_OLEO_DIESEL	Venda de óleo diesel	RS
BR_PIM_BR	Indústria geral	Brasil
BR_PIM_ALI	Alimentos	Brasil
BR_PIM_BEB	Bebidas	Brasil
BR_PIM_FUMO	Fumo	Brasil
BR_PIM_TEXTIL	Têxtil	Brasil
BR_PIM_VEST	Vestuário e acessórios	Brasil
BR_PIM_CALCADOS	Calçados e artigos de couro	Brasil
BR_PIM_MADEIRA	Madeira	Brasil
BR_PIM_CELU_PAPEL	Celulose, papel e produto de papel	Brasil
BR_PIM_REFINO	Refino de petróleo e álcool	Brasil
BR_PIM_FARMACEUTICA	Farmacêutica	Brasil

(continua)

Quadro 1

Rótulos e séries utilizadas pela Pesquisa da Indústria Mensal (IBGE) e pelo Índice da Associação Brasileira de Concessionárias de Rodovias (ABCR)

RÓTULO DA SÉRIE	ATIVIDADE ECONÔMICA	UNIDADE GEOGRÁFICA
BR_PIM_PERFUMARIA	Perfumaria	Brasil
BR_PIM_OUT_QUIM	Outros produtos químicos	Brasil
BR_PIM_BORR	Borracha e plástico	Brasil
BR_PIM_MIN_NAO_METALICOS	Minerais não metálicos	Brasil
BR_PIM_METALURGIA	Metalurgia básica	Brasil
BR_PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ	Produtos de metal — exclusive máquinas e equipamentos	Brasil
BR_PIM_MAQ_EQ	Máquinas e equipamentos	Brasil
BR_PIM_MAQ_METAIS_ELTRICOS	Máquinas, aparelhos e materiais elétricos	Brasil
BR_PIM_EQUIP_ELET_COMUNICACAO	Aparelhos e equipamentos de comunicação	Brasil
BR_PIM_VEIC	Veículos automotores	Brasil
BR_PIM_OUTROS_EQUIP_TRANSPORTE S	Outros equipamentos de transporte	Brasil
BR_PIM_MOBILIARIO	Mobiliário	Brasil
BR_OLEO_DIESEL	Venda de óleo diesel	Brasil

Finalmente, na quinta etapa, realiza-se uma modelagem em vetor autorregressivo (VAR), para explicar a venda de óleo diesel através da evolução dos diversos setores da PIM. Através desse modelo, pode-se observar quais os setores da economia que mais se relacionam à venda de óleo diesel, com que defasagem e de que grandeza é essa relação, além de ser um bom indicativo de como prever variações no setor de transportes.

Alguns procedimentos técnicos das cinco etapas anteriormente listadas são evidenciados agora com maiores detalhes, tendo em vista a ampla gama de testes existentes na literatura econométrica. Basicamente, são resumidos os procedimentos de estacionariedade e os métodos de teste de cointegração e de Granger causalidade. São expostas também discussões sobre os critérios de informação, metodologia VAR e testes de heteroscedasticidade e de autocorreção dos resíduos.

2.2.1 Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller

Para realizar as análises de cointegração (Hipótese 3) e os testes de causalidade de Granger (Hipótese 4), com o intuito de verificar se existe relação intertemporal entre as séries de interesse, deve-se, primeiramente, garantir que todas as séries em questão são estacionárias. Para tanto, realizou-se o Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller (Dickey; Fuller, 1979), para verificar se alguma das variáveis utilizadas é integrada de alguma ordem. Caso isso aconteça, deve-se, em segundo lugar, diferenciar a série em questão, para que, então, sejam procedidas as análises, dado que a estacionariedade das séries é uma hipótese assumida em vários procedimentos.

Para tanto, supõe-se que a série a ser testada siga um processo AR(1), dado por:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2),$$

onde Y_t é a série de interesse e ε_t é o termo de erro. O objetivo é verificar se Y_t possui uma raiz unitária, ou seja, se $\phi_1 = 1$. Subtraindo Y_{t-1} de cada lado dessa equação, obtém-se:

$$\Delta Y_t = (\phi_1 - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3),$$

que é equivalente a

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4),$$

onde $\alpha = \phi_1 - 1$. Assim, testar se $\phi_1 = 1$ é equivalente a testar se $\alpha = 0$. O Teste de Dickey-Fuller, portanto, consiste em estimar $\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$ por mínimos quadrados ordinários e testar a hipótese nula de que $\phi_1 = 1$ contra a alternativa de $\phi_1 < 1$ através de um teste unilateral de significância de α . Esse teste é procedido utilizando uma tabela de valores críticos específica desenvolvida por Dicky e Fuller. Assim, se a hipótese nula for rejeitada, se aceita a estacionariedade da série.

Esse teste possui duas outras versões, que foram as utilizadas neste trabalho. Uma delas acrescenta uma constante no modelo, e a outra adiciona uma constante e uma tendência determinística. Suas equações a serem testadas são dadas, respectivamente, por:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

e

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6),$$

onde o teste de interesse continua tendo $H_0: \alpha = 0$ contra $H_1: \alpha < 0$.

Aqui, procedeu-se a estas duas últimas versões do teste para todas as séries e consideraram-se estacionárias aquelas que apresentaram p-valor

inferior a 0,10 em algum dos testes. As que não cumprissem esse critério seriam diferenciadas até que fossem consideradas estacionárias.

2.2.2 Teste de cointegração

Para verificar a existência, ou não, de dependência de longo prazo entre a venda de óleo diesel e os diversos setores da indústria, procedeu-se a um teste de cointegração de Phillips-Ouliaris. Esse teste consiste em estimar uma regressão entre elas, sem constante, nem tendência linear, e em seus resíduos realizar um teste Z_α de Phillips e Perron (1988). Os p-valores são computados a partir de interpolação linear dos valores contidos em Phillips e Ouliaris (1990). A hipótese nula desse teste é de que as séries não são cointegradas, e, portanto, se esta é rejeitada, pode-se dizer que as variáveis cointegram.

2.2.3 Teste de Causalidade de Granger

Após realizar o Teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller e tratar as variáveis para que todas as séries utilizadas sejam estacionárias, pode-se proceder ao Teste de Causalidade de Granger (Granger, 1969). Essa abordagem permite verificar a direcionalidade das relações entre as variáveis de interesse. Este último teste pode fundamentar a hipótese de que variações na produção industrial de alguns setores da economia: (a) precedem ou sucedem variações na venda de óleo diesel (em mesmo sentido ou em sentido contrário), em caso de causalidade unidirecional; (b) no caso de causalidade bilateral, evidencia-se endogeneidade; e (c) no caso de relação insignificante, pressupõe-se neutralidade ou independência entre as variáveis.

Apesar de se chamar “teste de causalidade”, o que ele, de fato, faz é testar se uma série precede a outra, ou seja, se uma série estacionária X_t defasada ajuda a explicar Y_t , com uma quantidade k de defasagens.

Assim, a mecânica do teste consiste em verificar se existem diferenças entre dois modelos aninhados, dados por:

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

e

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8),$$

onde ε_t e ϵ_t são os termos de erro dos modelos. Assim, são estimados ambos os modelos por mínimos quadrados, e é testado, através de um teste F, se há diferença significativa entre eles, sob a hipótese nula de que eles não são distintos. Portanto, se a hipótese nula for rejeitada, aceita-se que a in-

clusão de X_t defasada acrescenta informação ao modelo, e, assim, diz-se que X Granger causa Y , ou seja, há evidências de que X precede Y .

Não é correto dizer que X causa Y , pois não há evidências para tanto; pode ser, por exemplo, que uma terceira variável cause ambas, mas as afete em diferentes tempos, o que leva ao fato de uma preceder a outra, mas sem que, de fato, uma cause a outra. Assim, pode-se afirmar apenas que uma causa a outra no sentido de Granger, ou que uma precede a outra.

Esse teste é procedido em duas etapas: deve-se verificar tanto se X Granger causa Y quanto se Y Granger causa X , havendo, portanto quatro possibilidades de resultados:

- a) X Granger causa Y , mas Y não Granger causa X ;
- b) X não Granger causa Y , mas Y Granger causa X ;
- c) cada uma Granger causa a outra; e
- d) nenhuma Granger causa a outra.

Neste trabalho, considerou-se que X representa a venda de óleo diesel, e Y , cada setor da PIM separadamente.

A escolha da quantidade de defasagens para realizar o teste é arbitrária, porém crucial, pois pode resultar em conclusões bastante diferentes. Por isso, sugere-se modelar cada par de variáveis (fluxo de veículos pesados combinado com cada setor da PIM) por um VAR com diferentes ordens e escolher a ordem daquele com menor critério de informação. A escolha do critério de informação também é arbitrária, mas utilizou-se neste trabalho o Critério de Informação Bayesiano (BIC) ou Critério de Schwarz.

2.2.4 Critério de informação

Utilizando um conjunto de variáveis, é possível construir uma série de modelos que as relacionem. Há diversas maneiras de compará-los e de escolher, dentre eles, qual o mais adequado. Um dos métodos mais utilizados é o dos critérios de informação, que comparam as verossimilhanças dos modelos.

Dentre os critérios de informação mais famosos, pode-se citar o Critério de Informação de Akaike (AIC) (Akaike, 1974), o Critério de Informação Bayesiano ou Critério de Schwarz (Schwarz, 1978) e o Critério de Hannan-Quinn (HQC) (Hannan; Quinn, 1979). A principal diferença entre os vários critérios é a forma como eles penalizam modelos com muitos parâmetros. Em modelos muito grandes, pode haver multicolinearidade muito forte, que não é desejável; assim, apesar de esses modelos poderem ter verossimilhanças maiores, eles podem não ser os mais adequados, e, por isso, é dada uma penalidade a eles.

Neste trabalho, utilizou-se o Critério de Schwarz, na versão desenvolvida por Lütkepohl (2005), dada por:

$$BIC = \ln |\Sigma| + \frac{\ln(T)}{T} kM^2 \quad (9),$$

onde Σ é a matriz de covariância dos resíduos estimados (em substituição à verossimilhança), M é o número de equações no sistema, T é o tamanho da série, e k é o número de defasagens das variáveis. Na escolha da quantidade de defasagens ótima para proceder ao Teste de Causalidade de Granger, utilizou-se, sempre, um vetor autorregressivo de duas variáveis por vez e, portanto, obtiveram-se sempre duas equações ($M = 2$). Escolhe-se, assim, o número de defasagens k cujo VAR apresente o menor critério de informação BIC.

2.2.5 Vetor autorregressivo

Utilizando um conjunto de variáveis endógenas que se relacionam intertemporalmente, pode-se lançar mão de um modelo VAR, que é composto por um conjunto de equações que relacionam cada variável com seu passado e com o passado das demais.

Um modelo que relaciona cada variável com k defasagens de todas as variáveis é chamado de VAR(k). Assim, um VAR(2), com duas variáveis (Y_1 e Y_2), por exemplo, pode ser representado por:

$$\begin{cases} Y_{1,t} = \alpha_{1,1,1}Y_{1,t-1} + \alpha_{1,1,1}Y_{1,t-2} + \alpha_{1,2,1}Y_{2,t-1} + \alpha_{1,2,1}Y_{2,t-2} + \varepsilon_{1,t} \\ Y_{2,t} = \alpha_{2,1,1}Y_{1,t-1} + \alpha_{2,1,1}Y_{1,t-2} + \alpha_{2,2,1}Y_{2,t-1} + \alpha_{2,2,1}Y_{2,t-2} + \varepsilon_{2,t} \end{cases} \quad (10),$$

onde $\varepsilon_{m,t}$ é o termo de erro da equação que modela $Y_{m,t}$, e $\alpha_{m,n,j}$ é o coeficiente da variável Y_n defasada em j lags na equação que modela $Y_{m,t}$.

De forma geral, os modelos VAR(k) com M variáveis são descritos como:

$$Y_{m,t} = \sum_{n=1}^M \sum_{j=1}^k \alpha_{m,n,j} Y_{n,t-j} + \varepsilon_{m,t}, \quad m = 1, \dots, M \quad (11),$$

onde $Cov(\varepsilon_{m,t}, \varepsilon_{l,s}) = \sigma_{m,l}^2$, se $t = s$, e $Cov(\varepsilon_{m,t}, \varepsilon_{l,s}) = 0$ se $t \neq s$, ou seja, os erros devem ser homoscedásticos e não autocorrelacionados.

Nesse modelo, ainda podem ser acrescentados termos determinísticos como uma constante e uma tendência, resultando em:

$$Y_{m,t} = \beta_{m,0} + \delta_{m,0}t + \sum_{n=1}^M \sum_{j=1}^k \alpha_{m,n,j} Y_{n,t-j} + \varepsilon_{m,t}, \quad m = 1, \dots, M \quad (12).$$

Note-se que todas as equações $Y_{m,t}$, com $m = 1, \dots, M$, possuem as mesmas variáveis explicativas; portanto, um modelo VAR(k) é basicamente um modelo Seemingly Unrelated Regression (SUR) com variáveis defasadas e termos determinísticos como regressores em comum. Assim, o esti-

mador de mínimos quadrados multivariado é equivalente ao estimador de mínimos quadrados ordinário aplicado a cada equação separadamente.

Os modelos VAR foram utilizados em dois momentos neste trabalho. Em primeiro lugar, nos pares de variáveis a serem testados pelo Teste de Causalidade de Granger, para, através do Critério de Schwarz, determinar o melhor número de defasagens para proceder ao teste. Em segundo lugar, ao final do trabalho, modelou-se um VAR com o objetivo de tentar prever a venda de óleo diesel através do passado de todas as variáveis. Nesse caso, foram inicialmente incluídas no VAR todas as variáveis (venda de óleo diesel e todos os setores da PIM), com exceção das variações da PIM total, pois esta poderia ser uma combinação linear perfeita dos demais setores, gerando multicolinearidade perfeita. Posteriormente, selecionou-se o modelo que mais se adequava aos propósitos do trabalho.

Todas as análises foram realizadas para o conjunto de variáveis referentes ao Brasil e ao Rio Grande do Sul separadamente.

2.2.6 Teste de heteroscedasticidade

A eficiência do método de estimação dado pelos mínimos quadrados ordinários é baseada na garantia de homoscedasticidade e ausência de autocorrelação nos erros. Portanto, após modelar a venda de óleo diesel através de um VAR, procederam-se aos testes de heteroscedasticidade e autocorrelação dos resíduos, para garantir a eficiência das estimativas. Caso estes sejam autocorrelacionados ou heteroscedásticos, o modelo deve ser modificado, a fim de atender aos pressupostos, seja adicionando variáveis ou defasagens, pois esse deve estar mal especificado.

Para testar a homoscedasticidade do modelo, realizou-se o Teste de Breusch-Pagan (Breusch; Pagan, 1979), que é baseado no Multiplicador de Lagrange e consiste, basicamente, em avaliar se a variância dos resíduos está relacionada a alguma das variáveis do modelo. Assim, o teste consiste em estimar o modelo original proposto por mínimos quadrados ordinários e, em seguida, regredir o quadrado de seus resíduos, utilizando como variáveis explicativas as mesmas do modelo original.

A estatística do teste é dada por $LM = TR^2$, onde T é o tamanho da amostra, e R^2 , o coeficiente de determinação desta última regressão. Sob a hipótese nula de que os resíduos da regressão original são homoscedásticos, LM segue assintoticamente uma distribuição χ_n^2 , onde n é o número de variáveis explicativas. No caso do VAR(k) com M séries, estimado ao fim deste trabalho, cada uma das M séries entra no modelo com k defasagens, gerando $n = M \times k$ variáveis explicativas. Se o quadrado dos resíduos estiver relacionado a alguma das variáveis explicativas, a regressão terá um

alto coeficiente de determinação e, portanto, será rejeitada a hipótese nula de homoscedasticidade.

2.2.7 Teste de autocorrelação dos resíduos

Para testar a autocorrelação dos resíduos do VAR citado, utiliza-se o Teste de Breusch-Godfrey (Breusch, 1979; Godfrey, 1978), que também se baseia no Multiplicador de Lagrange e se assemelha bastante ao Teste de Breusch-Pagan. Ele também consiste em estimar o modelo original por mínimos quadrados ordinários e utilizar seus resíduos. Testando a hipótese de que os resíduos sigam um processo $AR(p)$, regridem-se os resíduos, utilizando como regressores as variáveis explicativas do modelo original e p defasagens dos próprios resíduos, obtendo-se o coeficiente de determinação R^2 .

Assim, a estatística do teste para uma amostra de tamanho T é dada por $LM = (T - p)R^2$, a qual segue uma distribuição assintótica χ_p^2 . Em caso de rejeição da hipótese nula (H_0 : não há autocorrelação dos resíduos até a ordem p), o teste sugere que existe autocorrelação nos resíduos, em alguma ordem menor ou igual a p .

Após proceder aos testes de heteroscedasticidade e de autocorrelação dos resíduos nos modelos potenciais, para explicar a venda de óleo diesel, só foram aceitos aqueles modelos que não apresentassem evidências de desvios em relação às suposições do modelo VAR.

3 Resultados

- Hipótese 1: O transporte de cargas apresenta estreita relação com a produção industrial tanto no RS quanto no Brasil.

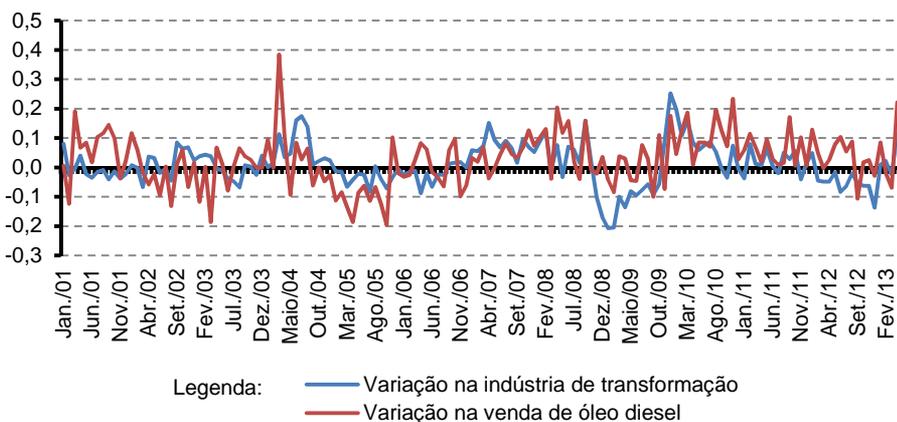
Para avaliar a Hipótese 1, foram realizadas duas análises: a primeira, gráfica, e a segunda, estatística, por meio da estimação dos coeficientes de correlação linear de Pearson. Semelhante à análise exposta por Colombo (2013), o Gráfico 1 (RS) e o Gráfico 2 (BR) mostram que as variações mensais na produção industrial do RS (PIM-RS) e do BR (PIM-BR), respectivamente, têm uma relação direta e contemporânea com as variações na venda de óleo diesel (variável utilizada para medir transporte de cargas). Observa-se que, durante a crise de 2009, quando a produção agrícola cresceu, e a indústria de transformação apresentou forte queda, o consumo de óleo

diesel caiu consideravelmente⁶. O processo de recuperação econômica subsequente também apresenta sinais de recuperação conjunta entre o transporte rodoviário e a produção industrial.

A análise gráfica também sugere que a inter-relação entre a indústria de transformação e a venda de óleo diesel é mais forte no caso brasileiro, em que a produção industrial e, principalmente, agrícola, é menos concentrada. Tal fato é corroborado pela análise estatística: o coeficiente de correlação entre o dado agregado da PIM e o fluxo de veículos pesados é maior no Brasil (0,60) do que no RS (0,37), ainda que ambos sejam altos. Mesmo que não implique qualquer relação de causalidade, a informação mostra que o transporte de carga é bastante sensível à produção industrial. Há pelo menos duas razões para essa diferenciação entre os casos gaúcho e nacional: em primeiro lugar, o RS possui participação do setor agropecuário no PIB proporcionalmente maior (aproximadamente 10% do VAB); em segundo, a produção agrícola é naturalmente mais concentrada em alguns produtos, muitos deles transportados *in natura*, diretamente para o porto, a exemplo da soja e do trigo, importantes na pauta de exportações do Estado⁷.

Gráfico 1

Variações da venda de óleo diesel e do volume de produção industrial no RS — jan./01-abr./13



FONTE: ANP (2015).

IBGE (2015).

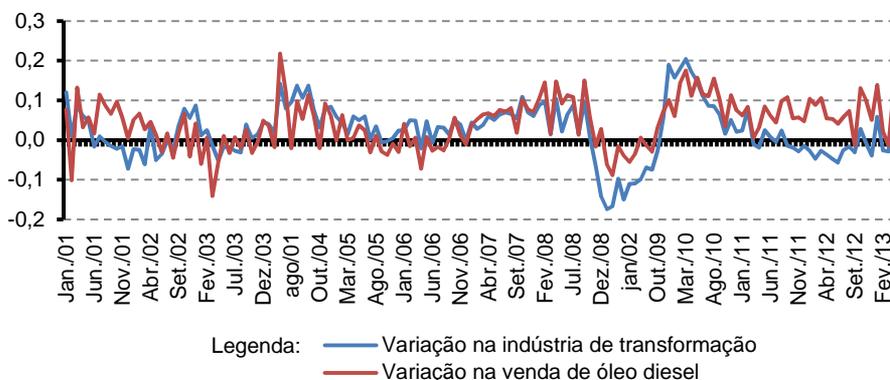
NOTA: Os dados referem-se às variações mensais contra o mesmo período do ano anterior.

⁶ Essa queda na crise de 2009 é ainda mais nítida pela variação do fluxo de veículos pesados.

⁷ Conforme dados da FEE (2014), 20,22% do valor das exportações gaúchas em 2013 advieram do setor agropecuário. Desse total, houve concentração nos produtos soja (81,26%) e trigo (12,89%), com pequena relevância dos demais (5,85%).

Gráfico 2

Variações da venda de óleo diesel e do volume de produção industrial no Brasil — jan./01- abr./13



FONTE: ANP (2015).

IBGE (2015).

NOTA: Os dados referem-se às variações mensais contra o mesmo período do ano anterior.

- Hipótese 2: A interdependência entre o transporte de cargas e a produção industrial é bastante heterogênea nas atividades industriais — há que se considerar as especificidades de cada segmento industrial para analisar seus efeitos sobre os serviços de transporte de cargas.

Para testar a segunda hipótese do trabalho, analisou-se a relação entre o fluxo de pesados e cada série da produção industrial individualizada, tendo em vista as especificidades de cada segmento da atividade industrial em termos de origem dos insumos e destino dos bens finais. A Tabela 1 elenca a correlação entre a variação do fluxo de veículos pesados e a PIM, tanto agregada quanto desagregada, para RS e BR.

Os dados da Tabela 1 sinalizam que a interdependência entre o transporte de cargas e a produção industrial é bastante heterogênea nas atividades industriais, seja no RS, seja no BR. No primeiro caso, os coeficientes de correlação das séries desagregadas por atividade industrial sugerem que o movimento de carga nas estradas, no RS, é mais sensível à produção local na indústria de mobiliário (0,41) e em máquinas e equipamentos (0,39). Salienta-se que o Estado do RS é um grande fabricante de máquinas e equipamentos, especialmente aquelas ligadas ao campo, e, além da forte demanda interna, exporta esses bens para as demais unidades federativas e para o resto do mundo. Além disso, a grande concentração industrial desses setores no RS leva a uma necessidade maior de transporte de seus produtos mesmo dentro do Estado. As atividades fumo (-0,06) e refino de

petróleo e álcool (0,09), devido às suas especificidades, têm pouco impacto sobre o transporte por malha rodoviária. Por questões logísticas, a indústria fumageira localiza-se, geralmente, junto à plantação de fumo, eliminando a necessidade de longo transporte da matéria-prima. Já o refino apresenta outra especificidade: 100% do petróleo utilizado como insumo vêm de fora do Estado, por navios, e transportados para a Refinaria Alberto Pasqualini (Petrobras), em Canoas, por meio de dutos, a partir do terminal Almirante Soares Dutra (Tedut), em Osório. Ou seja: a produção de derivados do petróleo não gera qualquer efeito para trás sobre o transporte por malha rodoviária.

No Brasil, o movimento de carga nas estradas parece estar mais ligado aos setores de produtos de metal — exclusive máquinas e equipamentos (0,63); máquinas e equipamentos (0,57); minerais não metálicos (0,57); e mobiliário (0,63). Análogo ao caso do RS, outras atividades, como fumo, refino de petróleo e álcool e farmacêutica, por suas especificidades, não demonstraram estar relacionadas à venda de óleo diesel.

Conjuntamente, essas evidências corroboram a hipótese de não homogeneidade entre o transporte de carga e a produção industrial (Hipótese 2). Esse resultado implica que choques na produção industrial são propagados no transporte de veículos de acordo com as especificidades do segmento econômico: um aumento na produção industrial de fumo gera pouco ou nenhum efeito sobre o movimento rodoviário de cargas. Já um incremento na produção de máquinas e equipamentos, por exemplo, vem acompanhada de uma oscilação positiva do transporte rodoviário tanto no RS quanto no BR.

Tabela 1

Matriz de correlação (variação da PIM e de suas desagregações e variação da venda de óleo diesel), no RS e no Brasil — 1999-2013

VARIÁVEL	ÓLEO DIESEL	
	BR	RS
PESADOS	1,00	1,00
PIM_TOTAL	0,60*	0,37
PIM_ALI	0,52	0,27
PIM_BEB	0,17	0,04
PIM_FUMO	0,00	-0,06
PIM_TEXTIL	0,34	-
PIM_VEST	0,46	-
PIM_CALCADOS	0,55*	0,12
PIM_MADEIRA	0,47	-
PIM_CELU_PAPEL	0,25	0,11
PIM_REFINO	0,20	0,09
PIM_FARMACEUTICA	0,10	-
PIM_PERFUMARIA	0,22	-
PIM_OUT_QUIM	0,36	-0,01
PIM_BORR	0,56*	0,25
PIM_MIN_NAO_METALICOS	0,57*	-
PIM_METALURGIA	0,39	0,24
PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ	0,63*	0,24
PIM_MAQ_EQ	0,57*	0,39
PIM_MAQ_METAIS_ELTRICOS	0,36	-
PIM_EQUIP_ELET_COMUNICACAO	0,35	-
PIM_VEIC	0,47	0,28
PIM_OUTROS_EQUIP_TRANSPORTES	0,10	-
PIM_MOBILIARIO	0,63*	0,41

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).

NOTA: O asterisco (*) significa coeficiente de correlação linear superior a 0,5.

- Hipótese 3: Há um equilíbrio de longo prazo entre a produção industrial e o transporte rodoviário de cargas.

Uma relação de equilíbrio entre duas séries não estacionárias implica que há uma combinação linear estacionária entre elas (Gujarati, 2006). Mais do que isso, significa que a diferença entre duas séries é estacionária e que há um equilíbrio de longo prazo entre elas. Economicamente, o sentido de uma relação de equilíbrio é que a associação entre as variáveis é forte e consistente no tempo, além de minimizar a chance de a regressão ser espúria.

Para prosseguir com a Hipótese 3, fez-se necessária a elaboração dos testes de raiz unitária das séries. Utilizou-se o Teste de Dickey-Fuller para

caracterizar a estacionariedade, ou não, das séries, cujo nível de significância considerado foi de 10%. Foram utilizadas duas versões do teste: a que inclui uma constante do modelo (C) e a que inclui uma constante e uma tendência determinística (C,T).

As séries só são consideradas não estacionárias, se essa é a conclusão obtida de ambas as versões dos testes. Sendo assim, a única série considerada não estacionária é a da indústria madeireira no Rio Grande do Sul, como pode ser observado através da análise das Tabelas 2 e 3. Portanto, não é possível proceder ao teste de cointegração, pois ele pressupõe que ambas as séries a serem testadas para dependência de longo prazo sejam não estacionárias. Dessa forma, não foi possível chegar a uma conclusão no que diz respeito à Hipótese 3.

Tabela 2

Resultados do teste de raiz unitária, em nível, para as séries do RS — jan./00-maio/13

SÉRIES E TIPOS DE TESTE (1)	ESTATÍSTICA DO TESTE	VALOR CRÍTICO (2)	SIGNIFICÂNCIA	RESULTADO
RS_PIM_RS				
C	-6,218	-2,57	***	I(0)
C,T	-7,301	-3,13	***	I(0)
RS_PIM_ALI				
C	-5,119	-2,57	***	I(0)
C,T	-5,066	-3,13	***	I(0)
RS_PIM_BEB				
C	-9,785	-2,57	***	I(0)
C,T	-9,866	-3,13	***	I(0)
RS_PIM_FUMO				
C	-6,767	-2,57	***	I(0)
C,T	-7,515	-3,13	***	I(0)
RS_PIM_CALCADOS				
C	-2,822	-2,57	*	I(0)
C,T	-8,205	-3,13	***	I(0)
RS_PIM_CELU_PAPEL				
C	-3,524	-2,57	***	I(0)
C,T	-6,828	-3,13	***	I(0)
RS_PIM_REFINO				
C	-4,044	-2,57	***	I(0)
C,T	-4,880	-3,13	***	I(0)

(continua)

Tabela 2

Resultados do teste de raiz unitária, em nível, para as séries do RS — jan./00-maio/13

SÉRIES E TIPOS DE TESTE (1)	ESTATÍSTICA DO TESTE	VALOR CRÍTICO (2)	SIGNIFICÂNCIA	RESULTADO
RS_PIM_OUT_QUIM				
C	-6,201	-2,57	***	I(0)
C,T	-6,163	-3,13	***	I(0)
RS_PIM_BORR				
C	-4,639	-2,57	***	I(0)
C,T	-4,956	-3,13	***	I(0)
RS_PIM_METALURGIA				
C	-4,670	-2,57	***	I(0)
C,T	-4,789	-3,13	***	I(0)
RS_PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ				
C	-6,778	-2,57	***	I(0)
C,T	-7,061	-3,13	***	I(0)
RS_PIM_MAQ_EQ				
C	-1,924	-2,57		I(1)
C,T	-3,973	-3,13	**	I(0)
RS_PIM_VEIC				
C	-2,019	-2,57		I(1)
C,T	-5,026	-3,13	***	I(0)
RS_PIM_MOBILIARIO				
C	-5,267	-2,57	***	I(0)
C,T	-5,418	-3,13	***	I(0)
RS_OLEO_DIESEL				
C	-5,888	-2,57	***	I(0)
C,T	-7,978	-3,13	***	I(0)

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).

NOTA: 1. 'C' representa o modelo com constante; 'C,T', o modelo com constante e tendência.

2. Valor crítico correspondente a 10% de significância.

3. *, ** e *** representam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

- Hipótese 4: dependendo da atividade industrial, choques na produção antecedem ou são antecidos por aumentos no transporte rodoviário de cargas.

O teste da relação de antecedência ou de precedência entre as variáveis foi o de Causalidade de Granger. Antes de proceder ao Teste de Causalidade de Granger, porém, foram estimados os modelos de vetores autorregressivos para cada setor da PIM associado ao fluxo de veículos pesados para determinar, através do Critério de Schwarz, quais as defasagens ótimas para realizar os testes, gerando os resultados mostrados nas Tabelas 3 e 4.

Os testes relativos à causalidade no sentido de Granger forneceram evidências de que variações nos setores de alimentos, máquinas e equipamentos e metais — exceto máquinas e equipamentos podem anteceder variações na venda de óleo diesel no Rio Grande do Sul, utilizando um nível de significância de 5%.

Tabela 3

Resultados do teste de raiz unitária para as séries do Brasil, em nível — jan./00-maio/13

SÉRIES E TIPO DE TESTE (1)	ESTATÍSTICA DO TESTE	VALOR CRÍTICO (2)	SIGNIFICÂNCIA	RESULTADO
BR_PIM_BR				
C	-3,410	-2,57	**	I(0)
C,T	-5,718	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_ALI				
C	-5,444	-2,57	***	I(0)
C,T	-5,980	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_BEB				
C	-4,299	-2,57	***	I(0)
C,T	-5,805	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_FUMO				
C	-7,441	-2,57	***	I(0)
C,T	-7,999	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_TEXTIL				
C	-5,290	-2,57	***	I(0)
C,T	-5,829	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_VEST				
C	-6,524	-2,57	***	I(0)
C,T	-7,959	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_CALCADOS				
C	-4,341	-2,57	***	I(0)
C,T	-8,577	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_MADEIRA				
C	-2,347	-2,57		I(1)
C,T	-2,905	-3,13		I(1)
BR_PIM_CELU_PAPEL				
C	-1,710	-2,57		I(1)
C,T	-4,526	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_REFINO				
C	-4,491	-2,57	***	I(0)
C,T	-5,230	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_FARMACEUTICA				
C	-3,735	-2,57	***	I(0)
C,T	-6,985	-3,13	***	I(0)

(continua)

Tabela 3

Resultados do teste de raiz unitária para as séries do Brasil, em nível — jan./00-maio/13

SÉRIES E TIPO DE TESTE (1)	ESTATÍSTICA DO TESTE	VALOR CRÍTICO (2)	SIGNIFICÂNCIA	RESULTADO
BR_PIM_PERFUMARIA				
C	-3,074	-2,57	**	I(0)
C,T	-5,855	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_OUT_QUIM				
C	-4,950	-2,57	***	I(0)
C,T	-5,295	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_BORR				
C	-3,845	-2,57	***	I(0)
C,T	-4,818	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_MIN_NAO_METALICOS				
C	-1,908	-2,57		I(1)
C,T	-3,684	-3,13	**	I(0)
BR_PIM_METALURGIA				
C	-3,429	-2,57	**	I(0)
C,T	-3,872	-3,13	**	I(0)
BR_PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ				
C	-3,890	-2,57	***	I(0)
C,T	-5,487	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_MAQ_EQ				
C	-2,428	-2,57		I(1)
C,T	-5,136	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_MAQ_METAIS_ELTRICOS				
C	-2,621	-2,57	*	I(0)
C,T	-2,994	-3,13		I(1)
BR_PIM_EQUIP_ELET_COMUNICA CAO				
C	-5,382	-2,57	***	I(0)
C,T	-5,432	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_VEIC				
C	-2,506	-2,57		I(1)
C,T	-5,124	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_OUTROS_EQUIP_TRANS PORTES				
C	-0,795	-2,57		I(1)
C,T	-4,246	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_MOBILIARIO				
C	-4,633	-2,57	***	I(0)
C,T	-6,492	-3,13	***	I(0)
BR_OLEO_DIESEL				
C	-1,744	-2,57		I(1)
C,T	-4,672	-3,13	***	I(0)

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).

NOTA: 1. 'C' representa o modelo com constante; 'C,T', o modelo com constante e tendência.

2. Valor crítico correspondente a 10% de significância.

3. *, ** e *** representam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Tabela 4

Resultados do Teste de Causalidade de Granger para as séries do RS — jan./00-mai/13

SÉRIES	LAG ÓTI- MO	H ₀ : A SÉRIE NÃO GRANGER CAUSA RS_OLEO_DIESEL			H ₀ : RS_OLEO_DIESEL NÃO GRANGER CAU- SAM A SÉRIE		
		P- Valor	Signi- ficân- cia	A Série Prece- de o Óleo?	P- Valor	Signi- ficân- cia	O Óleo Prece- de a Série?
RS_PIM_RS	1	0,392		não	0,150		não
RS_PIM_ALI	2	0,030	**	sim	0,156		não
RS_PIM_BEB	1	0,803		não	0,345		não
RS_PIM_FUMO	1	0,418		não	0,406		não
RS_PIM_CALCADOS	1	0,134		não	0,050		não
RS_PIM_CELU_PAPEL	1	0,495		não	0,009		sim
RS_PIM_REFINO	3	0,397		não	0,003	***	sim
RS_PIM_OUT_QUIM	2	0,729		não	0,745		não
RS_PIM_BORR	1	0,743		não	0,148		não
RS_PIM_METALURGIA	1	0,102		não	0,554		não
RS_PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ	3	0,000	***	sim	0,415		não
RS_PIM_MAQ_EQ	1	0,006	***	sim	0,680		não
RS_PIM_VEIC	1	0,448		não	0,339		não
RS_PIM_MOBILIARIO	1	0,090	*	sim	0,117		não

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).

NOTA: *, ** e *** representam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Conforme se constata na Tabela 4, a variação na produção industrial de alimentos parece anteceder em dois meses as variações na venda de óleo diesel no Rio Grande do Sul. Também com significância estatística a pelo menos 10%, a produção nos setores de máquinas e equipamentos e de mobiliário antecedem em um mês a comercialização do combustível. Finalmente, o efeito da produção industrial do setor de metais — exceto máquinas e equipamentos tem uma defasagem de três meses. Ou seja, na amostra utilizada, pode-se inferir, com 90% de confiança, que esses quatro segmentos da PIM precedem variações na venda de óleo diesel, caracterizando causalidade unidirecional.

De uma forma geral, os resultados expostos não chegam a ser surpreendentes. Em relação à indústria alimentícia, trata-se de produção preponderante de bens necessários, cujo consumo é naturalmente bem distribuído geograficamente. Além disso, o RS é exportador líquido de alimentos (de que são exemplos o abate de reses e a preparação de produtos de carne; o abate de aves; a preparação do leite; o beneficiamento de arroz; etc.), uma vez que produz mais que o consumo estimado das famílias gaúchas mais a

formação bruta de capital fixo. Portanto, é natural que o setor de transportes responda positivamente a um incremento na produção alimentícia.

Os demais segmentos industriais cujas variações precedem movimentos no consumo de óleo diesel (metal — exclusive máquinas e equipamentos; máquinas e equipamentos; e mobiliário) são altamente relevantes dentro da matriz industrial do RS. A Tabela A.2, através de informações do IBGE, elenca os segmentos da indústria de transformação do RS no que se refere ao Valor Bruto da Produção (VBP) e ao Valor da Transformação Industrial (VTI) - (os dados estão ordenados de forma decrescente no VBP). Observa-se, na Tabela A.2, que as referidas atividades estão entre as 10 maiores em VBP no RS. Essa grande relevância faz com que o Estado participe intensamente do fluxo de bens e serviços com o resto do mundo e com as demais unidades federativas, na medida em que participa ativamente das exportações. Mais uma vez, o modal rodoviário terrestre é fundamental para o deslocamento desse fluxo produtivo entre ofertantes e demandantes.

A segunda análise realizada diz respeito à potencial causalidade no sentido contrário, ou seja, a possibilidade de a produção industrial suceder, e não anteceder, os serviços de transporte. Ainda uma terceira hipótese seria a comunhão das duas anteriores — uma relação de bicausalidade, conforme exposto na seção 2.2.3. De acordo com os resultados expostos na Tabela 4, estima-se que variações no fluxo de veículos pesados antecedem a produção industrial da atividade de refino em três meses; e na produção industrial de celulose e papel, em um mês. No que se refere à produção de derivados do petróleo, o RS tem, no comércio atacadista de derivados do petróleo, uma das principais atividades do comércio, ensejando essa forte relação com os serviços de transportes. Além disso, o resultado reflete uma relação mecânica e esperada entre as variáveis: quanto maior for a demanda por transportes, maior será a demanda por derivados do petróleo. O aumento na produção industrial das refinarias locais ocorre, portanto, como resposta ao incremento na demanda por transportes.

No caso do Brasil, o cenário é diferente. Conforme evidenciado na Tabela 5, parece haver uma endogeneidade (relação bilateral) entre a variação na venda de óleo diesel e a produção industrial de outros produtos químicos, metalurgia, outros equipamentos de transporte e mobiliário. Ou seja, na amostra utilizada, pode-se inferir, com 90% de confiança, que variações na produção industrial desses setores tanto precedem quanto sucedem a venda de óleo diesel no Brasil, em um trimestre. Esse resultado pode ser atribuído ao fluxo dos bens intermediários (nesse caso, os serviços de transporte Granger causam a produção industrial) e finais (a produção industrial Granger causa os serviços de transporte) entre as unidades federativas, além

das exportações e importações brasileiras com o resto do mundo. O resultado é reforçado, claro, pela concentração do modal rodoviário na matriz de transportes brasileira, estimada em dois terços dos transportes totais.

Tabela 5

Resultados do Teste de Causalidade de Granger para as séries do Brasil — jan./00-maio/13

SÉRIES	LAG ÓTI- MO	H0: A SÉRIE NÃO GRANGER CAUSA BR_OLEO_DIESEL			H0: BR_OLEO_DIESEL NÃO GRANGER CAU- SAM A SÉRIE		
		P- Valor	Signi- ficân- cia	A Série Prece- de o Óleo?	P- Valor	Signi- ficân- cia	O óleo Precede a Série?
BR_PIM_BR	3	0,440		não	0,010	***	sim
BR_PIM_ALI	3	0,488		não	0,083		não
BR_PIM_BEB	3	0,244		não	0,336		não
BR_PIM_FUMO	3	0,558		não	0,609		não
BR_PIM_TEXTIL	3	0,758		não	0,187		não
BR_PIM_VEST	3	0,307		não	0,072	*	sim
BR_PIM_CALCADOS	3	0,832		não	0,256		não
BR_PIM_MADEIRA	3	0,130		não	0,678		não
BR_PIM_CELU_PAPEL	3	0,532		não	0,512		não
BR_PIM_REFINO	3	0,558		não	0,534		não
BR_PIM_FARMACEUTICA	3	0,157		não	0,675		não
BR_PIM_PERFUMARIA	3	0,477		não	0,022	**	sim
BR_PIM_OUT_QUIM	3	0,010	***	sim	0,000	***	sim
BR_PIM_BORR	3	0,275		não	0,485		não
BR_PIM_MIN_NAO_METALICOS	3	0,573		não	0,775		não
BR_PIM_METALURGIA	3	0,004	***	sim	0,043	**	sim
BR_PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ	3	0,366		não	0,052	*	sim
BR_PIM_MAQ_EQ	3	0,426		não	0,011	**	sim
BR_PIM_MAQ_METAIS_ELTRICOS	3	0,827		não	0,830		não
BR_PIM_EQUIP_ELET_COMUNICA CAO	3	0,560		não	0,012	**	sim
BR_PIM_VEIC	3	0,204		não	0,700		não
BR_PIM_OUTROS_EQUIP_TRANSP ORTES	3	0,000	***	sim	0,003	***	sim
BR_PIM_MOBILIARIO	3	0,039	**	sim	0,004	***	sim

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).

NOTA: *, ** e *** representam significância a 10%, 5% e 1% respectivamente.

Por fim, também se pode constatar que variações na venda de óleo diesel antecedem a produção industrial de artigos de vestuário, perfumaria, máquinas e equipamentos, metais — exceto máquinas e equipamentos e equipamentos eletrônicos e de comunicação, além da produção industrial em geral. Esse resultado pode ser atribuído ao fluxo de insumos, especial-

mente matéria-prima, de seu local de produção (ou importação) até a unidade fabril. Mais uma vez, as atividades cujos resultados se mostram significativos são relevantes dentro da estrutura produtiva da indústria brasileira. A Tabela A.1 expõe o VBP e o VTI dos segmentos da indústria de transformação do BR, com os dados ordenados de forma decrescente no VBP.

Como resumo dos testes pertinentes à Hipótese 4, as evidências sugerem que, de fato, choques na produção industrial são precedidos e/ou precedem o consumo de óleo diesel, com defasagens que variam entre um e três meses. No RS, destaca-se a influência de segmentos da indústria altamente relevantes no Valor Adicionado Bruto (VAB), tais como alimentos; máquinas e equipamentos; metais — exceto máquinas e equipamentos; mobiliário; refino; e celulose e papel. Pela grande representatividade dessas atividades, conclui-se que choques nesses segmentos ou nos serviços de transporte podem se propagar, de maneira acelerada e intensa, na economia gaúcha. Raciocínio análogo pode ser feito no caso do BR, com variações apenas nos segmentos industriais mais sensíveis aos serviços de transportes, resultado do maior grau de diversificação da atividade industrial no território nacional.

- Hipótese 5: há um modelo com variáveis industriais antecedentes que explica a variação corrente do transporte rodoviário de cargas.

A última hipótese levantada por este trabalho foi testada com base em um modelo de vetores autorregressivos. As variações nas vendas de óleo diesel no Rio Grande do Sul e no Brasil foram modeladas através de um VAR, utilizando também as variações na produção industrial dos diversos setores da economia. O melhor modelo para cada região foi escolhido com base no Critério de Schwarz e considerando defasagens nas séries suficientes para que os resíduos não fossem autocorrelacionados.

Evitou-se a presença de multicolinearidade, o que ocasionou o fato de que alguns setores da indústria, que, segundo o Teste de Granger, precedem o fluxo de veículos pesados, não foram escolhidos para integrar os modelos. Foi considerada também a possibilidade da presença de uma constante e de uma presença determinística nos modelos, as quais podem ter sido posteriormente excluídas, por não se mostrarem de importância significativa. Não foram considerados, nos modelos, setores da indústria que não fossem significativos para explicar a venda de óleo diesel com confiança de, pelo menos, 90% (Tabela 6).

Tabela 6

Modelo de vetores autorregressivos utilizado para explicar o consumo de óleo diesel no Rio Grande do Sul — jan./00-maio/13

SÉRIES	LAG	COEFICIENTE	ERRO-PADRÃO	ESTATÍSTICA DO TESTE	P-VALOR	SIGNIFICÂNCIA
RS_OLEO_DIESEL	1	0,015	0,094	0,156	0,876	
RS_PIM_MAQ_EQ	1	0,051	0,055	0,931	0,354	
RS_PIM_MOBILIARIO	1	0,109	0,055	1,980	0,050	**
RS_OLEO_DIESEL	2	0,138	0,094	1,466	0,145	
RS_PIM_MAQ_EQ	2	0,111	0,061	1,824	0,070	*
RS_PIM_MOBILIARIO	2	-0,132	0,061	-2,155	0,033	**
RS_OLEO_DIESEL	3	0,131	0,091	1,435	0,154	
RS_PIM_MAQ_EQ	3	-0,118	0,061	-1,930	0,056	*
RS_PIM_MOBILIARIO	3	0,160	0,063	2,544	0,012	**
RS_OLEO_DIESEL	4	0,197	0,093	2,124	0,036	**
RS_PIM_MAQ_EQ	4	-0,081	0,061	-1,326	0,187	
RS_PIM_MOBILIARIO	4	-0,129	0,065	-1,975	0,050	*
RS_OLEO_DIESEL	5	0,169	0,093	1,831	0,070	*
RS_PIM_MAQ_EQ	5	0,083	0,057	1,448	0,150	
RS_PIM_MOBILIARIO	5	0,019	0,053	0,361	0,719	

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013). ANP (2015).

NOTA: 1. $R^2 = 0,3985$.

2. R^2 Ajustado = 0,3286.

3. * e ** representam significância a 10% e 5% respectivamente.

O modelo que melhor explicou as variações na venda de óleo diesel no Rio Grande do Sul e suas estatísticas é mostrado na Tabela 6. Foram realizados os testes de heteroscedasticidade de Breusch-Pagan e de autocorrelação de Breusch-Godfrey para o modelo citado, e não foram encontradas evidências de desvios nas suposições do modelo com 5% de significância. O foco da análise dar-se-á nas primeiras defasagens, dado que os demais *lags* foram incluídos no modelo, para evitar autocorrelação nos resíduos. Estes, portanto, devem ser interpretados como variáveis de controle⁸.

As evidências expostas na Tabela 6 sugerem que, no caso do RS, a venda de óleo diesel depende fortemente do comportamento da indústria de móveis no mês anterior. Mais especificamente, um aumento de 1% na variação da produção da indústria moveleira está relacionado a um aumento médio de 0,11% na variação do consumo de óleo diesel, no mês seguinte, *ceteris paribus*. Além disso, uma variação na produção industrial de máquinas e equipamentos da ordem de 1% tende a se refletir em um incremento

⁸ Além de evitar a autocorrelação dos resíduos, a inclusão de variáveis defasadas de maior ordem torna mais limpa a estimativa dos coeficientes das defasagens de menor ordem.

de, em média, 0,11% na variação dos transportes terrestres, no segundo mês subsequente, mantidos os demais fatores constantes. A magnitude do efeito de ambos os setores industriais revela que o impacto, além de estatisticamente significativo, também o é economicamente.

Para o Brasil, o modelo que melhor explicou as variações no transporte por veículos e suas estatísticas é exposto na Tabela 7. Para esse modelo, também foram realizados os testes de heteroscedasticidade de Breusch-Pagan e de autocorrelação de Breusch-Godfrey, e não foram encontradas evidências de desvios nas suposições do modelo. Pelos mesmos motivos já apontados, a análise é focada nas defasagens de primeira ordem.

Com base no modelo anteriormente referido, pode-se inferir que as variações na indústria metalúrgica afetam o consumo de óleo diesel no período seguinte. Tudo o mais constante, um incremento de 1% na variação da produção industrial do segmento de metalurgia tende a gerar um incremento de 0,08% no consumo de óleo diesel. O resultado, porém, não é estatisticamente significativo. No modelo aplicado para o caso brasileiro, o principal resultado é a persistência das variações ocorridas nos serviços de transporte terrestre, na medida em que o consumo de óleo diesel é fortemente autocorrelacionado. Uma explicação possível para esse resultado é que um aumento e/ou uma diminuição no consumo de óleo diesel pode ser reflexo de uma melhora e/ou piora no desempenho da economia como um todo, sendo a persistência dos resultados explicada pelos ciclos de alta ou baixa da atividade econômica, ideia central nos modelos de ciclos de negócios.

Tabela 7

Modelo de vetores autorregressivos utilizado para explicar o consumo de óleo diesel no Brasil — jan.00/-maio/13

SÉRIES	LAG	COEFICIENTE	ERRO-PADRÃO	ESTATÍSTICA DO TESTE	P-VALOR	SIGNIFICÂNCIA
BR_OLEO_DIESEL	1	0,166	0,075	2,217	0,028	**
BR_PIM_METALURGIA	1	0,079	0,092	0,866	0,388	
BR_OLEO_DIESEL	2	0,243	0,074	3,290	0,001	***
BR_PIM_METALURGIA	2	0,220	0,140	1,572	0,118	
BR_OLEO_DIESEL	3	0,456	0,076	5,982	0,000	****
BR_PIM_METALURGIA	3	-0,262	0,093	-2,818	0,006	***

FONTES DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2013).

FONTES DOS DADOS BRUTOS ANP (2015).

NOTA: 1. $R^2 = 0,6143$.

2. R^2 Ajustado = 0,5978.

3. **, *** e **** representam significância a 5%, 1% e 0,1% respectivamente.

Dois adendos devem ser feitos às evidências pertinentes à Hipótese 5. Em primeiro lugar, os resultados são sensíveis às especificações do modelo e às variáveis inseridas. Como há um grande número de segmentos industriais cujo desempenho pode estar correlacionado entre si, a estimativa dos parâmetros deve ser interpretada com cautela. Em segundo lugar, e especialmente no caso do Brasil, a relação entre as vendas de óleo diesel e a produção industrial é, muitas vezes, unilateral e em sentido oposto (venda de óleo diesel Granger causa produção industrial, e não o contrário). Portanto, as estimativas desta seção atentam apenas para um dos sentidos possíveis, não considerando a relação de precedência dos serviços de transporte.

4 Considerações finais

A interdependência entre os setores industrial e serviços ainda é pouco explorada em estudos acadêmicos no Brasil, apesar da associação potencialmente existente entre essas atividades econômicas. Movimentos de alta ou baixa na indústria de transformação geram, além do efeito direto sobre o PIB do setor industrial, impacto indireto sobre o setor serviços, incluindo serviços de transportes. A recíproca também é verdadeira, tendo em vista os resultados deste estudo.

Este artigo encontrou evidências de que há uma associação direta entre a produção industrial e os serviços de transporte, em maior grau no BR do que no RS. Esse fato decorre da maior representatividade do setor agropecuário no RS e de sua peculiaridade de exportar boa parte da safra agrícola *in natura*, sem que haja industrialização local, a exemplo da soja e do trigo. Na medida em que a produção industrial cresce, há um impacto direto sobre o transporte de cargas, que afeta especialmente os estados mais industrializados, com foco no abastecimento do mercado interno e externo.

Outra conclusão importante deste trabalho é que a relação entre indústria de transformação e serviços de transporte não é homogênea nas atividades industriais, ou seja, há que se observar as especificidades de cada atividade no que se refere à localização dos insumos e dos mercados consumidores. Com maior associação com o transporte terrestre, destacam-se as atividades de máquinas e equipamentos (RS e BR) e fabricação de móveis e metais — exceto máquinas e equipamentos (BR). Por outro lado, choques na indústria do fumo geram pouco impacto sobre o setor de transportes, pelo fato de essa indústria localizar-se essencialmente junto à matéria-prima.

Finalmente, a relação entre a produção industrial e o transporte terrestre de carga pode ser, além de contemporânea, antecedente para algumas atividades — o modelo de VAR mostrou que variações nos serviços de transportes são antecedidas, no RS, por variações no desempenho das indústrias de móveis e de máquinas e equipamentos. Conjuntamente, os resultados evidenciam a complexidade da interdependência entre o setor industrial e o setor de transportes, aumentada pelo fluxo cada vez maior de bens intermediários e de bens finais no espaço territorial.

Do ponto de vista macroeconômico, choques na indústria, como desonerações fiscais em alguns segmentos específicos, apresentam diferentes canais de propagação e diferentes impactos sobre o setor serviços e devem ser estudados de acordo com as suas especificidades. O inverso também é verdadeiro: os resultados deste estudo sugerem que o aumento do preço do óleo diesel, por exemplo, tende a gerar efeitos negativos no setor industrial, especialmente em relação aos segmentos industriais que mais utilizam esse insumo. Dessa forma, os resultados deste estudo têm implicações práticas para a formulação de políticas públicas, com destaque para aquelas que visam produzir impactos setoriais.

Anexo

Tabela A.1

Participação dos segmentos da indústria de transformação no Valor Bruto da Produção e no Valor da Transformação Industrial, no Brasil — 2012

ATIVIDADE ECONÔMICA	VBP (R\$ 1.000)	VBP (%)	VTI (R\$ 1.000l)	VTI (%)
C Indústrias de transformação	2.062.954.286	100,00	902.015.451	100,00
10 Fabricação de produtos alimentícios	403.790.854	19,57	150.362.084	16,67
29 Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias	233.009.501	11,29	85.862.059	9,52
20 Fabricação de produtos químicos	200.050.692	9,70	64.684.873	7,17
19 Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombustíveis	199.039.926	9,65	136.672.711	15,15
24 Metalurgia	135.673.635	6,58	44.920.728	4,98
28 Fabricação de máquinas e equipamentos	103.632.330	5,02	46.143.087	5,12
22 Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	81.947.654	3,97	33.471.680	3,71
25 Fabricação de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos	74.837.360	3,63	35.538.616	3,94
23 Fabricação de produtos de minerais não metálicos	74.641.762	3,62	36.115.528	4,00
26 Fabricação de equipamentos de informática, produtos eletrônicos e ópticos	68.655.806	3,33	22.745.569	2,52
27 Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	65.499.002	3,18	26.188.678	2,90
17 Fabricação de celulose, papel e produtos de papel	58.978.694	2,86	28.568.189	3,17
11 Fabricação de bebidas	57.796.657	2,80	32.022.288	3,55
14 Confecção de artigos do vestuário e acessórios	47.521.053	2,30	26.079.575	2,89
13 Fabricação de produtos têxteis	37.820.136	1,83	15.985.648	1,77
30 Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automotores	34.256.145	1,66	14.005.065	1,55
21 Fabricação de produtos farmoquímicos e farmacêuticos	33.322.810	1,62	19.721.218	2,19
15 Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para viagem e calçados	31.351.794	1,52	16.010.160	1,77
31 Fabricação de móveis	29.421.693	1,43	13.311.678	1,48
16 Fabricação de produtos de madeira	21.753.067	1,05	10.809.138	1,20
33 Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos	20.329.632	0,99	14.172.251	1,57
32 Fabricação de produtos diversos	19.992.630	0,97	11.994.142	1,33
18 Impressão e reprodução de gravações	17.438.390	0,85	9.757.545	1,08
12 Fabricação de produtos do fumo	12.193.064	0,59	6.872.943	0,76

FONTE: IBGE (2015a).

NOTA: Exclui-se as variações monetárias passivas, as despesas financeiras, os resultados negativos de participações societárias e em sociedades em cota de participação e as despesas não operacionais.

Tabela A.2

Participação dos segmentos da indústria de transformação no Valor Bruto da Produção e no Valor da Transformação Industrial, no RS — 2012

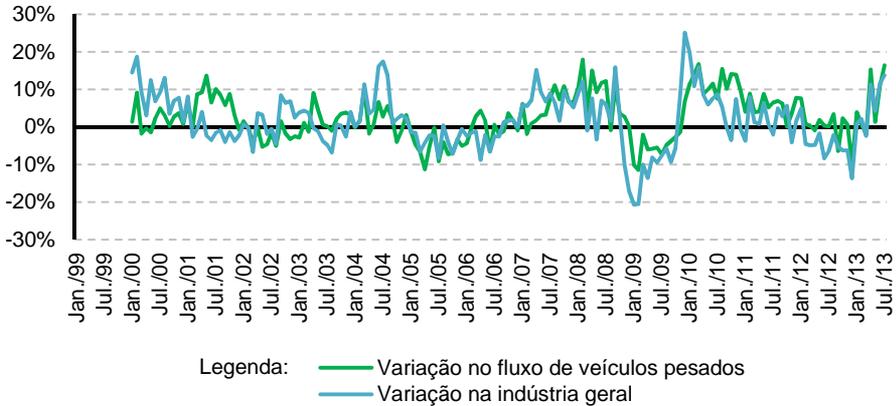
ATIVIDADE ECONÔMICA	VBP (R\$ 1.000)	VBP (%)	VTI (R\$ 1.000)	VTI (%)
C Indústrias de transformação	167.603.638	100,00	68.408.650	100,00
10 Fabricação de produtos alimentícios	35.698.408	21,30	11.038.933	16,14
20 Fabricação de produtos químicos	19.296.720	11,52	5.556.672	8,12
29 Fabricação de veículos automotores, reboques e carrocerias	18.688.144	11,15	8.843.381	12,93
28 Fabricação de máquinas e equipa- mentos	17.250.264	10,29	6.879.674	10,06
15 Preparação de couros e fabricação de artefatos de couro, artigos para via- gem e calçados	10.072.782	6,01	4.876.200	7,13
25 Fabricação de produtos de metal, ex- ceto máquinas e equipamentos	8.960.708	5,35	4.960.607	7,25
19 Fabricação de coque, de produtos derivados do petróleo e de biocombus- tíveis	8.276.095	4,93	2.338.807	3,42
12 Fabricação de produtos do fumo	7.050.093	4,21	3.250.072	4,75
22 Fabricação de produtos de borracha e de material plástico	6.654.428	3,97	2.687.128	3,92
31 Fabricação de móveis	5.575.486	3,33	2.691.317	3,93
23 Fabricação de produtos de minerais não metálicos	4.209.826	2,51	2.065.886	3,02
11 Fabricação de bebidas	3.985.412	2,38	2.041.506	2,99
24 Metalurgia	3.802.120	2,27	1.525.313	2,23
27 Fabricação de máquinas, aparelhos e materiais elétricos	2.802.838	1,67	1.338.947	1,96
17 Fabricação de celulose, papel e pro- dutos de papel	2.538.703	1,52	1.242.987	1,82
32 Fabricação de produtos diversos	2.230.051	1,33	1.296.605	1,89
16 Fabricação de produtos de madeira	1.877.276	1,12	854.592	1,25
30 Fabricação de outros equipamentos de transporte, exceto veículos automo- tores	1.871.054	1,12	969.855	1,42
26 Fabricação de equipamentos de in- formática, produtos eletrônicos e ópticos	1.581.019	0,94	957.975	1,40
13 Fabricação de produtos têxteis	1.526.023	0,91	596.941	0,88
14 Confeção de artigos do vestuário e acessórios	1.299.600	0,77	776.446	1,14
33 Manutenção, reparação e instalação de máquinas e equipamentos	1.244.519	0,74	996.785	1,46
18 Impressão e reprodução de grava- ções	777.654	0,46	473.359	0,69
21 Fabricação de produtos farmoquími- cos e farmacêuticos	334.414	0,20	148.662	0,22

FONTE: Pesquisa Industrial (2012).

NOTA: Excluídas as variações monetárias passivas, as despesas financeiras, os resultados negativos de participações societárias e em sociedades em cota de participação e as despesas não operacionais.

Gráfico A.1

Varição do fluxo de veículos pesados e variação do volume de produção industrial no RS — jan./99-mar./13

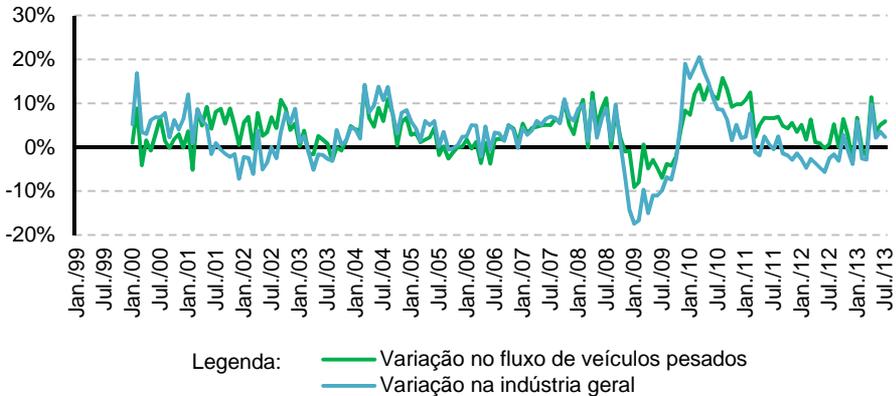


FONTES: ABCR (2013).
IBGE (2015).

NOTA: Os dados referem-se às variações mensais contra o mesmo período do ano anterior.

Gráfico A.2

Varição do fluxo de veículos pesados e variação do volume de produção industrial no Brasil — jan./99-mar./13



FONTES: ABCR (2013).
IBGE (2015).

NOTA: Os dados referem-se às variações mensais contra o mesmo período do ano anterior.

Referências

AGENCIA NACIONAL DO PETRÓLEO, GÁS NATURAL E BIOCOMBUSTÍVEIS (ANP). **Dados estatísticos mensais**. 2015. Disponível em:

<<http://www.anp.gov.br/?pg=69299&m=&t1=&t2=&t3=&t4=&ar=&ps=&1433187878972>>. Acesso em: 1 jun. 2015.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DE CONCESSIONÁRIAS DE RODOVIAS (ABCR). **Índice ABCR**. 2013. Disponível em:

<<http://www.abcr.org.br/Conteudo/Secao/22/indice+abcr.aspx>> Acesso em: 2 out. 2013.

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, Notre Dame, IN, v. 19, n. 6, p. 716-723, 1974.

BARATELLI JUNIOR, A. A.; BASTOS, S. Q. A.; PEROBELLI, F. S. Interações e encadeamentos setoriais com os modais de transporte: uma análise para diferentes destinos das exportações brasileiras. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 15, n. 2, p. 223-258, 2011.

BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. **Econometrica**, New York, v. 47, n. 5, p. 1287-1294, 1979.

BREUSCH, T. S. Testing for autocorrelation in dynamic linear models. **Australian Economic Papers**, Adelaide, v. 17, p. 334-355, 1979.

COLOMBO, J. A. É a safra agrícola que determina os serviços de transporte no RS? **Carta de Conjuntura FEE**, Porto Alegre, v. 22, n. 8, p. 3, 2013.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, VA, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

FERRAZ, J. C.; KUPFER, D.; HAGUENAUER, L. **Made in Brazil: desafios competitivos para a indústria**. Rio de Janeiro: Campus, 1997.

FLEURY, P. F. Terceirização logística no Brasil. In: FIGUEIREDO, K. F.; FLEURY, P. F.; WANKE, P. (Ed.). **Logística e gerenciamento da cadeia de suprimentos: planejamento do fluxo de produtos e dos recursos**. São Paulo: Atlas, 2003. p. 313-324.

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (FEE). Núcleo de Contabilidade regional. **PIB trimestral do RS**. 2013. Disponível em:

<<http://www.fee.tche.br/sitefee/pt/content/estatisticas/pib-trimestral.php>>.

Acesso em: 2 out. 2013.

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA SIEGFRIED EMANUEL HEUSER (FEE). **Exportações gaúchas alcançam terceira posição no País**. 2014. Disponível em:

<<http://www.fee.rs.gov.br/exportacoes/exportacoes-gauchas-alcancam-terceira-posicao-pais>>. Acesso em: 10 abr. 2014.

GODFREY, L. G. Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. **Econometrica**, New York, v. 46, p. 1293-1302, 1978.

GUJARATI, D. **Econometria básica**. São Paulo: Campus, 2006.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. **Econometrica**, New York, v. 37, n. 3, p. 424-438, 1969.

HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an autoregression. **Journal of the Royal Statistical Society: series B**, London, v. 41, n. 2, p. 190-195, 1979.

HIRSCHMAN, A. O. **Estratégia do desenvolvimento econômico**. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1961.

HOLLAUER, G.; ISSLER, J. V.; NOTINI, H. H. Novo indicador coincidente para a atividade industrial brasileira. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 13, n. 1, p. 5-27, 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **PIB cresce 1,5% em relação ao primeiro trimestre e chega a R\$ 1,2 trilhão**. 2013. Disponível em:

<<http://saladeimprensa.ibge.gov.br/noticias?view=noticia&id=1&idnoticia=2457&busca=1&t=pib-cresce-1-5-relacao-primeiro-trimestre-chega-r-1-2-trilhao>>. Acesso em: 4 out. 2013.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA)**: Produção física industrial, por tipo de índice e seções e atividades industriais. 2015. Disponível em:

<<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?c=2295&z=t&o=22>>.

Acesso em: 20 maio 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA)**: Dados gerais das empresas industriais com uma ou mais pessoas ocupadas, segundo as divisões de atividades (CNAE 2.0). 2015a. Disponível em:

<<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?c=1853&z=p&o=17>>.

Acesso em: 20 maio 2015.

ISSLER, J. V. *et al.* Constructing coincidente índices of economic activity for the Latin American economy. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 67, n. 1, p. 67-96, 2013.

ISSLER, J. V.; VAHID, F. The missing link: using the NBER recession indicator to construct coincident and leading indices of economic activity. **Journal of Econometrics**, [S.l.], v. 132, n. 1, p. 281-303, 2006.

LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. New York: Springer, 2005.

PESQUISA INDUSTRIAL: empresa. Rio de Janeiro: IBGE, v. 31, n. 1, 2012. Disponível em:

<<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/industria/pia/empresas/2012/defaulttabpdf.shtm>>. Acesso em: 20 maio 2015.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. **Biometrika**, Oxford, OX, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

PHILLIPS, P. C. B.; OULIARIS, S. Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. **Econometrica**, New York, v. 58, n. 1, p. 165-193, 1990.

SCHWARZ, G. E. Estimating the dimension of a model. **Annals of Statistics**, Philadelphia, PA, v. 6, n. 2, p. 461-464, 1978.

SINCRONIA: gestão do transporte multimodal reduz custo. **Valor Setorial Logística**, São Paulo, set. 2014. Disponível em:

<<http://www.revistavalor.com.br/home.aspx?pub=42&edicao=6>>. Acesso em: 2 maio 2015.

TOYOSHIMA, S.; FERREIRA, M. J. Encadeamentos do setor de transportes na economia brasileira. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, DF, n. 25, p. 139-166, 2002.