INTERDEPENDÊNCIA ENTRE A INDÚSTRIA DE TRANSFORMAÇÃO E OS SERVIÇOS DE TRANSPORTE: EVIDÊNCIAS PARA O RIO GRANDE DO SUL E PARA O BRASIL $^1$ 

Mariana Bartels<sup>2</sup>

Jéfferson Colombo<sup>3</sup>

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 entre elas existentes no BR e no RS. Justifica-se a realização desse 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 a matriz de transportes brasileira e gaúcha baseia-se preponderantemente no modal rodoviário, combinado com a disponibilidade de séries que medem o fluxo de veículos pesados nas principais rodovias do Sul e do Sudeste. Os principais resultados deste trabalho apontam que: i) o transporte de cargas está diretamente relacionado com a produção industrial, mas em maior grau no BR do que no RS; ii) a interdependência entre o transporte de cargas e a produção industrial é bastante heterogênea nas atividades industriais; iii) há segmentos industriais que precedem transportes de carga e outros que são precedidos por transportes de carga, de acordo com a sua estrutura de importação interna ou externa de insumos e o destino dos bens finais.

Palavras-chave: produção industrial, transportes de carga, interdependência.

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Área Temática D – "Estudos setoriais, cadeias produtivas, sistemas locais de produção".

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Pesquisadora em Estatística da Fundação de Economia e Estatística – FEE e Mestranda do PPGE/UFRGS em Economia Aplicada. Rua Duque de Caxias, 1691, Porto Alegre/RS. E-mail: bartels@fee.tche.br.

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Pesquisador em Economia da Fundação de Economia e Estatística – FEE e Doutorando do PPGE/UFRGS em Economia Aplicada. Rua Duque de Caxias, 1691, Porto Alegre/RS. E-mail: jefferson@fee.tche.br.

# 1. INTRODUÇÃO

Os serviços de transportes são essenciais para a integração intra e intersetorial da atividade produtiva. Seu desenvolvimento influencia diretamente nos ganhos de produtividade nesse processo – referem-se aos chamados fatores sistêmicos<sup>4</sup>, que moldam e alteram o ambiente econômico ao longo do tempo e afetam o ambiente concorrencial das empresas (Ferraz *et al*, 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 (1958). 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 *et al.* (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 envolvendo o setor de transportes na MIP indicam que a relação entre a produção industrial e o setor de transportes é bastante heterogênea, devendo ser levado em consideração 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 PIB trimestral e as divulgações mais recentes das principais pesquisas econômicas conjunturais (Pesquisa Industrial Mensal – PIM e Pesquisa Mensal do Comércio – PMC, ambas do IBGE) fortalecem a ideia de que o setor de 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 que, desde o ano de 2010, momento em que o setor industrial recuperou-se pontualmente da crise do ano anterior, o setor de 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.

<sup>-</sup>

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> Incluem a situação macroeconômica e institucional do país, infraestrutura, educação, entre outros fatores capazes de gerar externalidades positivas sobre todo o sistema produtivo (Toyoshima e Ferreira, 2002).

Essa constatação é importante na medida em que revela que o setor de 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 de serviços, principalmente aquelas que não apresentam uma relação tão forte com as atividades industriais – serviços de informação, atividades imobiliárias e alugueis e administração pública são exemplos. Atividades como comércio e transportes, cuja relação com a produção industrial é mais estreita, acabam 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 de serviços? 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 fluxo de veículos pesados nas principais rodovias pedagiadas brasileiras (Associação Brasileira de Concessionárias de Rodovias - ABCR). Estima-se que o modal terrestre na matriz de transportes brasileira seja superior a 60%, diante de uma participação minoritária, em ordem decrescente de importância, dos modais ferroviário, aquaviário, dutoviário e aéreo (FLEURY, 2003).

Além da já referida importância, há que se destacar que, desde o 1º trimestre de 2012, o IBGE passou a utilizar, nas Contas Nacionais Trimestrais, o Índice ABCR para estimar a atividade de Transportes, armazenagem e correio<sup>5</sup>.

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

- 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

-

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> Diretoria de pesquisas do IBGE – 09 de maio de 2012. Disponível em:

<sup>&</sup>lt;a href="http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/nota\_pib\_09052012.shtm">http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/nota\_pib\_09052012.shtm</a>, acesso em 26/09/2013.

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.
- 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 trabalho tem a vantagem de avaliar a interrelação 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). Esta 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 séries<sup>6</sup>: têxtil, vestuário e acessórios, madeira, farmacêutica, perfumaria, minerais não metálicos, máquinas, aparelhos e materiais elétricos, aparelhos e equipamentos de comunicação e outros equipamentos de transporte.

Os dados provindos dos índices foram transformados para o formato de variações percentuais, tendo em vista não incorrer em problemas de sazonalidade, que poderiam ocasionar autocorrelação nos resíduos dos modelos. Este procedimento, entretanto, não prejudica as análises, dado que a informação mais relevante obtida dos dados é justamente o movimento da indústria e do fluxo de veículos pesados, e como variações em um destes 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:

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

Onde i = 1,2,...,n é a i-ésima série estudada, e t = 1,2,...,m é o t-ésimo mês de análise. Procedimento idêntico ao descrito em (1) foi realizado para a série do Índice da Associação Brasileira de Concessionárias de Rodovias (ABCR), em conjunto com a Tendências Consultoria, que mede o volume de veículos que passam pelos pedágios nas principais rodovias da região Sul e Sudeste do país. Como o objetivo deste estudo diz respeito especificamente aos serviços de transporte de cargas, foi utilizada apenas a série de fluxo de veículos pesados<sup>7</sup>.

Uma síntese das variáveis utilizadas neste estudo e seus rótulos é exposta na Tabela 1. Todas as análises, com exceção dos testes de cointegração (que utilizará 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, vez que o RS não tem produção economicamente significativa de muitas dessas indústrias.

 $<sup>^6</sup>$  As séries em que não havia informação para todo o período (jan/1999 a jul/2013) foram eliminadas.

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> O Índice ABCR é dividido em fluxo de veículos leves e pesados, que formam o índice total.

Tabela 1. Rótulos e séries utilizadas – PIM (IBGE) e Índice ABCR

Rótulo da Série	Atividade Econômica	Unidade Geográfica
RS_PIM_RS	Indústria Geral	Rio Grande do Sul
RS_PIM_ALI	Alimentos	Rio Grande do Sul
RS_PIM_BEB	Bebidas	Rio Grande do Sul
RS_PIM_FUMO	Fumo	Rio Grande do Sul
RS_PIM_CALCADOS	Calçados e Artigos de Couro	Rio Grande do Sul
RS_PIM_CELU_PAPEL	Celulose, Papel e Produto de Papel	Rio Grande do Sul
RS_PIM_REFINO	Refino de Petróleo e Álcool	Rio Grande do Sul
RS_PIM_OUT_QUIM	Outros Produtos Químicos	Rio Grande do Sul
RS_PIM_BORR	Borracha e Plástico	Rio Grande do Sul
RS_PIM_METALURGIA	Metalurgia Básica	Rio Grande do Sul
RS_PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ	Produtos de Metal - exclusive máquinas e equipamentos	Rio Grande do Sul
RS_PIM_MAQ_EQ	Máquinas e Equipamentos	Rio Grande do Sul
RS_PIM_VEIC	Veículos Automotores	Rio Grande do Sul
RS_PIM_MOBILIARIO	Mobiliário	Rio Grande do Sul
RS_EXP_SOJA	Exportação de soja	Rio Grande do Sul
RS_PESADOS	Fluxo de Veículos Pesados	Rio Grande do Sul
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
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_TRANSPORTES	Outros Equipamentos de Transporte	Brasil
BR_PIM_MOBILIARIO	Mobiliário	Brasil
BR_PESADOS	Fluxo de Veículos Pesados	Brasil
BR_EXP_SOJA	Exportação de soja	Brasil

Fonte: Elaborado pelo autor.

O período analisado foi de janeiro de 1999 a julho de 2013, totalizando 175 observações. Após o cálculo das variações, entretanto, foram perdidas 12 observações, resultando em uma amostra final de 163 meses analisados.

### 2.2. Modelagem Empírica

Com o intuito de verificar as relações intertemporais entre a indústria de transformação gaúcha e nacional com o serviço de transportes, a modelagem empírica se dará 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 interrelação entre o dado agregado da PIM e o fluxo de veículos pesados do Índice ABCR. 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 cointegrada 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 autoregressivo de variações na produção industrial no modelo AR(k) do fluxo de veículos pesados, 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 obter-se a direção da causalidade, faz-se o teste inverso, com a produção industrial como variável independente, e o vetor autoregressivo de fluxo de veículos pesados 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 transporte por veículos pesados e produção industrial, relacionada ao transporte de insumos para a indústria e da 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.

Finalmente, na quinta etapa, realiza-se uma modelagem em Vetor Autorregressivo (VAR) para explicar o fluxo de veículos pesados através da evolução dos diversos setores da PIM. Através deste modelo, pode-se observar quais os setores da economia que mais se relacionam ao fluxo de veículos pesados nas rodovias, com que defasagem e de que grandeza é esta relação, além de ser um bom indicativo de como prever variações no setor de transportes.

Alguns procedimentos técnicos das cinco etapas acima 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 heterocedasticidade e de autocorreção dos resíduos.

#### 2.2.1. Teste de Raiz Unitária

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 primeiro garantir que todas as séries em questão são estacionárias. Para tanto, realizou-se o teste de Raiz Unitária de Dickey-Fuller (Dickey e Fuller, 1979) para verificar se alguma das variáveis que utilizadas é integrada de alguma ordem. Caso isso aconteça, deve-se primeiro 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:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2}$$

onde  $Y_t$  é a série de interesse e  $\varepsilon_t$  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 desta equação, obtém-se:

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

que é equivalente a

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{4}$$

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  $\alpha$ . Este teste é procedido utilizando uma tabela de valores críticos específica desenvolvida por Dicky e Fuller. Assim, se a hipótese nula for rejeitada, aceita-se a estacionariedade da série.

Este 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, respectivemente, por:

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

e 
$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{6}$$

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

Aqui, procedeu-se estas duas últimas versões do teste para todas as séries e consideraramse estacionárias aquelas que apresentaram p-valor inferior a 0,10 em ambos os testes. As que não cumprissem este 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 o fluxo de veículos pesados e os diversos setores da indústria, procedeu-se um teste de cointegração de Phillips-Ouliaris. Este teste consiste em estimar uma regressão entre elas, sem constante nem tendência linear, e em seus resíduos realizar um teste  $Z_{\alpha}$  de Phillips Perron (1988). Os p-valores são computados a partir de interpolação linear dos valores contidos em Phillips e Ouliaris (1990). A hipóstese nula deste 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 o Teste de Causalidade de Granger (Granger, 1969). Essa a abordagem permite verificar a direcionalidade das relações entre as variáveis de interesse. O teste pode fundamentar a hipótese de que variações na produção industrial de alguns setores da economia: i) precedem ou sucedem variações no fluxo de veículos pesados (em mesmo sentido ou em sentido contrário), em caso de causalidade unidirecional; ii) no caso de causalidade bilateral, evidencia-se endogeneidade; iii) 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:

$$Y_{t} = \beta_{0} + \sum_{j=1}^{k} \beta_{j} Y_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} \delta_{j} X_{t-j} + \varepsilon_{t}$$
 (7)

$$Y_{t} = \beta_{0} + \sum_{j=1}^{k} \beta_{j} Y_{t-j} + \epsilon_{t}$$
 (8)

onde  $\varepsilon_t$  e  $\varepsilon_t$  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 inclusão 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.

Este 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 grange- causa a outra
- d) Nenhuma granger-causa a outra

Neste trabalho, considerou-se que *X* representa o fluxo de veículos pesados e *Y* representa 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 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 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 Informação de Akaike – AIC (Akaike, 1974), o Critério de Informação Bayesiano ou Critério de Schwarz – BIC

(Schwarz, 1978) e o Critério de Hannah-Quinn – HQC (Hannan e Quinn, 1979). A principal diferença entre os diferentes critérios é a forma como eles penalizam modelos com muitos parâmetros. Em modelos muito grandes pode haver multicolinearidade muito forte, que não é desjável; assim, apesar desses 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 Informação de Schwarz, na versão desenvolvida por Lütkepohl (2005), dada por:

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

onde  $\Sigma$  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 o Teste de Causalidade de Granger, utilizou-se sempre um VAR de duas variáveis por vez e, portanto, obteve-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 (VAR)

Utilizando um conjunto de variáveis endógenas que se relacionam intertemporalmente, pode-se lançar mão de um modelo VAR (*Vector Autoregressive*). Um modelo VAR 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 2 variáveis  $(Y_1 \ e \ Y_2)$ , por exemplo, pode ser representado por:

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

$$Y_{m,t} = \sum_{n=1}^{M} \sum_{j=1}^{k} \alpha_{m,n,j} Y_{n,t-j} + \varepsilon_{m,t} , m = 1, \dots, M$$
 (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 homocedásticos e não autocorrelacionados.

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

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

Note que todas as equações  $Y_{m,t}$ , com  $m=1,\cdots,M$ , possuem as mesmas variáveis explicativas; portanto, um modelo VAR(k) é basicamente um modelo SUR (*Seemingly Unrelated Regression*) com variáveis defasadas e termos determinísticos como regressores em comum. Assim, o estimador de Mínimos Quadrados Multivariado é equivalente ao estimados de Mínimos Quadrados Ordinários aplicado a cada equação separadamente.

Os modelos VAR foram utilizados em dois momentos neste trabalho. Primeiro nos pares de variáveis a serem testados pelo Teste de Causalidade de Granger, para, através do Critério de Informação de Schwarz, determinar o melhor número de defasagens para proceder o teste. Depois, ao final do trabalho, modelou-se um VAR com o objetivo de tentar prever o fluxo de veículos pesados atarvés do passado de todas as variáveis. Neste caso, foram inicialmente incluídas no VAR todas as variáveis (fluxo de veículos pesados 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 o conjunto referente ao Rio Grande do Sul separadamente.

#### 2.2.6. Teste de Heterocedasticidade

A eficiência do método de estimação baseado nos Mínimos Quadrados Ordinários é baseada na garatia de homocedasticidade e ausência de autocorrelação nos erros. Portanto, após modelar o fluxo de veículos pesados através de um VAR, procederam-se os testes de heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos, para garantir a eficiência das estimativas. Caso estes sejam autocorrelacionados ou heterocedásticos, o modelo deve ser modificado a fim de atender aos pressupostos, seja adionando variáveis ou defasagens, pois este deve estar mal especificado.

Para testar a homocedasticidade do modelo, realizou-se o teste de Breusch-Pagan (Breusch e Pagan, 1979), que é baseado no Multiplicador de Lagrange e consiste basicamente em testar 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 homocedásticos, LM segue assintoticamnete uma distribuição  $\chi_n^2$ , 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 homocedasticidade.

## 2.2.7. Teste de Autocorrelação dos Resíduos

Para testar a autocorrelação dos resíduos do VAR supracitado, utilizamos 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 hipóstese 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  $\chi_p^2$ . 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.

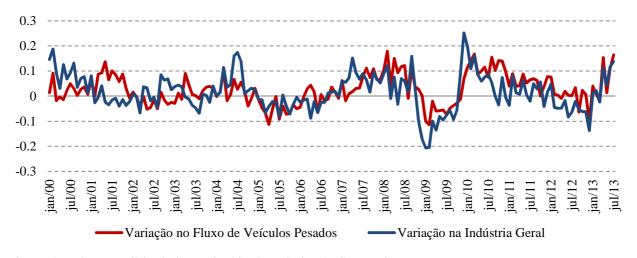
Após proceder aos testes de heterocedasticidade e de autocorrelação dos resíduos nos modelos potenciais para explicar o fluxo de veículos pesados, só foram aceitos aqueles modelos que não apresentassem evidências de desvios em relação às suposições do modelo VAR.

#### 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. Assim como exposto 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 no fluxo de veículos pesados nas rodovias pedagiadas (variável utilizada para medir transporte de cargas). Observa-se que, mesmo durante a crise de 2009, quando a produção agrícola cresceu e a indústria de transformação apresentou forte queda, o fluxo de veículos pesados nas rodovias gaúchas caiu substancialmente. O processo de recuperação econômica subsequente também apresenta sinais de recuperação conjunta entre o transporte rodoviário e a produção industrial.

Gráfico 1. Variação do fluxo de veículos pesados nas rodovias pedagiadas e variação do volume de produção industrial, no RS



FONTE: Associação Brasileira de Concessionárias de Rodovias (ABCR) e IBGE.

NOTA: O gráfico apresenta as variações mensais contra o mesmo período do ano anterior.

Gráfico 2. Variação do fluxo de veículos pesados nas rodovias pedagiadas e variação do volume de produção industrial, no Brasil



FONTE: Associação Brasileira de Concessionárias de Rodovias (ABCR) e IBGE.

NOTA: O gráfico apresenta as variações mensais contra o mesmo período do ano anterior.

A análise gráfica também sugere que a inter-relação entre a indústria de transformação e o fluxo de veículos pesados é mais forte no caso brasileiro, onde 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 (0,70) do que no RS (0,57). 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 o caso gaúcho e o caso nacional: primeiro, o RS possui participação do setor agropecuário no PIB proporcionalmente maior (aproximadamente 10% do VAB); 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 produtos na pauta de exportações do estado<sup>8</sup>.

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 2 elenca a correlação entre a variação do fluxo de veículos pesados e a PIM, tanto agregada

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> Conforme dados da FEE (2014), 20,22% do valor das exportações gaúchas em 2013 advieram do setor agropecuário. Deste total, houve concentração nos produtos soja (81,26%) e trigo (12,89%), com pequena relevância dos demais (5,85%).

quanto desagregada, para o RS e o BR. Com um asterisco, foram sinalizados os pares de séries que apresentaram coeficiente de correlação linear superior a 0,55.

Tabela 2: matriz de correlação – variação da PIM e de suas desagregações (linhas) e variação do fluxo de veículos pesados (coluna), RS e Brasil, 1999 a 2013.

VARIÁVEL	VAR_BR_PESADOS	VAR_RS_PESADOS
PESADOS	1,00	1,00
PIM_TOTAL	0,70*	0,57*
PIM_ALI	0,59*	0,28
PIM_BEB	0,09	0,02
PIM_FUMO	0,07	-0,07
PIM_TEXTIL	0,38	-
PIM_VEST	0,53	-
PIM_CALCADOS	0,57*	0,35
PIM_MADEIRA	0,58*	-
PIM_CELU_PAPEL	0,35	0,15
PIM_REFINO	0,09	-0,05
PIM_FARMACEUTICA	0,09	-
PIM_PERFUMARIA	0,24	-
PIM_OUT_QUIM	0,37	0,07
PIM_BORR	0,62*	0,41
PIM_MIN_NAO_METALICOS	0,65*	-
PIM_METALURGIA	0,54	0,37
PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ	0,76*	0,47
PIM_MAQ_EQ	0,65*	0,61*
PIM_MAQ_METAIS_ELTRICOS	0,43	-
PIM_EQUIP_ELET_COMUNICACAO	0,33	-
PIM_VEIC	0,56*	0,45
PIM_OUTROS_EQUIP_TRANSPORTES	0,10	-
PIM_MOBILIARIO	0,59*	0,40
PIM_DIVERSOS	0,60*	-

FONTE: Elaboração do autor.

Os dados da Tabela 2 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 máquinas e equipamentos (0,61). 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. As atividades fumo (-0,07) e refino de petróleo e álcool (-0,05), 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 (0,76), máquinas e equipamentos (0,65), e minerais não metálicos (0,65). Análogo ao caso do RS, outras atividades, como fumo, refino de petróleo e álcool e farmacêutica, pelas suas especificidades, não demonstraram estar relacionadas ao transporte por veículos pesados nas estradas pedagiadas.

Conjuntamente, essas evidências corroboram com 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.

• 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 entre elas que é estacionária (Gujarati, 2006). Mais do que isso, significa que a diferença entre duas séries são estacionárias, 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).

Tabela 3 - Resultados do Teste de Raiz Unitária para as séries do Rio Grande do Sul, em nível

Séries	Tipo de Teste	Estatística do Teste	Valor Crítico (10%)	Significância	Resultado
DC DDA DC	С	-6,218	-2,57	***	I(0)
RS_PIM_RS	C,T	-7,301	-3,13	***	I(0)
DC DIM ALL	C	-5,119	-2,57	***	I(0)
RS_PIM_ALI	C,T	-5,066	-3,13	***	I(0)
DC DIM DED	C	-9,785	-2,57	***	I(0)
RS_PIM_BEB	C,T	-9,866	-3,13	***	I(0)
DG DDA FINAO	C	-6,767	-2,57	***	I(0)
RS_PIM_FUMO	C,T	-7,515	-3,13	***	I(0)
DC DIM CALCADOS	C	-2,822	-2,57	*	I(0)
RS_PIM_CALCADOS	C,T	-8,205	-3,13	***	I(0)
DC DDA CELLI DADEL	C	-3,524	-2,57	***	I(0)
RS_PIM_CELU_PAPEL	C,T	-6,828	-3,13	***	I(0)
DC DD4 DEEDIO	C	-4,044	-2,57	***	I(0)
RS_PIM_REFINO	C,T	-4,880	-3,13	***	I(0)
DG DD4 OUT OUD4	C	-6,201	-2,57	***	I(0)
RS_PIM_OUT_QUIM	C,T	-6,163	-3,13	***	I(0)
DG DD4 DODD	C	-4,639	-2,57	***	I(0)
RS_PIM_BORR	C,T	-4,956	-3,13	***	I(0)
DC DDA METALLIDOLA	C	-4,670	-2,57	***	I(0)
RS_PIM_METALURGIA	C,T	-4,789	-3,13	***	I(0)
DG DDA METAL ENGLALO FO	C	-6,778	-2,57	***	I(0)
RS_PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ	C,T	-7,061	-3,13	***	I(0)
DG DDA MAO FO	C	-1,924	-2,57		I(1)
RS_PIM_MAQ_EQ	C,T	-3,973	-3,13	**	I(0)
DG DIM WEIG	C	-2,019	-2,57		I(1)
RS_PIM_VEIC	C,T	-5,026	-3,13	***	I(0)
DG DDA MODULADIO	C	-5,267	-2,57	***	I(0)
RS_PIM_MOBILIARIO	C,T	-5,418	-3,13	***	I(0)
DC DECADOS	C	-1,908	-2,57		I(1)
RS_PESADOS	C,T	-4,284	-3,13	***	I(0)
DG DVD GOVA	C	-5,948	-2,57	***	I(0)
RS_EXP_SOJA	C,T	-6,543	-3,13	***	I(0)

FONTE: Elaboração do autor.

NOTAS

Em nível, foram consideradas não-estacionárias as séries de fluxo de veículos pesados, máquinas e equipamentos, veículos e mobiliário, para o Rio Grande do Sul, e fluxo de veículos pesados, madeira, celulose e papel, minerais não-metálicos, máquinas e equipamentos, máquinas e materiais elétricos, veículos e outros equipamentos de transporte para o Brasil, como mostram a Tabela 3 e a Tabela 4. Para estas séries, será procedido o teste de cointegração, para verificar se elas crescem ou decrescem seguindo um mesmo padrão.

<sup>&#</sup>x27;\*', '\*\*' e '\*\*\*' representam significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

<sup>&#</sup>x27;C' representa o modelo com constante e 'C,T' representa o modelo com constante e tendência.

Tabela 4 - Resultados do Teste de Raiz Unitária para as séries do Brasil, em nível

Séries	Tipo de Teste	Estatística do Teste	Valor Crítico (10%)	Significância	Resultado
BR_PIM_BR	С	-3,410	-2,57	**	I(0)
DK_I IM_DK	C,T	-5,718	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_ALI	C	-5,444	-2,57	***	I(0)
DK_I IW_ALI	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)
BK_I IWI_FOWO	C,T	-7,999	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_TEXTIL	C	-5,290	-2,57	***	I(0)
DK_I IW_IEATIE	C,T	-5,829	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_VEST	C	-6,524	-2,57	***	I(0)
BK_FIIVI_VEST	C,T	-7,959	-3,13	***	I(0)
DD DIM CALCADOS	C	-4,341	-2,57	***	I(0)
BR_PIM_CALCADOS	C,T	-8,577	-3,13	***	I(0)
DD DIM MADEIDA	C	-2,347	-2,57		I(1)
BR_PIM_MADEIRA	C,T	-2,905	-3,13		I(1)
DD DDA CELLI DADEL	C	-1,710	-2,57		I(1)
BR_PIM_CELU_PAPEL	C,T	-4,526	-3,13	***	I(0)
DD DU ( DEPTIVO	C	-4,491	-2,57	***	I(0)
BR_PIM_REFINO	C,T	-5,230	-3,13	***	I(0)
	C	-3,735	-2,57	***	I(0)
BR_PIM_FARMACEUTICA	C,T	-6,985	-3,13	***	I(0)
	C	-3,074	-2,57	**	I(0)
BR_PIM_PERFUMARIA	C,T	-5,855	-3,13	***	I(0)
	C	-4,950	-2,57	***	I(0)
BR_PIM_OUT_QUIM	C,T	-5,295	-3,13	***	I(0)
	C	-3,845	-2,57	***	I(0)
BR_PIM_BORR	C,T	-4,818	-3,13	***	I(0)
	C	-1,908	-2,57		I(1)
BR_PIM_MIN_NAO_METALICOS	C,T	-3,684	-3,13	**	I(0)
	C	-3,429	-2,57	**	I(0)
BR_PIM_METALURGIA	C,T	-3,872	-3,13	**	I(0)
	C,1 C	-3,872	-2,57		I(0)
BR_PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ	C,T	-5,487	-3,13	***	I(0)
	C,1 C	-2,428	-2,57		I(0) I(1)
BR_PIM_MAQ_EQ	C,T	-5,136	-3,13	***	I(1) I(0)
BR_PIM_MAQ_METAIS_ELTRICOS	С	-2,621	-2,57	4.	I(0)
	C,T	-2,994	-3,13	ماه ماه	I(1)
BR_PIM_EQUIP_ELET_COMUNICACAO	C	-5,382	-2,57		I(0)
	C,T	-5,432	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_VEIC	С	-2,506	-2,57	districts	I(1)
	C,T	-5,124	-3,13	***	I(0)
BR_PIM_OUTROS_EQUIP_TRANSPORTES	С	-0,795	-2,57	ale ale ale	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_PESADOS	C	-1,568	-2,57		I(1)
<u>_</u> <del>_</del> _ <del></del>	C,T	-5,472	-3,13	***	I(0)
BR_EXP_SOJA	C	-5,864	-2,57	***	I(0)
	C,T	-6,778	-3,13	***	I(0)

FONTE: Elaboração do autor. NOTAS: '\*', '\*\*' e '\*\*\*' representam significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente.

<sup>&#</sup>x27;C' representa o modelo com constante e 'C,T' representa o modelo com constante e tendência.

Para verificar a existência ou não de dependência de longo prazo entre o fluxo de veículos pesados e os diversos setores da indústria, procedeu-se um teste de cointegração de Phillips-Ouliaris. Este teste consiste em estimar uma regressão entre as séries, sem constante nem tendência linear, e em seus resíduos realizar um teste  $Z_{\alpha}$  de Phillips-Perron (1988). Os p-valores são computados a partir de interpolação linear dos valores contidos em Phillips e Ouliaris (1990). A hipótese nula deste teste é de que as séries não são cointegradas e, portanto, se esta é rejeitada, pode-se dizer que as variáveis cointegram.

Tabela 5 - Resultados do Teste de Cointegração para as séries não-estacionárias do Rio Grande do Sul

Séries	P-valor	Significância	Cointegra com RS_PESADOS?
NIVEL_RS_PIM_MAQ_EQ	< 0,01	***	Sim
NIVEL_RS_PIM_VEIC	< 0,01	***	Sim
NIVEL_RS_PIM_MOBILIARIO	< 0,01	***	Sim

FONTE: Elaboração do autor.

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

Utilizando apenas as séries consideradas integradas de ordem 1 em nível, procedeu-se o teste de cointegração de Phillips-Oularis. Podemos observar que, no Rio Grande do Sul, conforme infere-se da Tabela 5, as séries referentes aos setores de máquinas e equipamentos, veículos e mobiliário estão cointegradas com a do fluxo de veículos pesados, indicando que elas apresentam o mesmo padrão de crescimento. Já no Brasil, este comportamento ocorre entre os setores de madeira, celulose e papel, minerais não-metálicos, máquinas e equipamentos, veículos e outros equipamentos de transporte, associadas à série de veículos pesados, como mostra a Tabela 6.

Tabela 6 - Resultados do Teste de Cointegração para as séries não-estacionárias do Brasil

Séries	P-valor	Significância	Cointegra com BR_PESADOS?
NIVEL_BR_PIM_MADEIRA	0,02	**	Sim
NIVEL_BR_PIM_CELU_PAPEL	< 0,01	***	Sim
NIVEL_BR_PIM_MIN_NAO_METALICOS	0,01	**	Sim
NIVEL_BR_PIM_MAQ_EQ	< 0,01	***	Sim
NIVEL_BR_PIM_MAQ_METAIS_ELTRICOS	0,15		Não
NIVEL_BR_PIM_VEIC	< 0,01	***	Sim
NIVEL_BR_PIM_OUTROS_EQUIP_TRANSPORTES	< 0,01	***	Sim

FONTE: Elaboração do autor.

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

Esses resultados fornecem algumas evidências importantes para interpretar a interrelação entre a atividade industrial e os transportes. Na economia gaúcha, a produção de máquinas e equipamentos, veículos e móveis tem uma relação de equilíbrio com os serviços de transporte.

Essa relação emerge tanto do fluxo rodoviário de insumos (como aço, borracha, madeira, etc.) quanto do fluxo de bens finais (tratores, veículos, móveis), a partir de sua distribuição no território. Além disso, todas as atividades industriais acima listadas são importantíssimas dentro da indústria de transformação do RS, seja pela produção física seja pelo Valor Adicionado Bruto (VAB). Raciocínio análogo é feito a partir dos dados da produção industrial brasileira, expostos na Tabela 6, porém com uma gama mais ampla de atividades industriais.

• Hipótese 4: dependendo da atividade industrial, choques na produção antecedem ou são antecedidos 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 7 e 8.

Os testes relativos à causalidade no sentido de Granger forneceram evidências de que variações nos setores de alimentos, bebidas, refino, metalurgia e veículos podem anteceder variações no fluxo de veículos pesados no rio Grande do Sul, utilizando um nível de significância de 5%.

Tabela 7 - Resultados do Teste de Causalidade de Granger para as séries do Rio Grande do Sul

GC-t		-	série não a RS_PE	granger SADOS	H <sub>0</sub> : RS_PESADOS não granger causam a série		
Séries	Lag ótimo	P- valor	Signifi- cância	A série precede pesados?	P- valor	Signifi- cância	Pesados precede a série?
RS_PIM_RS	2	0,116		não	0,167		não
RS_PIM_ALI	2	0,013	**	sim	0,454		não
RS_PIM_BEB	3	0,008	***	sim	0,928		não
RS_PIM_FUMO	2	0,643		não	0,720		não
RS_PIM_CALCADOS	2	0,478		não	0,148		não
RS_PIM_CELU_PAPEL	2	0,442		não	0,347		não
RS_PIM_REFINO	3	0,003	***	sim	0,003	***	sim
RS_PIM_OUT_QUIM	2	0,106		não	0,179		não
RS_PIM_BORR	2	0,559		não	0,327		não
RS_PIM_METALURGIA	2	0,007	***	sim	0,680		não
RS_PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ	2	0,976		não	0,379		não
RS_PIM_MAQ_EQ	3	0,235		não	0,705		não
RS_PIM_VEIC	2	0,063	*	sim	0,105		não
RS_PIM_MOBILIARIO	2	0,202		não	0,010	**	sim

FONTE: Elaboração do autor.

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

A variação na produção industrial de bebidas parece anteceder um 3 meses as variações no transporte por veículos pesados no Rio Grande do Sul, enquanto as variações nos setores de veículos, metalurgia e alimentos antecedem-nas em 2 meses, conforme a Tabela 7. Ou seja, na amostra utilizada, pode-se inferir com 95% de confiança que variações na produção industrial de bebidas precedem variações no fluxo de veículos pesados, com defasagem de um trimestre, e que variações na produção industrial de veículos, metalurgia e alimentos precedem variações no fluxo de veículos pesados, com defasagem de um bimestre. Uma possível explicação para o resultado encontrado é que o RS é exportador líquido de bebidas (ex: refrigerantes e refrescos, vinho) e alimentos (ex: abate de reses e preparação de produtos de carne, abate de aves, preparação do leite, beneficiamento de arroz, etc), uma vez que produz mais que o consumo estimado das famílias gaúchas mais a formação bruta de capital fixo. As atividades de veículos automotores (fábrica da GM em Gravataí) e metalurgia básica (ex: peças fundidas de ferro e aço), apesar de o RS não ser exportador líquido para outras unidades federativas ou o resto do mundo, são importantes dentro da estrutura produtiva da indústria do RS.

No caso do setor de refino, entretanto, parece haver uma endogeneidade com o setor de transportes, pois variações na produção industrial deste setor tanto precedem quanto sucede o fluxo de veículos pesados em um trimestre. Embora o petróleo seja transportado por oleoduto ou transporte marítimo, o RS tem no comércio atacadista de derivados do petróleo uma das principais atividades do comércio, e em função disso existe essa forte relação com os transportes.

Por fim, também pode-se constatar que variações no fluxo de veículos pesados antecede a produção industrial de artigos de mobiliário, resultado que pode ser atribuído à importação de madeira e outras matérias-primas para a produção de móveis, que no RS são predominantemente de madeira.

Tabela 8 - Resultados do Teste de Causalidade de Granger para as séries do Brasil

					H0: BR_PESADOS			
		H0: a série não granger causa BR_PESADOS			não granger causam a			
Séries	Lag ótimo	P- valor	Signifi- cância	A série precede pesados?	P- valor	série Signifi- cância	Pesados precede a série?	
BR_PIM_BR	2	0,370		não	0,009	***	sim	
BR_PIM_ALI	2	0,008	***	sim	0,251		não	
BR_PIM_BEB	2	0,111		não	0,007	***	sim	
BR_PIM_FUMO	2	0,285		não	0,741		não	
BR_PIM_TEXTIL	2	0,257		não	0,108		não	
BR_PIM_VEST	3	0,280		não	0,025	**	sim	
BR_PIM_CALCADOS	3	0,501		não	0,537		não	
BR_PIM_MADEIRA	3	0,436		não	0,417		não	
BR_PIM_CELU_PAPEL	2	0,850		não	0,818		não	
BR_PIM_REFINO	2	0,669		não	0,726		não	

BR_PIM_FARMACEUTICA	2 0,209	não	0,245	não
BR_PIM_PERFUMARIA	2 0,942	não	0,038 **	sim
BR_PIM_OUT_QUIM	2 0,056 *	sim	0,002 ***	sim
BR_PIM_BORR	3 0,050 *	sim	0,335	não
BR_PIM_MIN_NAO_METALICOS	3 0,330	não	0,108	não
BR_PIM_METALURGIA	3 0,007 **	** sim	0,072 *	sim
BR_PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ	3 0,013 **	k sim	0,052 *	sim
BR_PIM_MAQ_EQ	3 0,125	não	0,001 *	sim
BR_PIM_MAQ_METAIS_ELTRICOS	2 0,380	não	0,586	não
BR_PIM_EQUIP_ELET_COMUNICACAO	3 0,277	não	0,103	não
BR_PIM_VEIC	3 0,064 *	sim	0,647	não
BR_PIM_OUTROS_EQUIP_TRANSPORTES	3 0,000 **	** sim	0,000 ***	sim
BR_PIM_MOBILIARIO	3 0,043 **	k sim	0,000 ***	sim

FONTE: Elaboração do autor.

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

No caso do Brasil, o cenário é diferente. Conforme evidenciado na Tabela 8, variação na produção industrial de alimentos, metalurgia básica e produtos de metal exceto máquinas e equipamentos parece anteceder as variações no transporte por veículos pesados no Brasil. Ou seja, na amostra utilizada, pode-se inferir com 95% de confiança que variações na produção industrial de alimentos precedem variações no fluxo de veículos pesados, com defasagem de um bimestre, e que variações na produção industrial de produtos de metalurgia básica e produtos de metal exceto máquinas e equipamentos precedem variações no fluxo de veículos pesados, com defasagem de um trimestre. Uma explicação possível para a indústria de alimentos é que a demanda por produtos alimentícios, por ser naturalmente bastante desconcentrada, faz com que uma maior produção industrial granger-cause serviços de transporte.

Já no que diz respeito aos setores de outros equipamento de transporte e mobiliário, parece haver uma endogeneidade com o setor de transportes, pois variações na produção industrial destes setores tanto precedem quanto sucede o fluxo de veículos pesados no Brasil em um trimestre. Essas variáveis podem ser antecedentes devido ao fluxo dos bens finais entre as unidades federativas, e antecedidas devido ao fluxo de matérias-primas cuja produção é, aparentemente, bastante diversificada.

Por fim, também pode-se constatar que variações no fluxo de veículos pesados antecede a produção industrial de bebidas, artigos de vestuário, perfumaria, outros produtos químicos e, inclusive, a produção industrial em geral, resultado que, mais uma vez, pode ser atribuído ao fluxo de insumos, especialmente matéria-prima, de seu local de produção (ou importação) até a unidade fabril.

• 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 Autoregressivos – VAR. As variações nos fluxos de veículos pesados no Rio Grande do Sul e no Brasil foram modelados 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 intergrar 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 dos modelos por não se mostrarem de importância significativa. Não foram consideradas nos modelos setores da indústria que não fossem significativos para explicar o fluxo de veículos pesados com confiança de pelo menos 90%.

O modelo que melhor explicou as variações no transporte por veículos pesados no Rio Grande do Sul e suas estatísticas são mostrados na Tabela 9. Foram realizados os testes de heterocedasticidade de Breusch-Pagan e de autocorrelação de Breusch-Godfrey para o modelo acima e não foram encontradas evidências de desvios nas suposições do modelo, com 5% de significância.

Tabela 9 - Modelo VAR utilizado para explicar o fluxo de veículos pesados no Rio Grande do Sul

Séries	Lag	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística do Teste	P-valor	Significância
RS_PESADOS	1	0,646	0,060	10,724	0,000	****
RS_PIM_ALI	1	-0,152	0,047	-3,205	0,002	***
RS_PIM_CALCADOS	1	-0,106	0,033	-3,200	0,002	***
RS_PIM_METALURGIA	1	0,070	0,016	4,376	0,000	****

FONTE: Elaboração do autor.

NOTAS

'\*'. '\*\*' e '\*\*\*\*' representam significância a 10%, 5%, 1% e 0,1%, respectivamente

 $R^2 = 0.5551$ 

 $R^2$  Ajustado = 0,5438

A variação no fluxo de veículos pesados do Rio Grande do Sul pode, portanto, ser descrita por:

$$RS\_PESADOS_t = 0,646 \times RS\_PESADOS_{t-1} - 0,152 \times RS\_PIM\_ALI_{t-1}$$
$$-0,106 \times RS\_PIM\_CALCADOS_{t-1} + 0,070 \times RS\_PIM\_METALURGIA_{t-1} + \varepsilon_t$$
(13)

As análises realizadas apontam que o fluxo de veículos pesados depende fortemente do comportamento das indústrias de metalurgia básica, alimentos e calçados no mês anterior. Entretanto, variações positivas no setor de metalurgia são sucedidas, em geral, por variações também positivas no fluxo de veículos pesados; no caso da indústria alimentícia e calçadista, este efeito é contrário. Uma das possíveis explicações para este resultado é que, quando a produção local diminui, há que se suprir esta lacuna por meio de importações de outros estados ou do resto do mundo. No caso de alimentos, onde a demanda é bastante diversificada em termos espaciais e o bem é essencial, quando o RS produz menos, parece haver um aumento no tráfego de pesados justamente para suprir essa escassez de oferta.

Para o Brasil, o modelo que melhor explicou as variações no transporte por veículos e suas estatísticas são mostrados na Tabela 10. Para o modelo acima, também foram realizados os testes de heterocedasticidade de Breusch-Pagan e de autocorrelação de Breusch-Godfrey e não foram encontradas evidências de desvios nas suposições do modelo.

Tabela 10 - Modelo VAR utilizado para explicar o fluxo de veículos pesados no Brasil

Séries	Lag	Coefi- ciente	Erro Padrão	Estatística do Teste	P- valor	Signifi- cância
BR_PESADOS	1	0,305	0,119	2,572	0,011	**
BR_PIM_ALI	1	-0,186	0,088	-2,112	0,036	**
BR_PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ	1	0,030	0,052	0,567	0,571	
BR_PIM_OUTROS_EQUIP_TRANSPORTES	1	-0,034	0,025	-1,337	0,183	
BR_PESADOS	2	0,141	0,131	1,071	0,286	
BR_PIM_ALI	2	0,088	0,102	0,865	0,389	
BR_PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ	2	0,108	0,064	1,698	0,092	*
BR_PIM_OUTROS_EQUIP_TRANSPORTES	2	-0,063	0,031	-2,008	0,046	**
BR_PESADOS	3	0,198	0,117	1,692	0,093	*
BR_PIM_ALI	3	0,023	0,089	0,257	0,798	
BR_PIM_METAL_EXC_MAQ_EQ	3	-0,030	0,052	-0,569	0,570	
BR_PIM_OUTROS_EQUIP_TRANSPORTES	3	0,054	0,027	1,979	0,050	**
constante		0,018	0,005	3,759	0,000	****

FONTE: Elaboração do autor.

**NOTAS** 

'\*', '\*\*', '\*\*\*' e '\*\*\*\*' representam significância a 10%, 5%, 1% e 0,1%, respectivamente.

 $R^2 = 0.5597$ 

 $R^2$  Ajustado = 0,5238

No Brasil, portanto, a variação no fluxo de veículos pesados pode ser descrita pelo seguinte modelo:

```
-0.186 \times BR\_PIM\_ALI_{t-1} - 0.034 \times BR\_PIM\_OUTROS\_EQUIP\_TRANSPORTES_{t-1}
+0.141 \times BR\_PESADOS_{t-2} + 0.108 \times BR\_PIM\_METAL\_EXC\_MAQ\_EQ_{t-2}
+0.088 \times BR\_PIM\_ALI_{t-2} - 0.063 \times BR\_PIM\_OUTROS\_EQUIP\_TRANSPORTES_{t-2}
+0.198 \times BR\_PESADOS_{t-3} - 0.030 \times BR\_PIM\_METAL\_EXC\_MAQ\_EQ_{t-3}
+0.023 \times BR\_PIM\_ALI_{t-3} + 0.054 \times BR\_PIM\_OUTROS\_EQUIP\_TRANSPORTES_{t-3} + \epsilon_t
```

Com base no modelo acima pode-se afirmar que a indústria alimentícia, metalúrgica (exceto de máquinas e equipamentos) e de outros equipamentos de transporte influenciam no setor de transportes pesados no país. No entanto, estes efeitos ocorrem em dimensões, sentidos e com defasagens distintas. As variações no desempenho da indústria alimentícia têm efeitos principalmente contrários nos transportes pesados, e isto ocorre com uma lacuna de apenas um mês. Aumentos na industrialização de produtos de metal, exceto máquinas e equipamentos, parecem ter efeito positivo no fluxo de veículos pesados nas rodovias, com defasagem de um bimestre. Já os outros equipamentos de transporte têm efeitos ambíguos no fluxo de veículos pesados, gerando efeitos negativos um bimestre depois e efeitos positivos um trimestre depois. Estes efeitos podem se dar devido ao fluxo no território nacional de bens intermediários e bens finais, causando uma relação bilateral entre as duas variáveis.

# 4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A interdependência entre o setor industrial e o setor de serviços ainda é pouco explorada pela academia, apesar da associação notoriamente existente entre essas atividades econômicas. Movimentos de alta ou baixa na indústria de transformação geram, além do efeito direto sobre o PIB industrial, impacto indireto sobre os serviços, incluindo aqueles relacionados a transportes.

Este artigo encontrou evidências de que há uma associação forte entre a produção industrial e os serviços de transporte, em maior grau no BR do que no RS. Tal fato decorre da maior representatividade do setor agropecuário no RS do que no BR e sua característica 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 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 esta indústria localizar-se essencialmente junto à matéria-prima.

O estudo trouxe também evidências de que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre os transportes e algumas atividades industriais. Verificou-se que máquinas e equipamentos e veículos cointegram com o fluxo de veículos pesados tanto no RS quanto no BR. Esse resultado traz à tona a importância dessas atividades industriais para o aumento dos serviços de transporte ao longo do tempo.

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 os serviços de transportes são antecedidos no RS pela indústria de alimentos, calçados e metalurgia, todos com um *lag*. 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 te vista macroeconômico, choques na indústria, como desonerações fiscais em alguns segmentos específicos, apresentam diferentes canais de propagação e diferentes impactos sobre o setor de serviços, e devem ser estudados de acordo com as suas especificidades.

## REFERÊNCIAS

AKAIKE, H. **A new look at the statistical model identification**, IEEE Transactions on Automatic Control, Vol. 19, n. 6 (1974), pp. 716-723.

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**, vol. 15, n. 2, 2011, pp. 223-258.

BREUSCH, T. S.; Pagan, A. R. "Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. Econometrica, Vol. 47, n. 5 (1979), pp. 1287-1294.

BREUSCH, T.S. **Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models**. Australian Economic Papers, Vol. 17 (1979), pp. 334–355.

COLOMBO, J. A. É a safra agrícola que determina os serviços de transporte no RS? Carta de Conjuntura FEE, ano 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, Vol. 74, n. 366 (1979), pp. 427–431.

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. (Eds.). **Logística e gerenciamento da cadeia de suprimentos**: planejamento do fluxo de produtos e dos recursos. São Paulo: Editora Atlas, p. 313-324, 2003.

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA (FEE). **PIB Trimestral do RS**. Núcleo de Contabilidade regional. Disponível em: < http://www.fee.tche.br/sitefee/pt/content/estatisticas/pib-trimestral.php>. Acesso em 02/10/2013.

FUNDAÇÃO DE ECONOMIA E ESTATÍSTICA (FEE). **Exportações do RS em 2013.** Disponível em: http://www.fee.rs.gov.br/exportacoes/exportacoes-gauchas-alcancam-terceira-posicao-pais. Acesso em 10/04/2014.

GODFREY, L.G. Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. Econometrica, Vol. 46 (1978), pp. 1293–1302.

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

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. Econometrica, Vol. 37, n. 3 (1969), pp. 424-438.

HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. **The determination of the order of an autoregression**. Journal of the Royal Statistical Society, Série B, Vol. 41 (1979), pp. 190-195.

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**, v.13, n.1, p. 5-27, 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Contas Trimestrais do Brasil.** Coordenação de Contas Nacionais (CONAC). 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: 04/10/2013.

ISSLER, J. V.; NOTINI, H. H.; RODRIGUES, C. F.; SOARES, A. F. Constructing coincidente índices of economic activity for the Latin American economy. **Revista Brasileira de Economia**, 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**, 132 (1), 2006, pp. 281-303.

LÜTKEPOHL, H. New Introduction to Multiple Time Series Analysis. New York: Springer, 2005.

PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. **Testing for a Unit Root in Time Series Regression**. Biometrika, Vol. 75 n. 2 (1988), p. 335–346.

PHILLIPS, P.C.B.; OULIARIS, S. Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration. Econometrica, Vol. 58 (1990), pp. 165–193.

SCHWARZ, Gideon E. **Estimating the dimension of a model**. Annals of Statistics, Vol 6, n. 2 (1978), pp. 461–464.

TOYOSHIMA, S.; FERREIRA, M. J. Encadeamentos do setor de transportes na economia brasileira. **Planejamento e Políticas Públicas (PPP)**, n. 25, 2002, pp. 139-166.