

ESTUDO DA RELAÇÃO CAUSAL A PRIORI ENTRE AS MOVIMENTAÇÕES DE CARGA DAS CONCESSIONÁRIAS FERROVIARIAS BRASILEIRAS COM MODELOS DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS

Francisco Gildemir Ferreira da Silva

Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC

Marcelo Vinaud Prado

Agência Nacional de Transportes Terrestres - ANTT

Carlos Henrique Rocha

Universidade de Brasília – PPGT/UnB

Renata Lúcia Magalhães de Oliveira

Centro Federal de Educação Tecnológica de Minas Gerais

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo avaliar a relação de longo prazo entre as movimentações de carga das concessionárias de ferrovias no Brasil. Os ganhos científicos são em aplicação de técnicas de séries temporais multivariadas utilizadas em economia com aplicação para portos (ver Da Silva e Rocha, 2012), mas pouco exploradas para o caso ferroviário. O trabalho utiliza a metodologia de Vetores Autoregressivos e da função impulso-resposta. Os dados foram obtidos da Agência Nacional de Transportes Terrestres do ano 2006 a 2011. Os resultados sugerem relação entre movimentações ferroviárias das concessões do grupo RUMO e de ferrovias Heavy Haul, mas não entre as restantes. Sugere-se aprofundar o estudo com adição de variáveis para controlar efeitos endógenos e tentando mensurar a relação entre portos e ferrovias, podendo inclusive diagnosticar a ferrovia como um fator da competitividade entre portos.

ABSTRACT

This paper aims to evaluate the long-term relationship between cargo handling by railroad concessionaires in Brazil. The scientific gains are in the application of multivariate time series techniques used in economics with application to ports (see Da Silva and Rocha, 2012), but little explored for the railway case. The work uses the methodology of Autoregressive Vectors and the impulse-response function. The data were obtained from the National Land Transport Agency from 2006 to 2011. The results suggest a relationship between railway movements of the RUMO group and Heavy Haul railways, but not among the rest. It is suggested to make new studies by adding variables to control endogenous effects and trying to measure the relationship between ports and railways. It may even diagnose the railroad as a factor of competitiveness between ports.

1. INTRODUÇÃO

O transporte não é um fim em si mesmo tratando-se de um meio onde os fluxos econômicos circulam, logo oscilações econômicas repercutem nos movimentos de transportes, sendo observável nas séries temporais de movimentações de cargas e pessoas. As séries de tempo podem ser analisadas para o comportamento de uma única variável ou da interrelação entre várias variáveis. As técnicas de modelagem de séries uni e multivariadas são largamente utilizadas para análises econômicas para prever eventos e compreender efeitos de choques e de longo prazo em variáveis de interesse como: preço, demanda, oferta etc. As concessões de infraestruturas e a operação de transportes são realidade no Brasil há 20 anos. A concessão e operação de ferrovias se confundem, sendo acompanhadas pela Agência Nacional de Transportes Terrestres – ANTT, definindo preços (tarifas) e acompanhando os volumes transportados e acidentes ocorridos. Em 2011 a ANTT publicou três resoluções com intuito de melhorar a competitividade do setor o que pode ter gerado impactos de curto, médio e longo prazo nas interações entre as concessões existentes, além disso, as metas de produção e de redução de acidentes balizam a competição e interação entre concessões.

Para a análise das metas, Da Silva (2016) propõe o uso da análise “univariada” de séries temporais para o acompanhamento de metas estabelecidas para concessões ferroviárias federais

brasileiras via metodologia Box-Jenkins para modelos ARIMA e os resultados do trabalho mostram o potencial de antever resultados de movimentação de transporte ferroviário e de uso com de modelos “univariados” para a atividade regulatória. Com o objetivo de ampliar as ferramentas de análise regulatória para compreender as relações entre concessões ferroviárias e impacto de políticas governamentais, este trabalho utiliza de modelos para séries multivariadas. Os resultados indicam que há ferrovias que possuem interação e que medidas governamentais como as apontadas em 2011 podem implicar em ganhos de produção de algumas concessões com perda para outras. Há de salientar que o objetivo do artigo não é, ainda, indicar um novo método regulatório, mas investigar o resultado de longo prazo na produção, a relação causal não é explorada, mesmo porque o método adotado necessita de elementos adicionais para poder captar causalidade. Assim, os resultados são limitados, mas apontam concessões que melhoraram de produtividade e concessões que não apresentam interação relevante, ou seja, que as intervenções podem ser inócuas.

Assim, o artigo foi dividido em quatro seções contanto com esta introdução. A que segue trata dos modelos de séries temporal, focalizando na análise de séries de tempo multivariadas (modelos de vetores autorregressivos -VAR). A seção sucessora aponta o modelo e os resultados encontrados. Por fim, são apresentadas as conclusões da aplicabilidade do método e sugestões de pesquisas futuras.

2. A METODOLOGIA DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS

Os modelos estruturais para a modelagem multi-equacional têm sido alvo de pesquisas recentes com os modelos SEMs (Browne e Cudeck, 1993; Hu e Bentler., 1995, Jöreskog e Soörbom, 1993; Acker et. al, 2007; Golob, 2003; Motte-Baumvol, e Bonin., 2018; Motte, et. al, 2016). Um dos problemas que tem sido tratado é o do viés de simultaneidade, que resulta da correlação do termo erro com algumas variáveis explicativas em uma equação. Outro problema encontrado em modelagem multi-equacional e que prejudica a análise da simultaneidade e do efeito de variações exógenas é o problema de identificação. Neste aspecto, para tornar uma equação identificada impõe-se ao modelo restrições sobre os coeficientes do modelo, seja pela adição de variáveis ou mesmo pela eliminação de outras, muitas vezes sem o devido suporte da teoria econômica.

Para séries de tempo modelos de Vetores Auto-Regressivos (VAR) são utilizados e apresentam como principais diferenças dos em relação aos modelos de equações simultâneas: a não existência no VAR, a priori, da divisão entre variáveis endógenas e exógenas no modelo; a não imposição de quaisquer restrições zero (eliminação de variáveis); e a não exigência, a priori, da formulação em teoria econômica sobre a qual o modelo esteja assentado.

O ponto de partida da modelagem na metodologia é a formulação de um modelo VAR geral, que consiste na regressão de cada variável corrente (não defasada) do modelo, contra todas as variáveis, defasadas um número conveniente de vezes. Tome o sistema da equação (1) e conforme livros textos: Hamilton (1994), Enders (1995), Anders (2004), Lütkepohl (2005), Wooldridge (2011) e Gujarati e Porter (2011) desenvolveu-se os aspectos destacados da equação (1) a (10)

$$\begin{cases} y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\ z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \end{cases} \quad (1)$$

onde assume-se que y e z são estacionários; que os erros (ε_{yt} e ε_{zt}) são variáveis aleatórias não correlacionadas, do tipo ruído branco, com desvios-padrão σ_y e σ_z . Por inspeção, comprova-se que a estrutura do sistema de equações (1) incorpora feedback, uma vez que as variáveis y e z afetam-se mutuamente. Observemos que $-b_{12}$ é o efeito contemporâneo da variação de z_t em y_t e $-b_{21}$ é o efeito da variação de y_t sobre z_t . Se b_{21} for não nulo, ε_{yt} terá um efeito contemporâneo indireto sobre z_t . Se, por outro lado b_{12} for não nulo, ε_{zt} terá um efeito contemporâneo indireto sobre y_t . Neste caso, variações em y_t afetam z_t e vice-versa. Esta forma é conhecida como VAR na forma estrutural. Obviamente que, neste caso, uma estimação por OLS não terá resultados satisfatórios, em decorrência desse viés de simultaneidade.

A forma reduzida é de acordo com a equação (2) onde as variáveis y e z dependem apenas de seus valores defasados e, portanto, o modelo está livre dos problemas relativos ao viés de simultaneidade. A partir de (3), o modelo VAR padrão de primeira ordem, com duas variáveis, pode ser reescrito como (4):

$$\begin{cases} y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \\ z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \end{cases} \quad (2)$$

$$\text{onde } E(e_{it}) = 0; E(e_{1t}^2) = \sigma_1^2; E(e_{2t}^2) = \sigma_2^2 \text{ e } E(e_{1t}e_{2t}) = \sigma_{12}.$$

Uma aplicação direta do modelo VAR padrão (não restrito) é a previsão, pois não há necessidade de preocupação com a teoria econômica subjacente ao modelo, além de não haver necessidade de assumir hipóteses sobre os valores da variável exógena no período de previsão. No modelo VAR, não existe o problema de condicionar uma previsão em uma variável exógena, já que não há necessidade da divisão das variáveis em endógenas e exógenas. Portanto, se a correlação contemporânea entre os erros for negligenciada, a previsão em um modelo VAR pode ser feita de modo bastante simples.

Além da utilidade para efetuar previsão, o modelo VAR apropriado pode ser usado para fazer análise de políticas, bastando fazer uma transformação no modelo original permitindo inovações ortogonais, ou seja, no modelo VAR transformado os erros são contemporaneamente não-correlacionados. Por meio desta transformação surge a possibilidade da Análise de Impulso-Resposta. Pela própria dinâmica estrutural do VAR, onde a equação de cada variável é formada pelos valores defasados dela e das demais, tem-se que um choque na perturbação (ε_{it}) da i -ésima variável, além de mudar imediatamente seu valor corrente, afetará também os seus valores futuros e de todas as outras variáveis. Assim, Função Impulso Resposta investiga o efeito de um choque unitário em uma variável nos valores correntes e futuros dela e das outras variáveis endógenas ao VAR. Note aqui o cerne da análise que se seguirá ao trabalho, ou seja, a adequação das concessões ferroviárias frente a choques de políticas. Da Silva e Rocha (2012) executaram trabalho semelhante com competição portuária.

Se escrevermos a equação (2) de primeira ordem, na forma matricial, tem-se a equação (3)

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

e façamos a seguinte pergunta: “qual é a provável resposta de y nos períodos $t, t+1, t+2$ etc, a um choque unitário em z no período t ?” Isto é, o que é provável acontecer a y_t ao longo do tempo, se z_t variar em uma unidade no período t ?

No modelo (3), se $\begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$ convergir para uma matriz nula quando número de observações tende a infinito, então obtém-se uma solução particular para x_t como um Vetor de Médias Móveis (VMA), conforme equação (4)

$$x_t = \mu + \sum_{i=1}^{\infty} A_1^i e_{t-i} \quad (4)$$

onde $\mu = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix}$, de sorte que, sob forma matricial, o VMA acima pode ser reescrito a equação (5).

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1(t-i)} \\ e_{2(t-i)} \end{bmatrix} \quad (5)$$

Tal resultado expressa y_t e z_t em termos das seqüências $\{e_{1t}\}$ e $\{e_{2t}\}$. Por outro lado, se além de efetuar projeções, o objetivo do modelo for fazer análise, deve-se reescrever as seqüências $\{e_{1t}\}$ e $\{e_{2t}\}$ em termos de suas seqüências correspondentes no modelo estrutural $\{\varepsilon_{yt}\}$ e $\{\varepsilon_{zt}\}$. Logo tem-se a equação (6) e (7) que é a descrição do VMA em (5).

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (6)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \left(\frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \right) \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (7)$$

Para simplificar a análise, defina-se a matriz φ_i com elementos $\varphi_{jk}(i)$ como em (8) e (9) para a VMA.

$$\varphi_i = \frac{A_1^i}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \varphi_{11}(i) & \varphi_{12}(i) \\ \varphi_{21}(i) & \varphi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y(t-i)} \\ \varepsilon_{z(t-i)} \end{bmatrix} \quad (11)$$

ou, mais compactamente em (10)

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i \varepsilon_{t-i} \quad (12)$$

onde cada elemento da matriz φ_i representa o impacto de uma variação unitária em ε_{yt} sobre z_t ou o impacto de uma variação unitária em ε_{zt} sobre y_t . Neste caso, $\varphi_{12}(0)$ mede o impacto instantâneo da variação de uma unidade em ε_{zt} sobre y_t . De modo semelhante, $\varphi_{11}(1)$ e $\varphi_{12}(1)$ medem os impactos de uma variação unitária em ε_{yt-1} e ε_{zt-1} , respectivamente, sobre y_t . Os quatro coeficientes $\varphi_{11}(i)$, $\varphi_{12}(i)$, $\varphi_{21}(i)$ e $\varphi_{22}(i)$ da matriz φ_i são as assim chamadas Funções Impulso-Resposta, que representam o comportamento das seqüências $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ em

resposta aos vários choques. Visualmente, tal comportamento pode ser representado graficamente, pela plotagem de $\varphi_{jk}(i)$ contra i .

Há outras potencialidades com a abordagem VAR. Por exemplo ao assumir o conhecimento de todos os parâmetros do modelo estrutural do sistema de equações (1) permite traçar a trajetória temporal dos efeitos dos choques puros ε e ε , para tanto, no caso de um modelo VAR com duas variáveis, pode-se utilizar a decomposição de Choleski, que consiste em restringir o sistema de equações de forma que o valor contemporâneo de y não tenha efeito contemporâneo sobre z impõe uma restrição no sistema de tal modo que um choque em ε não tenha efeitos diretos sobre z , tal decomposição força uma assimetria no sistema e equações, ao impor que ε não tenha efeitos diretos em z , embora ε exerça efeitos contemporâneos tanto sobre z , quanto sobre y .

Em razão disso, diz-se que a decomposição de Choleski implica em um ordenamento das variáveis, que neste exemplo sugere que z tem “prioridade” sobre y , no sentido de que ε afeta e e e , mas ε não afeta e . Ou também, A Decomposição da Variância para a compreensão da formação de seus erros de previsão é útil na descoberta das inter-relações das variáveis. Ou ainda, a causalidade de Granger (Da Silva et. al, 2009) e seu teste que é definida como z Granger causa y (denotado por $z \rightarrow y$) se y corrente puder ser mais bem predito utilizando os valores passados de z , do que sem eles, mantendo-se tudo o mais constante. Esta definição pode ser estendida para a ideia de causalidade instantânea de Granger, denotada por $z \Rightarrow y$, significando que y corrente pode ser mais bem predito utilizando os valores passados e corrente de z , mantendo-se tudo o mais constante. Há testes simples para a causalidade de Granger e que considera uma equação descrevendo y em um modelo VAR bi-variado e que descreve as relações entre z e y , contudo, não é o objetivo deste artigo explorar estes testes. Esta pesquisa não objetiva estudar as decomposições de Choleski, de variância ou causalidade, mas aspectos da função impulso-resposta, ficando tais exercícios para trabalhos futuros. A metodologia VAR dá flexibilidade ao analista para olhar o problema de política em análise sem se ater a imposição de coeficientes nulos nas equações e na não especificação de variáveis exógenas. Entretanto, isso significa que os problemas de identificação se tornam mal definidos. De um certo modo, isso implica que se não há variável excluída de qualquer equação de um modelo e, além disso, nenhuma das variáveis é exógena, então qualquer coisa causa qualquer coisa e não existe razão para assumir nada mais do que princípios econômicos muito gerais como ponto de partida. De qualquer forma, o conhecimento de comportamento condicionado dá um norte para intervenções projetadas como as indicadas para concessões ferroviárias em 2011 pela ANTT.

3. ESTIMAÇÃO ECONOMETRICA DO MODELO VAR

As estimações e estatísticas utilizaram do pacote computacional Gretl em acordo com Cottrell, e. Lucchetti (2017). Na sequência são apresentados a estatística descritiva e o modelo com as análises.

3.1 Estatística descritiva dos dados.

Os dados utilizados para a estimação foram o TKU e EE com as estatísticas conforme a Tabela 1. As variáveis estão numeradas de um a dois fazendo referências as concessionárias: EFC, EFPO, EFVM, FCA, FNTS, FTC, MRS, RMN, RMO, RMP, RMS, respectivamente.

Tabela 01: Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo.

Var.	Média	Mediana	D.P.	Mín.	Máx.	Var.	Média	Mediana	D.P.	Mín.	Máx.
EE1	1,432	1,448	0,0911	1,116	2,013	TKU1	9,1E+09	8,3E+09	2,8E+09	5,2E+09	1,8E+10

EE2	8,001	8,065	2,539	1,522	22,69	TKU2	2,8E+07	1,8E+07	2,6E+07	1,3E+06	1,3E+08
EE3	1,892	1,934	0,1862	1,463	2,283	TKU3	6,0E+09	6,2E+09	7,0E+08	3,5E+09	7,0E+09
EE4	6,8	6,633	1,362	2,48	15,13	TKU4	1,4E+09	1,4E+09	4,4E+08	5,9E+08	3,2E+09
EE5	2,14	2,134	1,264	0	8,585	TKU5	2,5E+08	1,9E+08	2,5E+08	0,0E+00	1,1E+09
EE6	4,231	4,22	0,2419	3,696	5,063	TKU6	1,8E+07	1,8E+07	3,3E+06	8,5E+06	2,7E+07
EE7	6,866	6,909	0,6075	4,627	8,444	TKU7	5,8E+07	5,6E+07	1,2E+07	3,7E+07	1,0E+08
EE8	2,722	2,797	0,4271	1,41	3,381	TKU8	5,0E+09	5,0E+09	6,7E+08	3,0E+09	6,2E+09
EE9	3,2	4,027	1,565	0,7019	5,616	TKU9	1,6E+09	1,4E+09	7,6E+08	1,8E+08	3,6E+09
EE10	8,587	7,705	1,742	6,156	12,71	TKU10	1,1E+08	1,1E+08	3,3E+07	3,2E+07	1,7E+08
EE11	7,32	6,515	1,725	5,187	13,46	TKU11	3,1E+08	3,0E+08	1,0E+08	6,3E+07	5,8E+08
EE12	5,146	5,44	1,186	2,492	12,24	TKU12	1,3E+09	1,3E+09	2,4E+08	6,6E+08	1,9E+09

Foi retirada a concessionária FNTSN por conta de poucas observações. A concessionária da ferrovia norte sul iniciou as operações em 2008, mas com alguns momentos de interrupção em 2009, portanto, apresenta menos observações que as outras concessionárias. Segue-se a modelagem com as outras concessionárias.

3.2 Análise do Modelo e análise dos resultados.

A especificação do modelo incluiu o TKU de cada ferrovia como variável endógena e a eficiência energética como exógena. A opção da eficiência energética como exógena se deve a autonomia das concessões de adotarem estratégias de redução de custos que repercutem na eficiência da empresa, particularmente no componente mais sensível do custo que é o gasto com combustíveis em consonância com o Castro (2000a, 2000b, 2003 e 2004). Assim o modelo reduzido ficou conforme sistema de equação (11).

$$\begin{cases} TKU_t = a_{10} + a_{11}TKU_{t-1} + a_{12}EE_{t-1} + e_{1t} \\ EE = a_{20} + a_{21}TKU_{t-1} + a_{22}EE_{t-1} + e_{2t} \end{cases} \quad (11)$$

Inicialmente, para escolha da melhor configuração para o modelo seguiu-se o critério de Schwarz no teste padrão de seleção de defasagens a serem incluídas no VAR, onde se obteve a indicação ótima de defasagem para cada variável conforme Tabela 2, confirmado a ordem do modelo apresentado na equação (11).

Tabela 02: Ordem de defasagem ótima para o modelo.

defas.	log.L	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	-31531,02324		425,546977	433,274274*	428,686332*
2	-31445,40724	0,00182	426,018763	436,17464	430,144773
3	-31305,6072	0	425,768096	438,352552	430,88076
4	-31164,51116	0	425,500149	440,513183	431,599468
5	-31014,40592	0	425,112079	442,553693	432,198052
6	-30861,35983	0	424,684798*	444,554991	432,757426

Para o modelo com uma defasagem para todo o sistema ferroviário, não se observou autocorrelação em seis defasagens e não se rejeita a hipótese dos resíduos serem distribuídos de forma normal, conforme resultado de Teste de Doornik-Hansen com Qui-quadrado(22) = 202,028 e p-valor de [0,0000]. Desta feita estimou-se a equação 11 por máxima verossimilhança

utilizando o pacote computacional Gretl. Os resultados dos coeficientes de interesse são apresentados na Tabela 03.

Tabela 03: Coeficientes a11 do modelo 11 e ajustes do modelo com R² simples e ajustado e a estatística F e o p-valor dela.

Concess		EFC	EFPO	EFVM	FCA	FNTS	FTC	MRS	RMN	RMO	RMP	RMS
TKU	EFC	0,584	0,001	-0,038	-0,032	0,000	0,000	-0,082	-0,012	-0,003	-0,001	-0,032
	EFPO	3,931	0,493	-1,632	-1,180	0,011	0,021	-2,835	0,302	-0,130	-0,348	0,691
	EFVM	0,233	0,005	0,573	-0,029	0,000	-0,001	0,065	-0,022	-0,004	-0,010	-0,008
	FCA	0,435	0,001	0,282	0,386	0,000	0,005	0,306	-0,013	-0,002	0,022	0,054
	FNTS	-28,992	0,823	-30,594	1,344	0,650	-0,420	-7,037	5,932	-1,439	-4,286	-2,612
	FTC	3,233	0,175	-6,904	1,375	-0,011	0,511	-4,365	-3,090	-0,314	-0,408	-3,849
	MRS	-0,230	-0,010	0,168	0,009	0,000	0,004	0,393	-0,034	0,009	0,019	0,028
	RMN	0,986	-0,006	-0,045	0,333	0,001	-0,004	0,242	0,781	0,007	0,015	0,104
	RMO	-3,589	-0,011	-0,656	-2,207	-0,005	-0,025	-0,735	-0,705	0,630	-0,006	-1,346
	RMP	2,899	-0,016	-0,136	0,513	0,006	-0,010	1,385	1,112	0,036	0,588	0,507
	RMS	0,320	0,014	0,427	0,055	-0,002	0,006	0,215	-0,102	0,006	0,055	0,652

EFC		EFPO		EFVM		FCA		FNTS		FTC	
R ²	R ² Ajust.	R ²	R ² Ajust.	R ²	R ² Ajust.	R ²	R ² Ajust.	R ²	R ² Ajust.	R ²	R ² Ajust.
0,99	0,99	0,93	0,92	0,99	0,99	0,98	0,98	0,99	0,99	0,99	0,98
F(22,133)	p-valor	F(22,133)	p-valor	F(22,133)	p-valor	F(22,133)	p-valor	F(22,133)	p-valor	F(22,133)	p-valor
797,85	0,00	80,56	0,00	936,39	0,00	393,19	0,00	685,87	0,00	397,33	0,00
MRS		RMN		RMO		RMP		RMS			
R ²	R ² Ajust.	R ²	R ² Ajust.	R ²	R ² Ajust.	R ²	R ² Ajust.	R ²	R ² Ajust.		
0,99	0,99	0,97	0,97	0,99	0,98	0,97	0,96	0,99	0,99		
F(22,133)	p-valor	F(22,133)	p-valor	F(22,133)	p-valor	F(22,133)	p-valor	F(22,133)	p-valor		
1.197,57	0,00	230,99	0,00	440,16	0,00	189,75	0,00	876,46	0,00		

As colunas da Tabela 03 são os coeficientes do TKU para cada vetor autorregressivo os destacados em cinza são significantes a 5%. Nota-se aparente relação entre a ferrovia de carajás (EFC) e a RMN e a RMP, porém como não há uma estreita relação entre estas concessionárias com relação a espaço, tempo e tipos de carga, então, pode-se supor que a significância estatística dos parâmetros é referente a correlação e não causalidade.

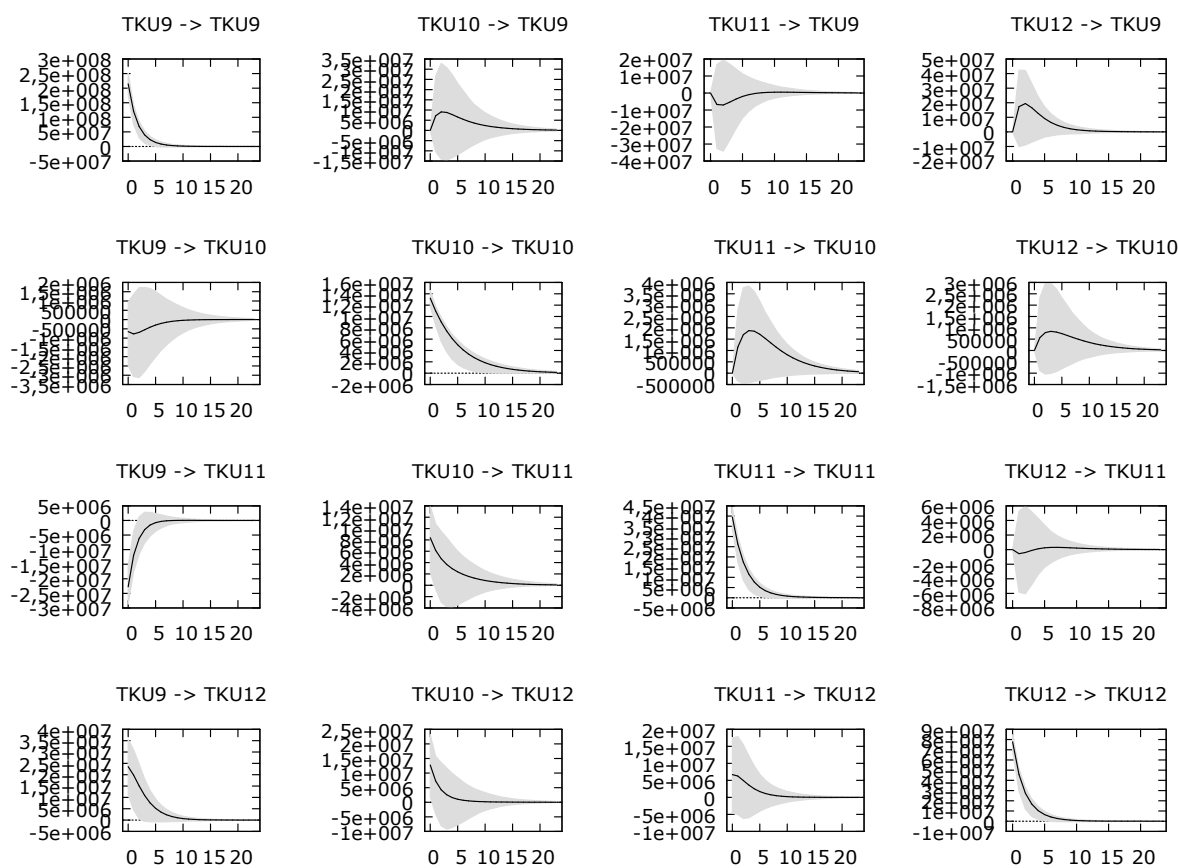
Para o caso da EFPO verifica-se relação com várias concessionárias e pelo mesmo efeito, não se há de supor relação estreita a exceção da MRS, pois elas têm relação estreita de carga e porto de destino. O fator negativo (em linha com Da Silva e Rocha, 2012) sugere relação de divergência, ou seja, enquanto um transporta mais o outro diminui.

As concessionárias do grupo RUMO, por características de operação possuem no modelo com significância estatística nos parâmetros dos modelos da RMN para com a RMO, da RMO e RMP com nenhuma das operadoras, da RMS com todas do grupo. Há nesta linha uma relação mais intensa das movimentações na malha da RMS com as outras, não valendo a inversa, destacando a relação negativa com RMO. Nesta situação, parece haver alguma sinergia entre FCA e as ferrovias RMN, RMO e RMP e FTL e RMN e RMP.

Uma análise da função impulso-resposta pode garantir uma melhor compreensão dessas relações. Para tanto, iremos dividir entre relações de empresas (EFC, EFPO, EFVM e MRS) e as do grupo RUMO (RMN, RMO, RMP e RMS)

Realizou-se *bootstrap* com 1999 replicações para calcular a variância da movimentação das relações entre as concessionárias. Avaliou-se o efeito de respostas das concessionárias para 24 meses frente a impulso da concessionária anterior a seta. Olhando por coluna na figura tem-se a resposta das concessionárias frente a um impulso da RMN na primeira coluna, da RMO na segunda, RMP na terceira e RMS na última.

Figura 01: Gráficos da função Impulso-Resposta das empresas do grupo RUMO.
TKU9=RMN; TKU10=RMO; TKU11=RMP; TKU12=RMS



A movimentação da RMN cria uma resposta positiva na movimentação da RMS conforme pode ser observado na figura da última linha da coluna três e o efeito se dispersa em 10 meses. A RMN influencia também positivamente a RMO e negativamente a RMN.

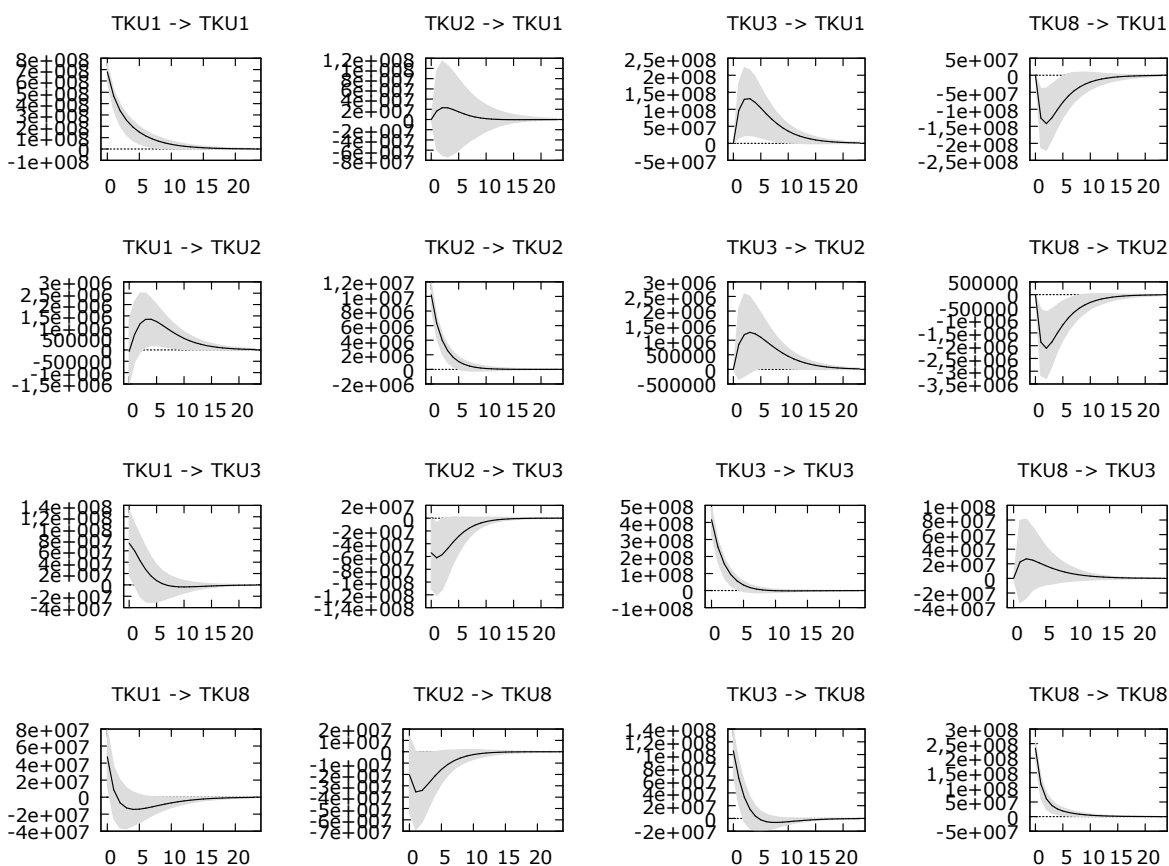
Identifica-se que RMN impacta mais intensamente RMO, reduzindo sua movimentação, com um efeito de algo entorno de 10 meses, mas com intensidade nos primeiros meses. Pela coluna dois há um efeito recíproco entre RMO e RMN e RMO impacta no longo prazo da RMP. A última coluna apresenta a RMS como interferindo em todas as outras concessionárias com efeitos de aproximadamente 15 meses para RMN, 20 meses para RMO e 10 meses para RMN.

Na sequência apresenta-se as figuras do Impulso-Resposta para a EFC, EFVM e MRS. Realizou-se também o *bootstrap* com 1999 replicações para calcular a variância da

movimentação das relações entre as concessionárias. Avaliou-se o efeito de respostas das concessionárias para 24 meses frente a impulso da concessionária anterior a seta.

Observa-se na coluna 1 que a EFC impacta positivamente na movimentação da EFPO e impacta negativamente na EFVM e MRS. Há uma relação recíproca, mas de menor intensidade entre a EFPO e a EFC. A MRS (linha um da coluna quatro) tem efeito mais intenso de redução da EFC do que o observado na última linha da coluna um. A MRS tem impacto negativo na EFPO e na EFC e positivo, mas de magnitude menor, na EFVM.

Figura 02: Gráficos da função Impulso-Resposta das empresas do grupo RUMO.
TKU1=EFC; TKU2=EFPO; TKU3=EFVM; e TKU8=MRS



4. CONCLUSÃO E RECOMENDAÇÃO

Os resultados sugerem que há uma relação nas movimentações de cargas das concessionárias ferroviárias no Brasil, principalmente naqueles que tem uma proximidade geográfica e de características, tanto de tipo de carga quanto de portos de destino, sendo a EFPO e a RMS aquelas que possuem o maior número de relações entre concessionárias. Ao avaliar em especial a EFPO e a MRS há uma relação negativa o que pode significar uma competição entre as ferrovias. As concessionárias FCA e a RMO também tem uma alta relação com as outras concessionárias. Avaliando especificamente os concessionários do grupo RUMO (RMN, RMO, RMP e RMS) e a FCA parece haver uma sinergia positiva com a RMN e a RMP e uma concorrência com a RMO.

Por fim, percebe-se que há uma resposta positiva na movimentação da RMN frente a movimentação da RMS e a RMN influencia positivamente a RMO e negativamente a RMN. Há ainda um efeito recíproco entre RMO e RMN e vice-versa. Além de ter a RMS interferindo em todas as outras concessionárias com efeitos de mais de 10 meses para a RMN e RMO. Tal influência seria esperada vista proximidade espacial desses ramos ferroviários. Saliente-se que DaSilva et. al (2020) encontram relação entre Fusão das ferrovias da ALL pela RUMO com ganhos de eficiência, logo, indicando que intervenções tem impactos diversos, e que devem ser investigado mais profundamente para entender o efeito regulatório, pois este pode ser sobrepujado por efeitos exógenos.

De posse desses resultados os tomadores de decisão podem até mesmo sugerir novas redes de ferroviárias de concessões de forma a aproveitar o máximo da eficiência de cada um dos ramos de estradas de ferro no Brasil. Como sugestão para trabalhos futuros, seria interessante aprofundar o estudo com adição de variáveis para controlar efeitos endógenos, tentando mensurar a relação entre portos e ferrovias. Como dito anteriormente, o trabalho deve ser aprofundado para investigar efeitos causais uma vez que o VAR apresenta limitações metodológicas e que não se utilizou variáveis de controle e de indicação da política executada em 2011, podendo ser alvo de um estudo posterior. Também se acredita que aplicar em outras concessões seria um feito importante para a ciência.

Agradecimentos

Os autores agradecem ao CNPq pelo apoio no financeiro para o desenvolvimento deste trabalho.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Acker, V. V., Witlox, F. e Wee, B. V., (2007), The Effects of the Land Use System on Travel Behavior: A Structural Equation Modeling Approach, *Transportation Planning and Technology*, vol. 30, nº4, p. 331-353.
- Anders, W, (2004). *Applied Econometric Time Series – 2nd ed.* John Wiley & Sons, Inc.
- ANTT. Agência Nacional de Transportes Terrestres. (2016) Anuário Estatístico – Ano 2018 (Base 2006). Disponível em http://www.antt.gov.br/ferrovias/arquivos/Anuario_Estatistico.html Acesso em 29/06/2018.
- _____. (2016) EVOLUÇÃO DO TRANSPORTE FERROVIÁRIO DE CARGAS – Ano 2016 (Base 2006). Disponível em www.antt.gov.br. Acesso em 29/06/2018.
- Baumol, W., Panzar, J., and Willig, R. (1982). *Contestable markets and the theory of industry structure*. New York: Harcourt Brace Jovanovich Inc.
- Bitzan, J. (2000). *Railroad cost conditions – implications for policy. Report for the Federal Railroad Administration*, Washington, DC.
- Bitzan, J. (2003). *Railroad costs and competition: The implications of introducing competition to railroad networks*. *Journal of Transport Economics and Policy*, 37(2 (May)), 201–275.
- Brasileiro, A., Santos, E. M., Aragão, J.J.G., Senna, J.M., Lima Neto, O., e Orrico Filho, R.D., (2001) Transporte no Brasil: história e reflexões. Coordenação: Oswaldo Lima Neto; Autores:– Brasília, DF, Ed. Universitária da UFPE. - GEIPOT
- Browne, M.W., Cudeck, R., 1993. Alternative ways of assessing model fit. In: Bollen, K.A., Long, J.S. (Eds.), *Testing Structural Equation Models*. Sage Publications, Newbury Park, pp. 136–162.
- Castro, N., (2000a) Privatização do setor de transportes no Brasil. em https://www.bndes.gov.br/SiteBNDES/export/sites/default/bndes_pt/Galerias/Arquivos/conhecimento/ocde/ocde07.pdf acessado em 25/07/2020.
- Castro, N. (2000b) Os desafios da regulação do setor de transporte no Brasil. **Revista de Administração Pública**, Rio de Janeiro, v. 34, n. 5, p. 119 a 141, jan. 2000. ISSN 1982-3134. Disponível em: <<http://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rap/article/view/6309>>. Acesso em: 25 Jul. 2020.
- Castro, N. (2003) Railway Reform in Brazil: Recent Performance and Prospects. *Eur Bus Org Law Rev* 4, 453–476 (2003). <https://doi.org/10.1017/S1566752903004531>
- Castro, N., (2004) Logistic Costs and Brazilian Regional Development (August 2004). NEMESIS - Nucleo de Estudos e Modelos Espaciais Sistemicos Working Paper No. NXXL 2004, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=614162> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.614162>

- Cottrell, A., and R. Lucchetti (2017) Gretl User's Guide, gretl documentation. Disponível em: <http://sourceforge.net/projects/gretl/files/manual/>. Acesso em 29/06/2018.
- DaSILVA, F.G.F (2016). Análise de Metas Anuais de Produção de Concessões Ferroviárias Federais: Uma Proposta Metodológica Com Modelos ARIMA. REVISTA ANTT, v. 8, p. 00, 2016.
- DaSILVA, F. G. F.; Martins, F.G.D; Rocha, C. H.; Araujo, C.E.F. (2009) Investimentos em transportes terrestres causam crescimento econômico? Um estudo quantitativo. In: Congresso de Ensino e Pesquisa em Transportes-ANPET, 2009, Vitória. XXIII Congresso de Pesquisa e Ensino em Transportes, 2009.
- DaSILVA, F. G. F.; Rocha, C. H. A demand impact study of southern and southeastern ports in Brazil: An indication of port competition. *Maritime Economics & Logistics (Print)*, v. 14, p. 204-219, 2012.
- DaSILVA, F. G. F.; Oliveira, R. L. M.; M Marinov. An Analysis of the Effects on Rail Operational Efficiency Due to a Merger between Brazilian Rail Companies: The Case of RUMO-ALL. *Sustainability* 2020, 12, 4827.
- Enders, W., 1995. Applied Econometric Time Series. John Wiley and Sons, Inc., USA.
- Golob, T. F., (2003), Structural equation modeling for travel behavior research, *Transportation Research Part B: Methodological*, vol. 37, n°1, p. 1–25.
- Gujarati, D. N., e Porter, D, C. (2011) *Econometria Básica - 5ª Edição* – Editora Bookman
- Hamilton, J. D., (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University press.
- Hu, L., Bentler, P.M., 1995. Evaluating model fit. In: Hoyle, R.H. (Ed.), *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues and Applications*. Sage Publications, London, pp. 76–99.
- Jöreskog, K.A., Soörbom, D., 1993. LISREL 8: Structural Equation Modelling with the SIMPLIS Command Language. Scientific Software, Chicago.
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg
- Motte-Baumvol, B. e Bonin, O., (2018), The spatial dimensions of immobility in France, *Transportation*, vol. 45, n°5, p. 1231-1247.
- Motte, B., Aguilera, A., Bonin, O. e Nassi, C. D., (2016), Commuting patterns in the metropolitan region of Rio de Janeiro. What differences between formal and informal jobs? *Journal of Transport Geography*, vol. 51, p. 59–69.
- Varian, H. R. (2003) *Microeconomia: princípios básicos: uma abordagem moderna*. Tradução da 6ª edição americana, Rio de Janeiro: Campus.
- Wooldridge, J. M. (2011) *Introdução à Econometria - Uma Abordagem Moderna - 4ª Ed.* Editora: Thomson.