

## Impactos do setor minero-siderúrgico sobre as concentrações de MP<sub>10</sub> e SO<sub>2</sub>, na Região da Grande Vitória, Espírito Santo, Brasil

Impacts of mining and steel industries on concentrations of PM<sub>10</sub> and SO<sub>2</sub>, in the Region of Grande Vitória, Espírito Santo, Brazil

Edson Zambon Monte

Universidade Federal do Espírito Santo (UFES); Professor do Departamento de Economia  
edsonzambon@yahoo.com.br

### Resumo

*Este trabalho teve como objetivo verificar os impactos do setor minero-siderúrgico sobre as concentrações de material particulado inalável (MP<sub>10</sub>) e de dióxido de enxofre (SO<sub>2</sub>), na Região da Grande Vitória (RGV), Espírito Santo, Brasil, utilizando o método de Vetores autorregressivos/Vetores de correção de erros (VAR/VECM). Os resultados demonstraram que i) as concentrações dos poluentes MP<sub>10</sub> e SO<sub>2</sub> são impactadas significativamente pelo setor, sendo o mesmo, representado nesta pesquisa, pela quantidade exportada de minérios de ferro aglomerados e seus concentrados e outros produtos semimanufaturados de ferro/aço; ii) a influência da indústria minero-siderúrgica é maior sobre o poluente SO<sub>2</sub> do que sobre o MP<sub>10</sub>; e, iii) as estimativas de curto prazo do vetor de cointegração revelaram que, para as concentrações de MP<sub>10</sub>, os desequilíbrios de curto prazo são corrigidos de forma mais rápida do que para as concentrações de SO<sub>2</sub>.*

**Palavras-chave:** indústria minero-siderúrgica, poluição do ar, VAR/VECM, Espírito Santo.

### Abstract

*This study aimed to verify the impacts of mining and steel industries on concentrations of particulate matter (PM<sub>10</sub>) and sulfur dioxide (SO<sub>2</sub>), in the Region of Grande Vitória (RGV), Espírito Santo, Brazil, using the Vector autoregressive/Vector error correction (VAR/VECM) method. The results showed that i) the concentrations of the pollutants PM<sub>10</sub> and SO<sub>2</sub> are significantly impacted by mining and steel industries, being the sectors represented in this study by the export of iron ore pellets and concentrates and other semi-manufactured products of iron/steel; ii) the influence of the mining and steel industries is higher on the pollutant SO<sub>2</sub> than on PM<sub>10</sub>; and, iii) short-term estimates of the cointegration vector revealed that the short-term imbalances for PM<sub>10</sub> concentrations are corrected more quickly than for SO<sub>2</sub> concentrations.*

**Keywords:** mining and steel industries, air pollution, VAR/VECM, Espírito Santo.

## 1 Introdução

De acordo com a teoria econômica clássica, o funcionamento de uma economia de mercado se daria conforme um fluxo circular da renda (modelo simplificado, sem presença do governo e relações de comércio exterior), representado por dois agentes econômicos: famílias e empresas (para detalhes consultar Mankiw (2009) e Vasconcelos e Garcia (2008)). Nesse fluxo, as famílias são detentoras dos fatores de produção, ofertam os mesmos para as empresas e demandam bens e serviços das mesmas. As empresas, por sua vez, demandam fatores de produção das famílias e ofertam bens e serviços. Para completar esse fluxo existe a presença da moeda que serve como meio de troca.

Nesse contexto, surge o que se denomina de “Problemas econômicos fundamentais”, que podem ser descritos como: i) O que e quanto produzir?; Como produzir?; e, Para quem produzir? Esses problemas decorrem do fato de que os recursos ou fatores de produção são escassos, e devido às necessidades ilimitadas dos seres humanos. Dessa forma, o meio ambiente torna-se cada vez mais importante na determinação das inter-relações econômicas. Assim, de acordo com Hanley, Shogren e White (1997), o fluxo simples de uma economia de mercado deve ser completado com as atribuições que o meio ambiente desempenha no contexto de uma economia, a saber: ofertar recursos, receber resíduos, gerar amenidades e suprir condições vitais globais. A ideia é de que o meio ambiente torna-se preponderante para o bom caminhar das economias de mercado.

Observa-se que, cada vez mais, países e regiões vêm buscando o crescimento econômico (Produto Interno Bruto – PIB) como meio para o desenvolvimento, sendo que este último engloba, além do conceito de crescimento, a ideia de melhoria dos indicadores sociais, como saúde, educação, saneamento, etc. No entanto, o processo de crescimento traz consigo certas consequências, sendo uma delas a poluição do meio ambiente<sup>1</sup>. Isto remete a seguinte reflexão:

<sup>1</sup> Destaca-se que poluição é vista como uma externalidade negativa no contexto econômico. Nesse particular, é

quais os limites do meio ambiente em meio à busca dos países e regiões por maior crescimento econômico?

Verifica-se que a intensificação do processo de industrialização ocorrida no século XIX, aliado ao crescimento populacional, especialmente, o crescimento da população urbana em detrimento da rural, vem aumentando as preocupações relacionadas à proteção do meio ambiente, uma vez que, conforme já destacado, os recursos ou fatores de produção são escassos. Em relação à poluição do ar, por exemplo, de acordo com Vingarzan (2004) e Oltmans et al. (2006), em diversas partes do mundo, essa vem crescendo em função, principalmente, da industrialização, da urbanização e da queima de combustíveis fósseis. Conforme Gramsch et al. (2006), dado que a poluição atmosférica é mais concentrada em áreas urbanas e industriais, os esforços de monitoramento da qualidade do ar são maiores nestas áreas ou regiões.

Dessa forma, vem crescendo nos últimos anos o número de estudos que tentam mensurar os impactos do crescimento econômico sobre a degradação do meio ambiente, especialmente os voltados para análise dos impactos dos poluentes que contribuem para o efeito estufa. Aqui, ganha destaque a Curva de Kuznets Ambiental (CKA)<sup>2</sup>, originalmente proposta por Kuznets (1955), que relaciona a degradação ambiental com o crescimento econômico. A ideia é que no estágio inicial de crescimento ocorre

---

importante lembrar que muitas empresas, em geral, não computam em seus custos de produção (custo privado) os custos gerados por suas externalidades negativas (custo social). Essa incorporação de custos acaba sendo imposta pelo governo, por meio da regulamentação da economia, seja por meio de leis, impostos, multas, entre outros. Externalidades negativas ocorrem quando a ação de um agente econômico (consumidores e/ou produtores) gera custos para outro agente econômico. Exemplo: quando uma usina de aço despeja seus efluentes em um rio do qual os pescadores dependem para pesca diária (Pindyck & Rubinfeld, 2010).

<sup>2</sup> Ciegis, Streimikiene e Matiusaityte (2007) destacam que nas últimas décadas alguns estudos tentaram desvincular a relação existente entre crescimento econômico e degradação ambiental. Ressalta-se que os autores fazem ótima descrição de estudos que tratam da Curva de Kuznets, sejam favoráveis ou contrários à mesma.

uma tendência de elevação da degradação ambiental, uma vez que haveria uma mudança da agricultura para a indústria e a migração do meio rural para o urbano, o que acarretaria no aumento da poluição. Num segundo momento, a alteração de uma indústria intensiva em energia para uma indústria intensiva em tecnologia, somado ao fato de que maiores rendas levariam a maiores gastos com meio ambiente, faria com que a poluição tendesse a uma redução. Logo, a curva teria um formato de U-invertido<sup>3</sup>.

Após o estudo inicial de Kuznets, diversas pesquisas foram realizadas, sendo que algumas delas contradizem o formato inicial da curva de U-invertido. O formato da curva dependeria de vários aspectos, como ambiente institucional, progresso técnico, etc., sendo que seu formato pode ser crescente, decrescente, senoidal, U-invertido, dentre outros. Como salientam Ciegis, Streimikiene e Matusaityte (2007), até mesmo as relações comerciais podem explicar o formato da curva de Kuznets. O aumento das exportações, por exemplo, leva ao crescimento de uma economia, o que pode gerar maior degradação ambiental. Por outro lado, com o crescimento advindo das exportações, ocorre uma elevação da renda, o que tende a reduzir a poluição.

Vale salientar que, os estudos que relacionam crescimento econômico e poluição têm sido realizados, em geral, para países<sup>4</sup>, utilizando, em sua grande maioria, dados *cross-section* ou dados em painel. Além disso, na maior parte dos casos, os trabalhos adotam como variável dependente as emissões de dióxido de carbono ou gás carbônico (CO<sub>2</sub>), não levando em conta as outras formas de poluição atmosférica, dentre as quais estão: material particulado (PTS), partículas inaláveis com diâmetro menores que 10 *microns* (MP<sub>10</sub>), dióxido de enxofre (SO<sub>2</sub>), óxidos de nitrogênio (NO<sub>x</sub>) e ozônio (O<sub>3</sub>).

Em relação aos estudos que utilizam séries temporais, no contexto da relação crescimento-

poluição, esses têm dado pouca atenção para algumas propriedades importantes que envolvem tais séries, como: estacionariedade, regressão espúria, quebras estruturais, causalidade e cointegração. No que se refere à relação de longo prazo (cointegração) existente entre crescimento econômico e poluição, Song, Zheng e Tong (2008) descreveram que essa relação deve ser analisada com bastante critério e rigor. Se as séries não forem cointegradas, ou seja, não apresentarem relação de longo prazo, a regressão estimada pode ser espúria, e os resultados na análise clássica podem ser todos inválidos. Assim, verificar se as séries são cointegradas torna-se de fundamental importância para que as estimativas entre crescimento e poluição sejam adequadas.

Nesse contexto, vale dizer que a economia do Espírito Santo (na qual está inserida a Região da Grande Vitória<sup>5</sup>, área de estudo desta pesquisa) vem crescendo fortemente no decorrer dos últimos anos, especialmente, a partir de 2003, inclusive com taxas de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) superiores à média nacional. Com isso, diversas indústrias e empresas se instalaram ou ampliaram suas instalações no estado, principalmente, na RGV, o que tende, conseqüentemente, a elevar o nível de poluição atmosférica, mesmo existindo diversas regulamentações impostas pelos órgãos de controle ambiental a estas indústrias e empresas. Além disso, o crescimento da frota de veículos, o maior consumo de energia, e, etc., também contribuem para a maior emissão de poluentes na região.

De acordo com o Inventário de Emissões Atmosféricas da Região da Grande Vitória<sup>6</sup> (Consultoria e Softwares Ambientais – ECOSOFT (2011)), essa região possui diferentes fontes de poluentes tais como as originárias de: vias de tráfego, indústrias de diversos segmentos, portos, aeroportos, emissões residenciais e comerciais, entre outras. Para monitorar a qualidade do ar da RGV existem oito estações de monitoramento, que são de propriedade do Instituto Estadual do Meio Ambiente e Recursos Hídricos (IEMA). Ainda, conforme o inventário, a principal fonte emissora de partículas inaláveis (MP<sub>10</sub>) na região deve-se aos veículos

<sup>3</sup> Aqui, cabe salientar que, caso o governo ignore possíveis políticas de proteção ao meio ambiente, baseando-se na ideia de que o próprio crescimento econômico levará à redução da degradação ambiental, pode-se chegar a um ponto onde a degradação seja irreversível.

<sup>4</sup> Destaca-se que, mesmo grande parte dos estudos sendo voltados para análises agregadas por país ou conjuntos de países, alguns autores vêm estudando a relação entre crescimento econômico e poluição de forma mais desagregada, por províncias, municípios e/ou regiões autônomas, a saber: Chen (2007), Song, Zheng e Tong (2008), Muhammadm, Abdul e Smile (2010) e Park e Lee (2011).

<sup>5</sup> A região da Grande Vitória é formada por cinco municípios, a saber: Cariacica, Serra, Viana, Vila Velha e Vitória.

<sup>6</sup> O inventário realizado refere-se ano de 2009.

automotores (ressuspensão). Em segundo lugar está o setor minero-siderúrgico e, em terceiro, o setor logístico (porto e aeroportos). No caso do dióxido de enxofre (SO<sub>2</sub>), destacam-se a indústria minero-siderúrgica e o setor logístico (portos e aeroportos), respectivamente<sup>7</sup>. Esses dois poluentes estão entre os principais responsáveis por problemas de saúde humana advindos da poluição atmosférica.

Dessa forma, uma vez que, i) a poluição atmosférica está totalmente relacionada às atividades humanas; ii) que os fluxos de mercado da economia dependem, também, do meio ambiente; iii) que o crescimento econômico tende a impactar fortemente na poluição atmosférica; iv) que a poluição atmosférica causa diversos problemas à saúde humana; v) que as concentrações de partículas e de dióxido de enxofre podem estar relacionadas com o setor minero-siderúrgico; vi) e, dado o embate que ainda existe em como crescer economicamente sem poluir, este trabalho teve como objetivo verificar as relações entre as concentrações de MP<sub>10</sub> e de SO<sub>2</sub> e a quantidade exportada de minérios de ferro aglomerados e seus concentrados e outros produtos semimanufaturados de ferro/aço, na RGV, Espírito Santo.

## 2 Revisão de literatura

Na literatura econômica não é comum encontrar estudos relacionando a poluição atmosférica com as exportações de minérios de ferro aglomerados e seus concentrados e outros produtos semimanufaturados de ferro/aço. No entanto, diversas pesquisas têm dado atenção às relações existentes entre a poluição atmosférica e o crescimento econômico, especialmente no que diz respeito à renda dos países e regiões. A ideia deste capítulo é fazer uma breve revisão de literatura desses estudos<sup>8</sup>, que na maioria dos casos toma como base a Curva de Kuznets. Destaca-se que, conforme dito anteriormente, as exportações, o crescimento econômico e a poluição estão diretamente relacionados.

<sup>7</sup> Para informações adicionais e de outros poluentes, consultar o inventário de emissões (ECOSOFT, 2011).

<sup>8</sup> Vale dizer que Xepapadeas (2003) desenvolveu um modelo unificando o processo de crescimento econômico (baseado na tecnologia e preferências) com o meio ambiente (caracterizado pela acumulação de poluição).

Dinda, Coondoo e Pal (2000) estudaram os efeitos do crescimento econômico sobre os poluentes MP<sub>10</sub> e SO<sub>2</sub>, para alguns países. Os resultados revelaram uma relação inversa (algumas vezes na forma de U) entre a degradação ambiental e a renda per capita. De acordo com os autores, no caso do MP<sub>10</sub>, por exemplo, dado um determinado nível de renda per capita (capital intensivo), uma maior produção intensiva em capital (um nível de renda per capita mais elevado) causou menos poluição, sendo que a partir de US\$ 12.500,00 a poluição cresceu novamente.

Rupasingha et al. (2004) examinaram as relações entre a renda per capita e alguns poluentes tóxicos para municípios dos Estados Unidos. Os autores incluíram variáveis adicionais no modelo, como: diversidade étnica, efeitos espaciais, dentre outras. Os resultados iniciais demonstraram uma Curva de Kuznets em formato de U-invertido. No entanto, a incorporação de um termo cúbico para a variável renda revelou que a poluição tóxica eventualmente aumenta, quando a renda se eleva.

Son, Zheng e Tong (2008) examinaram as relações entre a poluição ambiental e o crescimento econômico na China. Os gases residuais, as águas residuais e os resíduos sólidos foram utilizados como indicadores ambientais e o PIB foi usado como indicador econômico. Os resultados revelaram a existência de uma relação de cointegração de longo prazo entre as emissões per capita desses indicadores ambientais e o PIB per capita. Além disso, observou-se uma Curva de Kuznets na forma de U-invertido para os três poluentes.

Songsermsawas (2010) estimou as inter-relações entre a renda per capita, o comércio e a poluição do ar (dióxido de carbono) nos cinco países da Ásia Central, na Rússia e na China. As análises empíricas confirmaram a existência de uma Curva de Kuznets ascendente nas regiões, ou seja, uma correlação positiva entre o crescimento da renda per capita e as emissões de dióxido de carbono. No mais, verificou-se que o volume de comércio bilateral entre os países contribuiu para o aumento de nível de poluição ambiental.

Sanglimsuwan (2011) buscou determinar as relações entre as emissões de CO<sub>2</sub> e o PIB per capita para 63 países. Os autores também

adotaram como variáveis explicativas a densidade populacional, a densidade populacional urbana e um índice de efetividade governamental (medida para qualidade do serviço público). Conforme resultados, a Curva de Kuznets em formato de U-invertido somente apareceu no curto prazo. No longo prazo, a relação torna-se novamente positiva, demonstrando que a poluição não pode ser reduzida somente promovendo o crescimento econômico.

Park e Lee (2011) verificaram as relações entre o desenvolvimento econômico (produto doméstico regional per capita) e a poluição do ar para 16 regiões da República da Coreia. Os poluentes utilizados foram SO<sub>2</sub>, CO e NO<sub>2</sub>. Outras variáveis foram adotadas como a densidade demográfica, o número de carros, um índice industrial e o consumo de energia. Conforme resultados, para as emissões de SO<sub>2</sub> e NO<sub>2</sub>, as regiões apresentaram Curvas de Kuznets em formatos diferentes, devido à heterogeneidade das localidades, mas com predominância em forma de U para NO<sub>2</sub> e em formato de N para SO<sub>2</sub>. Já para as emissões de CO a curva apresentou formato de U para todas as regiões. No mais, o consumo de energia foi a variável que mais contribui para o aumento da poluição do ar.

### 3 Modelos de Vetores Autoregressivos (VAR) e de Vetores de Correção de Erros (VECM)<sup>9</sup>

Pode-se expressar um modelo VAR<sup>10</sup> de ordem  $p$  em função de um vetor com  $n$  variáveis endógenas,  $X_t$ , sendo que estas se conectam por meio de uma matriz  $A$ , da seguinte forma:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B\varepsilon_t, \quad (1)$$

em que:  $A$  é uma matriz  $n \times n$  que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor  $n \times 1$ ,  $X_t$ ;  $B_0$ , vetor de

constantes  $n \times 1$ ;  $B_i$ , matrizes  $n \times n$ ;  $B$ , matriz diagonal  $n \times n$  de desvios-padrão; e,  $\varepsilon_t$ , vetor  $n \times 1$  de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é:

$$\varepsilon_t \sim i.i.d(0; I_n). \quad (2)$$

A equação 1 expressa às relações entre as variáveis endógenas, geralmente advindas de um modelo econômico teoricamente estruturado, e é denominada de forma estrutural. No entanto, devido à endogeneidade das variáveis do VAR, o modelo é normalmente estimado em sua forma reduzida, dada por:

$$\begin{aligned} X_t &= A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\varepsilon_t, \\ X_t &= \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t, \end{aligned} \quad (3)$$

em que:  $\Phi_i = A^{-1}B_i, i=0,1,2,\dots,p$  e  $B\varepsilon_t = Ae_t$ .

A metodologia VAR pode ser estimada por meio do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), levando-se em conta, principalmente, a interação entre as variáveis do sistema considerado.

Vale lembrar que, caso as variáveis estudadas sejam cointegradas, o modelo original pode ser descrito na forma de um VECM. Engle e Granger (1987) apresentaram a cointegração da seguinte forma: a) os componentes de um vetor  $X_t$ ,  $n \times 1$ , são ditos serem cointegrados de ordem  $(d,b)$ , denotados por  $X_t \sim CI(d,b)$ , se: (i) todos os componentes de  $X_t$  são  $I(d)$ ; e, b) existe pelo um vetor não nulo  $\beta$ , tal que  $u_t = X_t\beta \sim (d-b)$ ,  $b > 0$ . O vetor  $\beta$  é chamado de vetor de cointegração.

Cabe dizer que a definição de cointegração de Campbell e Perron (1991) é mais abrangente, não impondo a restrição de mesma ordem de integração para a existência de cointegração. Segundo esses autores, basta que ocorra a segunda condição descrita anteriormente para que os elementos de um vetor  $X_t$  sejam cointegrados. Nesse caso, deve haver pelo menos duas variáveis integradas de mesma ordem na ordem máxima de integração entre todas as variáveis, para que haja cointegração<sup>11</sup>. Ainda,

<sup>9</sup> Metodologia desenvolvida inicialmente por Sims (1980).

<sup>10</sup> A metodologia VAR descrita aqui está baseada em Bueno (2011, cap. 6).

<sup>11</sup> Para mais detalhes, verificar Bueno (2011, cap. 7).

Hansen e Juselius (1995) descreveram que uma condição necessária para encontrar uma relação de cointegração entre variáveis não estacionárias exige que somente duas das variáveis do modelo sejam integradas de ordem um  $I(1)$ .

Nesse contexto, tomando-se duas variáveis cointegradas,  $y_t$  e  $z_t$ , um VECM simples pode ser representado por:

$$\Delta y_t = \alpha_1 \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{11,j+1} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{12,j+1} \Delta z_{t-j} + e_{yt}, \tag{4}$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{21,j+1} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{22,j+1} \Delta z_{t-j} + e_{zt}, \tag{5}$$

em que  $e_{yt}$  e  $e_{zt}$  são perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente

Em relação ao VAR original, as diferenças serão percebidas na magnitude dos coeficientes estimados. No entanto, o mais importante é notar que não adicionar os resíduos de cointegração no modelo levaria ao problema de omissão de variáveis explicativas, resultando em estimadas viesadas dos parâmetros.

A forma mais geral de um VECM é dada por:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t, \tag{6}$$

em que:  $X_t$  é um vetor  $n \times 1$  de variáveis endógenas;  $\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^p \Phi_j$ ,  $i=1,2,\dots,p-1$ ;  $e_t$  é um vetor  $n \times 1$  de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente.

Havendo raiz unitária, significa que  $\Phi(I)=0$ , de modo que  $\Phi = \alpha\beta$ . Nesse caso,  $\beta$  é a matriz que tem  $r$  vetores de cointegração e  $\alpha$  é a matriz de ajustamento, com  $r$  vetores de ajustamento. O modelo de correção de erros é assim chamado porque a variação de  $X_t$  é explicada por dois componentes: os fatores de curto prazo,  $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i}$ ; e, a relação de longo prazo dada entre as coordenadas do vetor de variáveis endógenas,  $\Phi X_{t-1}$ , caso ocorra cointegração.

Um dos métodos para verificar a existência de cointegração é o teste de Johansen (1988), que

é uma alternativa ao teste de Engle e Granger (1987). Johansen propõe definir o posto da matriz  $\Phi$ , da equação,

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t, \tag{7}$$

e, dessa forma, estimar os vetores de cointegração  $\beta$ . De maneira a definir o posto da matriz  $\Phi$ , Johansen sugeriu dois testes baseados em uma estimação de máxima verossimilhança com restrição.

Tem-se que  $\Phi$  é uma matriz  $n \times n$ , e seu posto é dado por  $r < n$ , caso haja cointegração. Sendo o posto dessa matriz igual a  $n$ , as variáveis endógenas são todas estacionárias. Se o posto da matriz for nulo ( $\Phi=0$ ), não há cointegração e as variáveis são não estacionárias. Como o determinante de uma matriz é o produto de seus autovalores, e considerando que o posto de  $\Phi$  está entre zero e  $n$ , pode-se dizer que  $\Phi$  terá  $r$  autovalores diferentes de zero e  $n-r$  autovalores iguais a zero. A ideia, então, é encontrar esses autovalores.

Variáveis determinísticas podem interferir nos valores críticos do modelo. Logo, incluem-se essas variáveis em  $X_t$ , no nível de vetor de cointegração, de modo que,

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + \delta' d_t + e_t, \tag{8}$$

em que:  $\delta = [1, t]$  é um vetor com variáveis determinísticas, tais como dummies sazonais, entre outras; e,  $\delta$ , matriz de coeficientes de dimensão compatível com  $d_t$ , que, nesse caso, tem dimensão dada por  $2 \times n$ .

Na forma de VECM, o modelo anterior fica da seguinte forma:

$$\Delta X_t = \Phi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + \delta' d_t + e_t. \tag{9}$$

Para encontrar os autovalores da matriz  $\Phi$ , maximiza-se a equação 9 com restrições sobre a matriz de covariância. Os autovalores são, então, ordenados do maior para o menor,  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ , sendo que cada um está associado a um autovetor que será associado aos vetores de cointegração contidos em  $\beta$ .

Nesse contexto, o primeiro teste proposto por Johansen é o teste de traço. A hipótese nula é de

existência de  $r^*$  vetores de cointegração. A hipótese alternativa é de  $r > r^*$  vetores. De maneira formal, tem-se:

$$\begin{aligned} H_0 : r &= r^* \\ H_1 : r &> r^* \end{aligned} \quad (10)$$

A estatística de teste é dada por<sup>12</sup>:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i). \quad (11)$$

O posto da matriz  $\Phi$  equivale ao número de suas raízes características que são diferentes de zero. Caso não haja cointegração, os autovalores serão próximos de zero, demonstrando não estacionariedade ou instabilidade da matriz  $\Phi$ , e  $\ln(1 - \hat{\lambda}_i) \rightarrow 0$ . Isso implica em pequenos valores para a estatística de traço, estabelecendo a não rejeição da hipótese nula. Se o  $\lambda_i$  é significativamente diferente de zero, então  $\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$  será negativo. Logo, o valor da estatística de traço será alto, implicando na rejeição da hipótese.

O teste é crescente, isto é, inicia-se com a soma de  $n$  "logs" de 1 menos o autovalor, considerando, primeiramente,  $r^* = 0$ . A rejeição da hipótese nula implica a existência de mais de um vetor de cointegração. Continuando, parte-se para a soma dos  $n-1$  "logs" de 1 menos os autovalores correspondentes, até o momento em que a hipótese nula não for mais rejeitada. Mackinnon, Haug e Michelis (1999) apresentam a tabela mais recente desse teste.

O segundo teste é denominado de teste de autovalor e tende a apresentar resultados mais robustos que o teste de traço. A hipótese nula estabelece a existência de  $r^*$  vetores de cointegração. Já a hipótese alternativa é de que existem  $r^* + 1$  vetores de cointegração. Formalmente,

$$\begin{aligned} H_0 : r &= r^* \\ H_1 : r &= r^* + 1 \end{aligned} \quad (12)$$

A estatística de teste é representada pela equação 13:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}). \quad (13)$$

Em síntese, o teste de autovalor verifica qual o máximo autovalor significativo que dá origem a um vetor de cointegração. O teste também é crescente e rejeitar a hipótese nula significa que existe mais de um vetor de cointegração. Caso a hipótese nula não seja rejeitada, há  $r^*$  vetores de cointegração. Vale lembrar que na realização do teste é preciso estabelecer cuidadosamente o número de defasagens. Além disso, o modelo deve ser determinado com cautela, levando em conta a existência de constante e tendência no nível do vetor  $X_t$  e no vetor de cointegração.

## 4 Resultados e discussões

Este item está dividido da seguinte forma: na primeira parte são apresentadas as variáveis. Em seguida, apresenta-se os testes de raiz unitária. Na terceira parte, encontram-se os testes de cointegração e as análises das relações entre os poluentes e as exportações do setor minero-siderúrgico. Por fim, tem-se as conclusões.

### 4.1. Apresentação das variáveis e região de estudo

A área de estudo compreendeu a RGV, Espírito Santo, Brasil, localizada na costa sul do oceano Atlântico [latitude 20°19' S (Sul), longitude 40°20' W (Oeste)]. Por estar situada na região litorânea, a RGV apresenta clima tropical quente (Aw), possuindo inverno ameno e seco, e verão chuvoso e quente. As temperaturas médias variam entre 24° C (Celsius) e 30° C, e os ventos predominantes são de Norte/Nordeste na primavera-verão, sofrendo alterações durante outono e inverno devido ao posicionamento do sistema de alta pressão (Alta Pressão Subtropical do Atlântico Sul – ASAS) mais próximo do continente, possibilitando alterações na direção predominante do vento, a qual passa a variar entre as direções Sul/Oeste.

Destaca-se aqui que, no ano de 2010, a população do Espírito Santo era de 3.514.952 (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, 2014). Desse total, 1.687.704 estava residindo na região metropolitana do estado, que é composta pelos municípios da Grande Vitória,

<sup>12</sup> Os autovalores são normalizados para que sempre sejam menores do que um. Logo, o "ln" será negativo. Isso é possível devido à não identificabilidade da matriz  $\Phi$ .

mais Fundão e Guarapari. Tomando-se somente a RGV, a população chegou a 1.565.393, o que representa cerca de 45% da população capixaba. Logo, uma vez que Gramsch (2006) descreveu que a maior concentração de poluentes está nas áreas urbanas e industriais, aproximadamente 45% da poluição capixaba foi fortemente afetada pelas emissões de poluição na atmosfera.

Quanto ao período de estudo, esse compreendeu o intervalo entre janeiro de 2005 e dezembro de 2009, uma vez que o último inventário de emissão de fontes da RGV foi feito no ano de 2009. A Tabela 1 sintetiza as variáveis utilizadas no estudo. As concentrações de MP<sub>10</sub> e de SO<sub>2</sub> foram provenientes da Rede Automática de Monitoramento da Qualidade do Ar (RAMQAR). Vale ressaltar que, atualmente, a região da Grande Vitória possui oito estações de monitoramento de qualidade do ar, a saber: Laranjeiras; Carapina; Jardim Camburi; Enseada do Suá; Vitória – Centro; Vila Velha – Ibes; Vila Velha – Centro; e, Cariacica. O MP<sub>10</sub> (partículas inaláveis (ou partículas com diâmetro aerodinâmico inferior a 10 µg/m<sup>3</sup>) é medido nas oito estações, enquanto o SO<sub>2</sub> (dióxido de enxofre) em sete estações, com exceção de Carapina. Para as análises estatísticas, para cada poluente foi feita uma média mensal simples das estações que os monitoram.

Para representar a variável de cunho econômico que afetou as concentrações dos poluentes MP<sub>10</sub> e SO<sub>2</sub> na RGV, no período de estudo, foi tomada a quantidade exportada de minérios de ferro aglomerados e seus concentrados e outros produtos semimanufaturados de ferro/aço (EXPORT), em toneladas, conforme Nomenclatura Comum do Mercosul (NCM), que foi adquirida junto à Secretaria de Comércio Exterior do Ministério da Indústria e Comércio (MIDIC/SECEX), na base de dados Aliceweb. A Figura 1 demonstra a evolução temporal das variáveis em estudo (em valores originais ou em nível)<sup>13</sup>.

Conforme já descrito, as concentrações dos poluentes MP<sub>10</sub> e SO<sub>2</sub> podem estar relacionadas com a indústria minero-siderúrgica. Consequentemente, quanto maior as exportações deste setor, maior sua produção e a tendência, mesmo com as regulamentações governamentais e os controles de emissões instalados nas

indústrias, é de aumento das concentrações desses poluentes. Ressalta-se que, todos os procedimentos econométricos foram realizados com as variáveis expressas em logaritmos naturais, a fim de estabilizar a variância de tais séries. As análises foram feitas no *software* Eviews 9.0 (IHS, 2015).

Tabela 1 – Variáveis e siglas

Variáveis	Fontes
MP <sub>10</sub>	IEMA
SO <sub>2</sub>	IEMA
EXPORT	MIDIC/SECEX

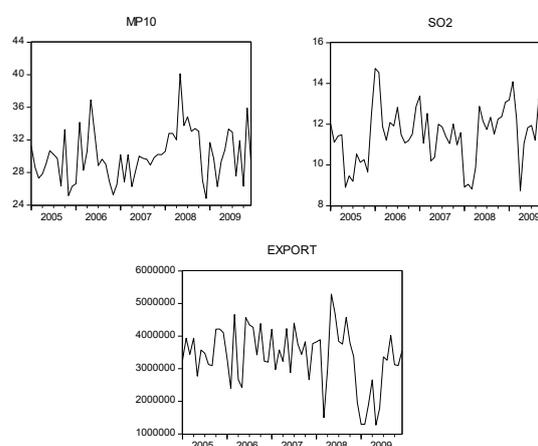


Figura 1 – Evolução temporal das séries utilizadas (valores originais).

#### 4.2. Testes de raiz unitária

O primeiro passo na análise de séries temporais é verificar se as mesmas são estacionárias. Se elas não forem estacionárias em nível, deve-se realizar algum procedimento para estacionarizá-las (em geral, aplica-se a primeira diferença nas mesmas, dado que a maioria das séries é  $I(1)$ , ou seja, integradas de primeira ordem). Neste trabalho foram utilizados os seguintes testes de raiz unitária: Augmented Dickey-Fuller – ADF (Dickey e Fuller, 1981); Phillips-Perron – PP (Phillips e Perron, 1988); e, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin – KPSS (Kwiatkowski et al., 1992)<sup>14</sup>.

<sup>13</sup> O banco de dados com as variáveis pode ser solicitado junto ao autor.

<sup>14</sup> Vale dizer que o teste KPSS é um teste assintótico, e que o mesmo deve ser utilizado em complemento aos demais testes de raiz unitária (Bueno, 2011). Assim, as conclusões sobre a existência de raiz unitária foram feitas, primeiramente, tomando como base os testes ADF e PP e, em caso de divergência entre os testes ADF e PP, utilizou-se o teste KPSS

Os resultados podem ser verificados na Tabela 2. Pela análise dos testes estabelecidos, verificou-se que as variáveis MP<sub>10</sub>, SO<sub>2</sub> e EXPORT mostraram-se não estacionárias em nível (lembrando que as mesmas foram transformadas por logaritmos). Destaca-se que, aplicada a primeira diferença, as séries tornaram-se estacionárias. Na Figura 2 são apresentadas as variáveis após a aplicação da primeira diferença nas séries em logaritmos.

Tabela 2 – Testes de raiz unitária para as variáveis em nível

Variáveis	ADF	PP	KPSS
LMP <sub>10</sub>	-0,483 <sup>ns</sup>	-0,628 <sup>ns</sup>	0,316 <sup>***</sup>
LSO <sub>2</sub>	-0,571 <sup>ns</sup>	-0,456 <sup>ns</sup>	0,633 <sup>**</sup>
LEXPOR	-0,223 <sup>ns</sup>	-0,134 <sup>ns</sup>	0,166 <sup>ns</sup>

Nota: 1) \*\*\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; <sup>ns</sup> Não-significativo; 2) K = número de defasagens de cada teste para cada variável; e, 3) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos.

Vale dizer que não existe um consenso na literatura no que se refere a trabalhar com as variáveis no modelo VAR em nível e/ou em primeira diferença. Sims (1980) e Sims, Stock e Watson (1990), por exemplo, não veem maiores problemas em se trabalhar com variáveis estacionárias e não estacionárias em um modelo VAR.

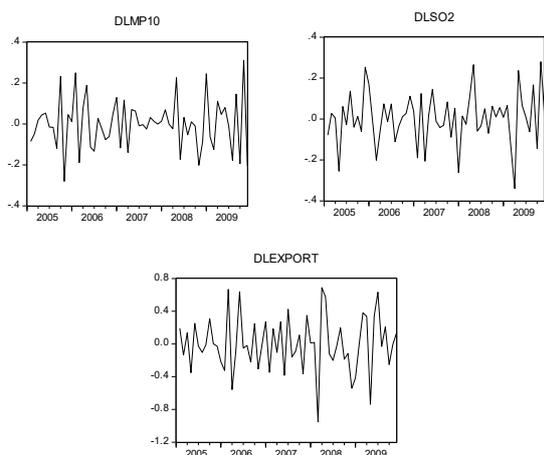


Figura 1 – Evolução temporal das variáveis após a aplicação da primeira diferença nas séries em logaritmos

como critério de desempate. Para critério de desempate também foram analisados os gráficos e os correlogramas (funções de autocorrelação) das séries

Nota: 1) D = significa a primeira diferença da variável; e, 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos.

### 4.3. Análise de cointegração considerando as variáveis MP<sub>10</sub> e exportações do setor minero-siderúrgico

Uma vez realizados os testes de raiz unitária, apresenta-se os testes de cointegração de Johansen. Na elaboração do teste é fundamental determinar o número de defasagens. Para isso, estimou-se um VAR irrestrito com as séries em nível, observando o Erro de Previsão Final (FPE), de Akaike (AIC), de Schwarz (SC) e de Hannan-Quinn (HQ) para selecionar o número de defasagens a ser empregado. Nesse caso, quanto menor o valor desses critérios, melhor ajustado o modelo. Observa-se que, em todos os casos, o menor valor para cada critério refere-se à uma defasagem (Tabela 3), valor esse escolhido para as estimativas.

Ainda, em relação à adequação do modelo, foram realizados os testes (para detalhes de como realizar os testes e exemplos, consultar: Bueno (2011); Gujarati e Porter (2008); Lütkepoh (2007)): a) Análise do padrão das raízes do polinômio estimado; b) Teste de Breusch Godfrey – BG ou Teste LM: para verificar se existe autocorrelação dos resíduos; c) Teste de heteroscedasticidade de White; e, d) Teste de normalidade dos resíduos de Jarque-Bera (JB). O modelo com uma defasagem apresentou todas as raízes dentro do círculo unitário, satisfazendo a condição de estabilidade. Os resultados foram satisfatórios para não autocorrelação (foram utilizadas quatro defasagens, conforme o critério de AIC) e também para ausência de heteroscedasticidade.

Tabela 3 – Determinação do número de defasagens do modelo VAR para o MP<sub>10</sub>

Defas.	FPE	AIC	SC	HQ
0	0,001	-1,055	-0,993	-1,030
1	0,001*	-1,410*	-1,226*	-1,336*
2	0,001	-1,348	-1,042	-1,226
3	0,001	-1,298	-0,868	-1,126
4	0,001	-1,232	-0,680	-1,011

Nota: 1) \* Indica a ordem selecionada pelo critério; e, 2) FPE = Erro de Previsão Final; AIC = Akaike, SC = Schwarz e HQ = Hannan-Quinn

Na Tabela 4 são apresentados os testes de traço e máximo autovalor. Observa-se que ambos os testes revelaram a presença de um vetor de cointegração, demonstrando a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis MP<sub>10</sub> e EXPORT. Para fins de exemplificação, note que, no primeiro caso do teste de máximo autovalor, a hipótese nula é  $r = 0$  e, a hipótese alternativa,  $r = 1$ . Como o  $\lambda_{teste} = 18,533$  é maior que o  $\lambda_{critico} = 12,320$ , rejeita-se a hipótese nula de nenhum vetor de cointegração e passa-se para o segundo caso. No segundo caso, a hipótese nula é  $r = 1$  e, a hipótese alterativa,  $r = 2$ . Uma vez que o  $\lambda_{teste}$  é menor que o  $\lambda_{critico}$ , não se rejeita a hipótese nula. Logo, existe um vetor de cointegração e o teste é finalizado.

Tabela 4 – Resultados dos testes de traço e de máximo autovalor para o MP<sub>10</sub>

Hipótese nula ( $H_0$ )	Hipótese alternativa ( $H_1$ )	$\lambda_{teste}$	$\lambda_{critico}$
Teste de traço			
$r = 0$	$r > 0$	18,537	12,320
$r \leq 1$	$r > 1$	0,0038	4,129
Teste de máximo autovalor			
$r = 0$	$r = 1$	18,533	11,224
$r = 1$	$r = 2$	0,0038	4,129

Determinada a relação de cointegração, o VECM foi estimado para estabelecer o comportamento dinâmico das concentrações de material particulado inalável. Os resultados demonstrados na Tabela 5 são relativos à equação de equilíbrio de longo prazo, que corresponde ao autovetor, normalizado para as concentrações de MP<sub>10</sub>. Vale ressaltar que, os sinais devem ser interpretados de maneira inversa, ou seja, trocando os sinais da variável LEXPORT e da constante. A equação final é dada por:  $LMP10 = -1,271 + 0,312LEXPORT$ .

Tabela 5 – Estimativa de longo prazo do vetor de cointegração para o MP<sub>10</sub>

LMP10	LEXPORT	CONSTANTE
1,0000	-0,312 (0,089)	1,271

Nota: 1) Os valores entre parênteses representam os erros padrão das estimativas; e, 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos

Verifica-se que o coeficiente das exportações apresentou sinal de acordo com o esperado, uma vez que, conforme descrito anteriormente, o setor minero-siderúrgico é um dos setores que mais contribuem para formação das concentrações de MP<sub>10</sub>. O coeficiente estimado foi estatisticamente significativo, e mostra que um aumento das exportações minero-siderúrgicas de 1% acarretou em uma elevação de cerca de 0,31% na concentração média de MP<sub>10</sub> na Região da Grande Vitória.

Em relação aos coeficientes de curto prazo, seus valores demonstram as velocidades de ajustamento das variáveis consideradas no modelo, em direção ao equilíbrio de longo prazo. Logo, um baixo valor do coeficiente revela que diante de um desequilíbrio transitório (de curto prazo), a velocidade de ajuste é lenta em direção ao equilíbrio de longo prazo. Conforme apresentando na Tabela 6, no curto prazo, o coeficiente da variável MP<sub>10</sub> foi igual a -0,1495, o que revela que os desequilíbrios transitórios das concentrações de partículas inaláveis são corrigidos a uma velocidade de 14,95%.

Tabela 6 – Estimativa de curto prazo do vetor de cointegração para o MP<sub>10</sub>

DLMP10	DLEXPORT
-0,149 (0,120)	0,933 (0,325)

Nota: 1) Os valores entre parênteses representam os erros padrão das estimativas; 2) D = significa a primeira diferença da variável; e, 3) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos

#### 4.4. Análise de cointegração considerando as variáveis SO<sub>2</sub> e exportações do setor minero-siderúrgico

Em relação às estimativas da relação entre SO<sub>2</sub> e exportações, os critérios FPE, AIC, SC e HQ também indicaram a utilização de uma defasagem, sendo o modelo adequado segundo os testes estatísticos. Conforme pode ser observado na Tabela 7, os testes de cointegração demonstraram a existência de um vetor de cointegração. Isto é, também existe uma relação de longo prazo entre o poluente SO<sub>2</sub> e as exportações de minérios de ferro aglomerados e seus concentrados e outros produtos semimanufaturados de ferro/aço.

Tabela 7 – Resultados dos testes de traço e de máximo autovalor para o SO<sub>2</sub>

Hipótese nula ( $H_0$ )	Hipótese alternativa ( $H_1$ )	$\lambda_{teste}$	$\lambda_{critico}$
Teste de traço			
$r = 0$	$r > 0$	22,391	20,261
$r \leq 1$	$r > 1$	2,712	9,164
Teste de máximo autovalor			
$r = 0$	$r = 1$	19,678	15,892
$r = 1$	$r = 2$	2,712	9,164

No que tange aos resultados da Tabela 8, esses demonstram o comportamento dinâmico das concentrações de dióxido de enxofre. O sinal do coeficiente das exportações apresentou sinal coerente com o esperado, sendo estatisticamente significativo. Neste caso, uma elevação nas exportações de 1% proporcionou um crescimento de aproximadamente 1,36% na concentração média mensal de dióxido de enxofre na Região da Grande Vitória. Ressalta-se que os efeitos das exportações sobre o poluente SO<sub>2</sub> foram mais significativos do que os encontrados para o MP<sub>10</sub>.

Tabela 8 – Estimativa de longo prazo do vetor de cointegração para o SO<sub>2</sub>

LSO2	LEXPORT	CONSTANTE
1,0000	-1,361 (0,375)	17,941

Nota: 1) Os valores entre parênteses representam os erros padrão das estimativas; e, 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos.

Tabela 9 – Estimativa de curto prazo do vetor de cointegração para o SO<sub>2</sub>

DLSO2	DLEXPORT
-0,056 (0,039)	0,338 (0,097)

Nota: 1) Os valores entre parênteses representam os erros padrão das estimativas; 2) D = significa a primeira diferença da variável; e, 3) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos.

Em relação aos coeficientes de curto prazo, verifica-se que a velocidade de ajuste das concentrações de SO<sub>2</sub> quando de um desequilíbrio transitório foi lenta, sendo igual a 5,56% (Tabela 9) Importante mencionar que a

dióxido de enxofre foi menor do que a velocidade de ajuste para o poluente MP<sub>10</sub>. Isto pode ser decorrência do fato de que, para o MP<sub>10</sub>, o setor minero-siderúrgico é o segundo grupo mais importante na emissão de partículas, enquanto, para o SO<sub>2</sub>, tal setor é a principal fonte de emissão.

## 7 Conclusões

O objetivo deste estudo foi estimar as relações entre as concentrações de MP<sub>10</sub> e de SO<sub>2</sub> e a quantidade exportada de minérios de ferro aglomerados e seus concentrados e outros produtos semimanufaturados de ferro/aço, na RGV, Espírito Santo, utilizando a metodologia VAR/VECM.

No que se refere à análise de cointegração, observou-se que, tanto o poluente MP<sub>10</sub> quanto o poluente SO<sub>2</sub> possuem um relacionamento de longo prazo com as exportações do setor minero-exportador, apresentando um vetor de cointegração. Nas estimativas de longo prazo, as exportações afetaram as concentrações de MP<sub>10</sub> e de SO<sub>2</sub> positivamente. Quanto às estimativas de curto prazo do vetor de cointegração, verificou-se que os desequilíbrios de curto prazo para o poluente MP<sub>10</sub> foram corrigidos de forma mais rápida do que para o poluente SO<sub>2</sub>.

Por fim, para estudos futuros, sugere-se a criação de índices de qualidade do ar para os poluentes MP<sub>10</sub> e SO<sub>2</sub>, por meio da técnica de análise de componentes principais (PCA), e a adoção desses índices nas análises em vez das médias das concentrações dos poluentes para as estações. Outro ponto interessante seria a adoção de dados mais atuais para verificar se os resultados continuam os mesmos ou sofreram alguma alteração ao longo do tempo. Para isso, um inventário de fontes atualizado seria de grande relevância, a fim de retratar a situação atual das principais fontes e setores emissores de MP<sub>10</sub> e SO<sub>2</sub> na RGV.

## Referências

BUENO, R. D. L. S. (2011). Econometria de séries temporais. 2ed. São Paulo: Cengage Learning, 338 p.

CAMPBELL, J. Y., PERRON, P. (1991). Pitfalls

- should know about unit roots. In: Blanchard, O. J., Fischer, S. (eds). NBER Macroeconomics annual. The MIT Press, p. 141-201.
- CIEGIS, R., STREIMIKIENE, D., MATIUSAITYTE, R. (2007). The environmental Kuznets Curve in environmental policy. *Environmental Research, Engineering and Management*, 40 (2): 44-51.
- CHEN, W. (2007). Economic growth and the environment in China: an empirical test of the environmental Kuznets Curve using provincial panel data. In: Annual conference on development and change, África do Sul. Anais eletrônicos... URL [http://www.policyinnovations.org/ideas/policy\\_library/data/01447/\\_res/id=sa\\_File1/paper.pdf](http://www.policyinnovations.org/ideas/policy_library/data/01447/_res/id=sa_File1/paper.pdf). Acesso em: 28 de maio de 2012.
- CONSULTORIA E SOFTWARES AMBIENTAIS (ECOSOFT). (2011). Inventário de Emissões Atmosféricas da Região da Grande Vitória. Acordo de cooperação técnica entre IEMA e ECOSOFT. URL <http://www.es.gov.br>. Acesso em: 20 de março de 2014.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49 (4): 1057-1073.
- DINDA, S. D., COONDOO, D., PAL, Manoranjan. (2000). Air quality and economic growth: an empirical study. *Ecological Economics*, 34: 409-423.
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55 (2): 251-276.
- GRAMSCH, E., CERECEDA-BALIC, F., OYOLA, P., VON BAER, D. (2006). Examination of pollution trends in Santiago de Chile with cluster analysis of PM<sub>10</sub> and ozone data. *Atmospheric Environment*, 40 (28): 5464-5475.
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. (2008). *Basic Econometrics*. 5 ed. New York: McGraw-Hill/Irwin. 944 p.
- HANLEY, N., SHOGREN, J. F., WHITE, B. (1997). *Environmental economics in theory and practice*. New York: Oxford University Press.
- HANSEN, H., JUSELIUS, K. (1995). *Cats in Rats – Cointegration analysis of time series*. USA: Estima.
- IHS GLOBAL INC. (2015). *Eviews 9.0*. URL <http://www.eviews.com>.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). (2014). Banco de dados. Cidades@. URL <http://www.cidades.ibge.gov.br>. Acesso em: 20 de março de 2014.
- INSTITUTO ESTADUAL DO MEIO AMBIENTE E RECURSOS HÍDRICOS (IEMA). (2014). Rede automática de monitoramento da qualidade do ar da região da Grande Vitória (RAMQAR). URL <http://www.meioambiente.es.gov.br/default.asp>. Acesso em: 20 de março de 2014.
- JOHANSEN, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economics Dynamic and Control*, 12: 231-254.
- KUZNETS, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 49: 1-28.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C. B., SCHMIDT, P.; SHIN, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. *Journal of Econometrics*, 54 (1): 159-178.
- LÜTKEPOH, H. (2007). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. New York: Springer. 764 p.
- MACKINNON, J. C., HAUG, A. A., MICHELIS, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14: 563-577.
- MANKIW, N. G. (2009) *Introdução a economia*. 5 ed. São Paulo: Cengage Learning. 837p.
- MUHAMMAD, S., ABDUL, J., SMILE, D. (2010). Environmental Kuznets curve (EKC): times series evidence from Portugal. URL <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/27443/>. Acesso em: 28 de maio de 2012.
- MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR/SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR – MDIC/SECEX (2012). *Comércio Exterior. Estatísticas de Comércio Exterior*.

- Outras estatísticas de comércio exterior. URL <http://desenvolvimento.gov.br>. Acesso em: 10 de agosto de 2012.
- OLTMANS, S. J., LEFOHN, A. S., HARRIS, J. M., GALBALLY, I., SCHEEL, H. E., BODEKER, G., BRUNKE, E., CLAUDE, H., TARASICK, D., JOHNSON, B. J., SIMMONDS, P., SHADWICK, D., ANLAUF, K., HAYDEN, K., SCHMIDLIN, F., FUJIMOTO, T., AKAGI, K., MEYER, C., NICHOL, S., DAVIES, J., REDONDA S., A., CUEVAS, E. (2006). Long-term changes in tropospheric ozone. *Atmospheric Environment*, 40 (17): 3156-3173.
- PARK, S., LEE, Y. (2011). Regional model of EKC for air pollution: evidence from the Republic of Korea. *Energy Policy*, 39: 5840-5849.
- PHILLIPS, P. C. B., PERRON, P. (1988). Testing for unit roots in time series regression. *Biometrika*, 75 (3): 335-346.
- PINDYCK, R. S., RUBINFELD, D. L. (2010). *Microeconomia*. 7 ed. São Paulo: Pearson. 647p.
- RUPASINGHA, A., GOETZ, S. J., DEBERTIN, D. L., PAGOULATOS, A. (2004). The environmental Kuznets curve for US counties: a spatial econometric analysis with extensions. *Regional Science*, 83: 407-424.
- SANGLIMSUWAN, K. (2011). Carbon dioxide emissions and economic growth: an econometric analysis. *International Research Journal of Finance and Economics*, 67: 97-102.
- SIMS, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48 (1): 1-48.
- SIMS, C., STOCK, J., WATSON, M. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, 58: 113-144.
- SONGSERMSAWAS, T. (2010). Income, trade and pollution in Central Asia, Russia and China: an econometric analysis. URL <http://digitalcommons.bucknell.edu>. Acesso em: 16 de janeiro de 2015.
- SONG, T., ZHENG, T., TONG, L. (2008). An empirical test of the environmental Kuznets curve in China: a panel cointegration approach. *China Economic Review*, 19: 381-392.
- Vasconcelos, M. A. S.; Garcia, M. E. (2008). *Fundamentos de economia*. 3 ed. São Paulo: Saraiva.
- VINGARZAN, R. (2004). A review of surface ozone background levels and trends. *Atmospheric Environment*, 38 (21): 3431-3442.
- XEPAPADADEAS, A. (2005). Economic growth and the environmental. In: Maler, K. G. & Vicent, J. R. *Handbook of Environmental Economics*, Elsevier v. 3, p. 1220-1271.