

**Abertura comercial e qualidade do meio ambiente: um estudo para o Brasil****Commercial opening and environmental quality: a study for Brazil**

DOI:10.34117/bjdv6n1-325

Recebimento dos originais: 30/11/2019

Aceitação para publicação: 28/01/2020

**Nathalia Sbarai**

Doutora em Economia Aplicada pela ESALQ/USP

Instituição: Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri

Endereço: Rua do Cruzeiro, 01 - Jardim São Paulo, Teófilo Otoni – MG, Brasil

E-mail: nathalia.sbarai@ufvjm.edu.br

**Sílvia Helena Galvão de Miranda**

Doutora em Economia Aplicada pela ESALQ/USP

Instituição: Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”/Universidade de São Paulo

Endereço: Avenida Pádua Dias, 11 – Vila Independência, Piracicaba – SP, Brasil

E-mail: shgdmira@usp.br

**RESUMO**

Nas últimas décadas, foi observada uma crescente preocupação com o meio ambiente, ao mesmo tempo em que se observou uma expansão do comércio. Embora muito tenha-se avançado na literatura referente a esses temas, muitas pesquisas ainda tendem a considerar as questões ambientais e comerciais isoladamente. Diante disso, este artigo propõe uma análise conjunta dessas questões, visando ampliar a discussão acerca de sua inter-relação, por meio de um modelo relacionando a liberalização comercial e a qualidade ambiental para o Brasil, estimada utilizando um Modelo de Autorregressão Vetorial estrutural com correção de erro (VAR-VEC). A análise abrangeu o período de 2003 a 2015. A partir do modelo, verificou-se que o aumento da abertura comercial brasileira tem impacto significativo na ampliação das emissões de CO<sub>2</sub> do país, o que está em conformidade com a literatura revisada. Contudo, destaca-se que a dificuldade em obter dados ambientais devidamente discriminados e abrangentes, ainda limita a modelagem econométrica e, conseqüentemente, a interpretação dos resultados, de forma que novas pesquisas ainda são necessárias.

**Palavras-chave:** Meio ambiente; Comércio; Modelo VAR-VEC**ABSTRACT**

In the last decades, we notice a growing concern on the environment while, simultaneously an expansion of trade was observed. Although the literature has much advanced on these subjects, several researchers still tend to consider environmental and commercial as isolated topics. Therefore, this essay proposes a joint analysis of these issues, aiming to broaden the discussion about their interrelationship, through a model relating trade liberalization and environmental quality to Brazil, estimated using a Structural Vector Correction Self-Regression Model with error correction (VAR-VEC). The analysis covered the period from 2003 to 2015. The model showed that an increase in Brazilian trade liberalization affects positive and significantly the country's CO<sub>2</sub> emissions, which follows the literature findings. However, the difficulty in obtaining environmental data, widely and detailed, should be underlined, once it limits the econometric modeling and, consequently, the interpretation of results, so that further research is still necessary.

**Keywords:** Environment; Trade; VAR-VEC model

## 1 INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, identificou-se uma crescente preocupação com a sustentabilidade e com a qualidade ambiental, ao mesmo tempo em que se observou uma expansão do comércio internacional e uma procura por um maior grau de liberalização comercial. Nesse contexto, surgiram órgãos destinados a defender cada uma das questões, ambiental e comercial, e questionamentos sobre os impactos que cada um deles estava causando ao outro. Diante desses questionamentos identificou-se, então, a importância da inter-relação entre as duas áreas, de forma que passou a buscar-se uma maior interação entre as discussões englobando comércio e meio ambiente.

Existe uma vasta literatura sobre a relação entre comércio e meio ambiente e vice-versa, embora o desenvolvimento dessa literatura ainda não tenha possibilitado um consenso sobre de que maneira essas variáveis interagiriam entre si. De modo que se pode afirmar que ainda existe espaço para estudar essa relação no âmbito empírico. Nesse contexto, este artigo propõe-se a examinar essa interação, por meio da apresentação de um modelo empírico desenvolvido para o caso específico do Brasil.

O problema central deste estudo é verificar qual o grau dessa interação e seus possíveis efeitos sobre o padrão de comércio e o ambiente. Para isso, utiliza-se, com algumas adaptações, a modelagem adotada no artigo de Baek, Cho e Koo (2009). Essa escolha é justificada diante da necessidade de se considerar, ao estudar o impacto da questão ambiental sobre o comércio, a relação entre fluxo comercial, renda e qualidade ambiental. De forma específica, os autores afirmam que ao tratar o comércio e a renda como variáveis exógenas, alguns estudos especificam medidas de qualidade ou dano ambiental (por exemplo, emissões de dióxido de enxofre ou dióxido de carbono) como uma função de abertura comercial (normalmente definida como a soma das exportações e importações divididas pelo PIB) e renda (usualmente PIB per capita). Dessa forma, assume-se uma relação causal unidirecional, o que significa que uma alteração no nível de abertura comercial ou renda causam uma mudança na qualidade ambiental, mas o contrário não se sustenta.

Contudo, essa estruturação desconsidera a possibilidade de comércio e renda serem determinados dentro do modelo, isto é, de serem endógenos; e como se sabe que qualidade ambiental e renda podem afetar conjuntamente (e simultaneamente) o fluxo comercial, a relação causal pode ocorrer também na direção contrária (BAEK; CHO; KOO, 2009). Assim, de forma a conseguir incorporar essa possível endogeneidade das variáveis ao modelo, propõe-se realizar uma análise de séries temporais multivariadas, fazendo uso de um modelo de vetores autorregressivos (VAR). Segundo Enders (2010), essa abordagem VAR é uma alternativa que possibilita tratar cada variável de maneira simétrica, permitindo a análise das variáveis quando não se sabe ao certo se elas são realmente exógenas.

De maneira mais específica, por meio da abordagem VAR determinam-se os efeitos dinâmicos de variáveis selecionadas e o teste da endogeneidade dessas. Os resultados deste processo podem ser interpretados como uma indicação de possíveis impactos de choques em uma variável sobre todas as outras variáveis (ENDERS, 2010). O autor destaca ainda que a abordagem VAR permite tratar a endogeneidade das variáveis de interesse, bem como identificar presença e direção de causalidade entre elas, sem uma estrutura teórica como base. Essa característica do modelo constitui, inclusive, uma das críticas a ele, visto que se argumenta que devido à ausência de embasamento econômico, os resultados também carecem de conteúdo econômico. Assim, visando corrigir essa questão, desenvolve-se o VAR estrutural, cuja ideia básica é estimar as relações entre os choques estruturais utilizando um modelo econômico.

Neste trabalho, para ilustrar a relação teórica entre comércio, renda e qualidade ambiental, definem-se, primeiramente, três funções, seguindo o proposto por Baek, Cho e Koo (2009). A primeira relaciona a renda ( $Y$ ) em função da abertura comercial ( $T$ ) e de outras variáveis exógenas ( $Z_1$ ), visto que abertura comercial leva a um aumento da escala da atividade econômica e, conseqüentemente, a um aumento da renda, de forma que se espera que abertura comercial e renda apresentem uma relação monotônica crescente.

$$Y = f(T, Z_1) \quad (1)$$

A segunda função apresenta a poluição ( $E$ ) como função da renda ( $Y$ ) e da tecnologia de produção ( $Z_2$ ), onde se espera que a relação seja crescente até determinado ponto, e decrescente em um segundo momento; isto é, assume-se um comportamento expresso pela curva ambiental de Kuznets (EKC), ou seja, espera-se que países com menor renda ampliarão sua produção à custa do meio ambiente, enquanto países desenvolvidos, com rendas maiores, migrarão para indústrias de mais alta tecnologia, tecnologias limpas inclusive, reduzindo sua poluição.

$$E = h(Y, Z_2) \quad (2)$$

Assim, como se sabe que a renda é função da abertura comercial, e de outras variáveis exógenas, e que a poluição é função da renda e da tecnologia, pode-se agrupar as funções 1 e 2, chegando à equação 3, que mostra que a relação entre poluição e abertura comercial depende da relação derivada das funções 1 e 2:

$$E = g(T, Z_1, Z_2) \quad (3)$$

Do mesmo modo, tem-se que a abertura comercial leva a um aumento da renda real, que causa um aumento nos níveis de poluição, nos primeiros estágios de desenvolvimento. Entretanto, considerando-se que a qualidade ambiental é um bem normal, uma elevação da renda, decorrente do

comércio, faria com que houvesse um crescimento da demanda por um ambiente limpo, o que, conseqüentemente, levaria a uma melhora da qualidade ambiental. Dessa forma, destaca-se que os países tendem a enfrentar um aumento da poluição com a abertura comercial ( $\partial E/\partial T > 0$ ), seguido de uma redução do nível de poluição em estágios mais avançados de liberalização comercial ( $\partial E/\partial T < 0$ ). Por isso, a correlação observada entre poluição e abertura comercial é uma curva em forma de U-invertido, como a EKC (BAEK; CHO; KOO, 2009). A seguir expõem-se então os dados, a equação estimada, bem como os procedimentos econométricos empregados, e os resultados obtidos.

## 2 DADOS E METODOLOGIA

Seguindo Baek, Cho e Koo (2009), parte-se também do modelo de vetores autorregressivos cointegrados, desenvolvido por Johansen (1988)<sup>1</sup>, para examinar a inter-relação entre comércio e emissões de poluentes. Assim, a seguir apresentam-se os dados utilizados e a equação estimada.

### 2.1 EQUAÇÕES E DADOS UTILIZADOS

O principal objetivo deste artigo é uma avaliação empírica da relação entre comércio internacional e ambiente, representados, respectivamente, pelo índice de abertura comercial (*Abert*) e pela qualidade ambiental, medida em emissões de gases do efeito estufa (*PCo2*). E essas são duas variáveis fundamentais no modelo, de modo que são incorporadas à equação, juntamente com as importações mundiais (*ImpW*, como *proxy* para renda mundial) e o índice de preço das commodities (*PCom*). Destaca-se, ainda, que todas as variáveis foram incorporadas na sua forma logarítmica, com exceção das dummies. Assim, tem-se a equação:

$$Abert_t = \alpha + \gamma_1 ImpW_t + \gamma_2 PCom_t + \gamma_3 PCo2_t + \gamma_4 dcris + \gamma_5 dpet + \varepsilon_t \quad (4)$$

Essas variáveis foram escolhidas com base em análise da literatura especializada, considerando especificamente trabalhos com objetivos similares aos deste artigo, e também estudos que avaliaram variáveis que *a priori* teriam influência sobre o fluxo comercial brasileiro. Dentre esses estudos cita-se Paixão (2012), que construiu equações de importação e exportação de bens ambientais, incluindo como demais variáveis ao modelo: taxa de câmbio real, PIB mensal brasileiro, utilização da capacidade instalada (UCI) e o PIB mundial. Outro trabalho que busca identificar os determinantes do comércio, no caso entre Brasil e China, também forneceu um *insight*, sobre as variáveis a serem incorporadas no modelo: Mortatti, Miranda e Bacchi (2011), que adotaram a mesma metodologia de Paixão (2012), por sua vez referenciada em Castro e Cavalcanti (1997). Esses autores

<sup>1</sup> A seguir apresenta-se brevemente a abordagem do VAR. Para maiores detalhes, sugere-se Enders (2010) e Bueno (2011).

incorporaram ao seu modelo as seguintes variáveis: exportações, preços relativos, utilização de capacidade instalada, representada pela relação entre PIB real e PIB potencial, e a taxa de câmbio.

Já o trabalho de Baek, Cho e Koo (2009), buscando avaliar a relação dinâmica entre comércio, renda e ambiente, por meio de um modelo VAR, incorpora como variáveis o PIB per capita real, emissões per capita de SO<sub>2</sub>, índice de abertura da economia (calculado pela razão entre a corrente de comércio e PIB real). Pao e Tsai (2010) também utilizam a abordagem VAR, buscando, contudo, examinar a relação causal entre emissões de poluentes (CO<sub>2</sub>), consumo de energia e crescimento econômico (PIB real).

Este artigo seguiu basicamente a metodologia proposta por Baek, Cho e Koo (2009), considerando, no entanto, emissões de CO<sub>2</sub> equivalente ao invés de emissões de SO<sub>2</sub>, a exemplo de Pao e Tsai (2010). Essa escolha de usar as emissões como *proxy* da qualidade ambiental foi feita, neste trabalho, diante da disponibilidade de dados, e da importância das emissões de gases poluentes, dentre os quais destaca-se o dióxido de carbono ou gás carbônico (CO<sub>2</sub>) para o efeito estufa, lembrando que a principal fonte de emissão desse gás é o uso de combustíveis fósseis. Adicionalmente, observa-se que a escolha desta variável está amparada pela literatura, na qual as emissões de CO<sub>2</sub> têm destaque como *proxy* da poluição ambiental (BAYAR; OZTURK, 2016). Deve-se destacar, contudo, uma dificuldade referente aos dados de emissões disponíveis: os mesmos são anuais e, assim, a fim de obter estimativas mensais para utilizar no modelo, utilizou-se o peso do PIB brasileiro (disponibilizado pelo Bacen e deflacionado pelo IGP-DI) para dividir as emissões ao longo do ano. As emissões de CO<sub>2</sub> equivalente para o Brasil foram extraídas do Sistema de Estimativas de Gases de Efeito Estufa (SEEG)<sup>2</sup>.

Outra variável considerada na modelagem foi o Índice de Abertura Comercial, obtido pela razão entre a soma das importações e as exportações e o PIB. Para o cálculo desse índice utilizaram-se as Importações de Bens e Serviços pelo Brasil (FOB), em milhões de dólares, deflacionadas pelo Índice de Preços ao Atacado dos Estados Unidos, disponibilizado pelo Sistema de Séries Temporais do Banco Central; as Exportações de Bens e Serviços pelo Brasil (FOB), em milhões de dólares, deflacionadas pelo Índice de Preços ao Atacado do Brasil (IPA-EP), disponibilizada pela FGV; e o PIB mensal brasileiro a preços correntes, em milhões de dólares, obtido no Sistema de Séries Temporais do Banco Central, e também deflacionado pelo IGP-DI. Os dados de importações e exportações são extraídos da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX), ligada ao Ministério de Desenvolvimento, Indústria e Comércio (MDIC).

---

<sup>2</sup> Dados de emissões de CO<sub>2</sub> também estão disponíveis no Banco Mundial, contudo optou-se por utilizar a série disponibilizada pelo SEEG por apresentar-se mais atualizada.

Ao se analisar questões de comércio e poluição é importante também considerar o impacto da renda sobre essas variáveis. Diante disso, em virtude da indisponibilidade de dados mensais de renda mundial, incorporou-se ao modelo uma *proxy* para a mesma: as importações mundiais. Utilizou-se, então, a série das importações de bens e serviços, em bilhões de dólares, deflacionada pelo índice de preços das importações mundiais, com base em janeiro de 2003, ambas disponibilizadas pelo Fundo Monetário Internacional (FMI/IFS).

E, por fim, a última série adotada no modelo é a referente ao índice de preço das commodities, disponibilizada pelo FMI. Essa série foi incorporada ao modelo, buscando sua melhor adequação, visto que por grande parte da pauta de exportação brasileira ser de commodities e, conseqüentemente, essas terem bastante importância para o PIB, espera-se que as suas variações do preço tenham influência sobre as variáveis de interesse.

Destaca-se que todas as séries apresentadas são mensais e abrangem o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2015; e para a sua inclusão no modelo todas foram transformadas em índices com base em janeiro de 2003. Observa-se ainda nas séries apresentadas que todas apresentaram algum tipo de quebra no final de 2008, especificamente a partir de outubro desse ano.

## 2.2 PROCEDIMENTOS E TESTES

Visando analisar a relação entre comércio internacional e ambiente, representados, respectivamente, pelo índice de abertura comercial (*Abert*) e pela qualidade ambiental, medida em emissões de gases do efeito estufa (*PCo2*), e considerando ainda no modelo as variáveis as importações mundiais (*ImpW*, como *proxy* para renda mundial) e o índice de preço das commodities (*PCom*), deve-se, inicialmente realizar alguns testes auxiliares, a fim de verificar a adequação do modelo.

Primeiramente, é importante verificar se as séries temporais são estacionárias, isto é, se as distribuições de probabilidade se mantêm estáveis ao longo do tempo, de modo que ao selecionar-se qualquer coleção de variáveis aleatórias da sequência e, em seguida, mudar essa sequência à frente em  $h$  períodos de tempo, a distribuição de probabilidade conjunta deve permanecer inalterada (WOOLDRIDGE, 2003). Para isso, foram realizados dois testes de raiz unitária, de modo a eliminar possíveis erros ocorridos dadas as especificações de cada teste: Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o Teste Dickey-Fuller de Mínimos Quadrados Generalizados (DF-GLS).

Em seguida, foi realizado um teste de cointegração, considerando o método proposto por Johansen (1988), que tem a finalidade de identificar os números de vetores de cointegração presentes no modelo. Duas ou mais variáveis não estacionárias são consideradas cointegradas se existir uma combinação linear dessas variáveis que seja estacionária (ENDERS, 2010), ou em termos

econômicos, se elas possuírem uma relação de longo prazo, ou de equilíbrio, entre si (GUJARATI; PORTER, 2011).

### **2.2.1. Modelo de vetores autorregressivos (VAR)**

O modelo de vetores autorregressivos (VAR), proposto inicialmente por Sims (1980), estabelece que cada variável seja tratada de forma simétrica, dispensando a necessidade de definir quais as variáveis dependentes e independentes do modelo. Assim, a utilização do VAR é particularmente interessante quando há falta de confiança sobre o fato de determinada variável ser endógena ou exógena ao modelo, pois permite tratar cada variável simetricamente (ENDERS, 2010). Por outro lado, essa modelagem exige uma maior cautela com relação às variáveis escolhidas, à sua ordem de entrada na equação estimada e com relação ao número ótimo de defasagens.

De forma geral, Bacchi (2005) ressalta que o VAR é visto como uma ferramenta eficaz para estudar os efeitos dinâmicos de modificações nas variáveis presentes nos modelos, especialmente quando esses envolvem inter-relações complexas entre as variáveis. Dentre os instrumentos que possibilitam essa análise estão a Função Impulso Resposta, a Decomposição da Variância Tradicional e a Decomposição Histórica da Variância do Erro de Previsão.

A Função Impulso Resposta é uma forma prática, segundo Enders (2010), de representar o comportamento de determinada variável em resposta a choques exógenos, visto que essa função fornece as elasticidades de cada variável ao choque para  $n$  períodos à frente. Em outras palavras, ela irá apresentar a variação ocorrida em determinada variável, em virtude de um choque de 1% em outra. Instrumento adicional de análise, a Decomposição da Variância, por sua vez, fornece a porcentagem da variância do erro de previsão que decorre de cada variável do modelo, para o período de análise considerado. Dessa forma, é possível identificar quanto da variância ocorre devido ao choque na própria variável e como esta se relaciona com as demais variáveis do modelo (ENDERS, 2010). Finalmente, a Decomposição Histórica da Variância consiste na decomposição da variância em porcentagens atribuídas a cada variável do modelo, permitindo a verificação da importância de cada choque do passado, na explicação dos desvios dos valores observados das variáveis em relação à previsão realizada no início do período considerado (ALVES; BACCHI, 2004).

O VAR estrutural (SVAR) tem, segundo Sims (1980 apud ENDERS, 2010) a desejável propriedade de tratar todas as variáveis de forma simétrica, não sendo necessário depender de “incríveis restrições de identificação”. Contudo, essa abordagem tem sido criticada por ser desprovida de qualquer embasamento econômico, gerando resultados que também carecem de traços da teoria econômica.

Assim, Enders (2010) afirma que o objetivo do VAR estrutural é usar a teoria econômica para recuperar as inovações estruturais a partir dos resíduos. Nesse contexto, Sims (1986) e Bernanke

(1986)<sup>3</sup> propõem modelar as inovações, utilizando análise econômica: a ideia básica seria estimar as relações entre os choques estruturais usando um modelo econômico. Dessa forma, a abordagem VAR estrutural permite estabelecer relações contemporâneas, tendo como referencial teórico base os modelos econômicos.

Assim, diante do exposto acima, e considerando ainda, Feix, Miranda e Barros (2008), Mortatti, Miranda e Barros (2011), Paixão (2012), que desenvolveram trabalhos focados no Brasil, assumem-se como relações econômicas relevantes para a presente discussão, aquelas apresentadas a seguir, na Figura 1, indicadas pelas letras. A escolha dessas relações reflete as pressuposições que estão permeando a presente análise, ao buscar identificar se as variáveis econômicas, particularmente aquelas relacionadas ao comércio internacional têm efeitos sobre o ambiente, o que no caso do Brasil está sendo delimitado pelo indicador de poluição atmosférica, ou seja, pelas emissões de gases de efeito estufa.

	Abertura comercial	Preço das commodities	Importações mundiais	Emissões de CO2
<b>Abertura comercial</b>	1	-a	-b	0
<b>Preço das commodities</b>	0	1	0	0
<b>Importações mundiais</b>	0	0	1	0
<b>Emissões de CO2</b>	-e	-c	-d	1

Figura 1 – Matriz de relações contemporâneas para o modelo empírico proposto.

*Fonte: Elaborada pelas autoras, com base nos dados da pesquisa.*

Essa matriz é definida como matriz de relação contemporânea, e considera as relações econômicas existentes entre as variáveis de interesse. Essa matriz foi estabelecida considerando a seguinte ordem das variáveis: abertura comercial do Brasil (*Abert*), preço internacional das commodities (*PCom*), importações mundiais (*ImpW*, como *proxy* para renda mundial) e qualidade ambiental para o Brasil, dada pela quantidade de emissões de gases de efeito estufa (*PCo2*). Assim, os coeficientes presentes na matriz (Figura 1), que representam as relações contemporâneas de interesse analítico são os seguintes: o coeficiente que mede o impacto do preço das commodities internacional sobre o grau de abertura comercial brasileira ( $-a$ ), assim como o da renda mundial (medida pelas importações mundiais) sobre essa abertura comercial ( $-b$ ). Para atender ao objetivo

<sup>3</sup> SIM, C.A. *Are forecasting models usable for policy analysis?*. In: *Federal Reserve Bank of Minneapolis. Quarterly Review*. 1986. BERNANKE, B.S. *Alternative explanations of the money-income correlation*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1986. 62 p. (NBER Working Paper n. 1842).

de examinar os possíveis efeitos do comércio internacional sobre a poluição ambiental no País, medida pelas emissões de gases, também foram definidos os coeficientes de impacto da abertura comercial brasileira ( $-e$ ), do preço das commodities internacional ( $-c$ ), e da renda mundial ( $-d$ ) sobre a variável ambiental, emissões de gases. Para realizar essa imposição consideraram-se as relações econômicas de interesse e seguiu-se o resultado do teste LR para sobreidentificação, que não rejeitou as restrições impostas a um nível de significância de 5%.

A pressuposição é que a elevação de preços internacionais de commodities, importante grupo de produtos exportados pelo Brasil, assim como a melhoria da renda mundial, tende a incentivar o comércio externo do País. Esse estímulo ao comércio pode ter algum efeito significativo sobre o desempenho ambiental, seja no aumento da poluição ambiental, corroborando a visão do trade-off comércio e ambiente; seja promovendo uma redução nas emissões, o que viria a corroborar com a hipótese de Porter, de que o comércio e o ambiente podem ter sinergias, na medida em que exigências de padrões mais limpos no comércio podem contribuir para reduzir a degradação ambiental. Para realizar os procedimentos estatísticos propostos neste trabalho utilizam-se os softwares econométricos WinRats e EViews. Os resultados e discussão estão apresentados no próximo tópico.

### 3 RESULTADOS

Conforme apresentado anteriormente, busca-se, neste trabalho, identificar de que maneira comércio e meio ambiente se relacionam, estimando-se, para isso, a seguinte equação (4.1)<sup>4</sup>, na qual se consideram as variáveis em logaritmo, transcrita novamente a seguir:

$$Abert_t = \alpha + \gamma_1 ImpW_t + \gamma_2 PCom_t + \gamma_3 PCo2_t + \gamma_4 dcris + \gamma_5 dpet + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Essa equação é uma variação da equação (4) apresentada anteriormente, na qual incorporaram-se duas dummies:  $dcris$ , para o ano de 2008, visando controlar o pico observado nas séries de preços das commodities e das importações mundiais, e  $dpet$  para controlar a queda do preço das commodities no final do período analisado, a partir de agosto de 2014, ocorrida devido à uma queda no preço do petróleo.

Antes de apresentar as estimativas para os coeficientes do modelo acima e a discussão a respeito da relação comércio e ambiente com base nessa modelagem, apresentam-se primeiramente

<sup>4</sup> Neste trabalho, foram incorporadas inicialmente ao modelo tanto a taxa de câmbio quanto a utilização de capacidade instalada, contudo, para este estudo, essas variáveis não se mostraram significativas, de maneira que foram omitidas, visando uma maior parcimônia.

os resultados dos testes de estacionariedade e cointegração, necessários para garantir a robustez do modelo<sup>5</sup>.

### 3.1 RESULTADOS DOS TESTES DE ESTACIONARIEDADE E DE COINTEGRAÇÃO

A partir dos testes de raiz unitária (Anexo 1), foi possível identificar que todas as variáveis não foram estacionárias em nível. Assim, foi necessário realizar os testes na primeira diferença, obtendo-se, então, que todas as séries se mostraram estacionárias, ou identificadas como integradas de primeira ordem  $I(1)$ . Destaca-se que a variável *ImpW* não se mostrou estacionária na primeira diferença para o teste ADF. Contudo, como os demais testes identificaram a estacionariedade para ambas as variáveis, assumiu-se como resultado final o mais frequente entre os testes.

Identifica-se, portanto, que as variáveis de interesse apresentam o mesmo grau de integração, sendo estacionárias na primeira diferença. Destaca-se, contudo, que mesmo para o caso de as variáveis não apresentarem o mesmo grau de integração, o modelo ainda poderia ser rodado, pois, segundo Johansen (1995), não há obrigatoriedade de que todas as variáveis presentes na análise tenham a mesma ordem, visto que as mesmas devem ser escolhidas com base na sua importância econômica e não por possuir determinadas características estatísticas.

Após a análise de estacionariedade da série, realizou-se o teste proposto por Johansen (1988), examinando a estatística traço a fim de identificar as relações de longo prazo entre as variáveis do modelo. A escolha do número de defasagens usada nos modelos foi feita de acordo com o critério de informação de Akaike, que indicou um total de três defasagens. Os resultados desse teste são apresentados na Tabela 1 onde, comparando-se as estimativas com os valores críticos a 5%, identifica-se que não é possível rejeitar a hipótese de que existe no máximo dois vetores de cointegração. Diante disso, considera-se, então, ao estimar o modelo de análise da relação entre comércio e meio ambiente, a existência de dois vetores de cointegração.

*Tabela 1 – Resultado do teste de cointegração para as variáveis do modelo.*

<i>Hipótese nula (<math>H_0</math>)</i>	<i>Hipótese alternativa</i>	<i>Estatística traço</i>	<i>Valores críticos a 5%*</i>
$r = 0$	$r > 0$	<b>84,009</b>	<b>47,707</b>
$r = 1$	$r > 1$	<b>34,705</b>	<b>29,804</b>
$r = 2$	$r > 2$	<b>4,378</b>	<b>15,408</b>

<sup>5</sup> A fim de garantir que as variáveis não sejam correlacionadas entre si, utilizou-se o fator de inflação da variância, que apresenta como a variância de um estimador é inflada quando existe colinearidade (GUJARATI; PORTER, 2008). A partir disso, identificou-se ausência de colinearidade entre as variáveis incorporadas ao modelo.

$r = 3$  $r > 3$ 

0,642

3,841

*Fonte: Resultados da pesquisa.*

Neste ponto, destaca-se que, diante da identificação da existência de dois vetores de cointegração no modelo, ou seja, de relações de longo prazo, deve-se estimar o Modelo de Vetores Autorregressivos com Correção de Erros (VEC), de modo a incorporar à formulação do VAR essas relações entre as variáveis.

### 3.2 RESULTADOS DO MODELO DE VETORES AUTORREGRESSIVOS COM CORREÇÃO DE ERROS NA VERSÃO ESTRUTURAL (SVEC)

#### 3.2.1. Matriz de relação contemporânea

Nos subitens anteriores, identificou-se que as séries analisadas possuem raiz unitária, tornando-se estacionárias na primeira diferença, ou seja, são integradas de primeira ordem. Além disso, identificou-se também, por meio do teste de Johansen a presença de dois vetores de cointegração, de modo que é necessária a incorporação de dois vetores de correção de erros ao modelo. Diante disso, foi rodado um modelo VEC estrutural, considerando a matriz de relação contemporânea apresentada anteriormente na Figura 1, a fim de verificar as relações entre abertura comercial e qualidade ambiental.

Destaca-se que essa formulação apresentada foi escolhida em virtude de um melhor ajuste ao modelo para as interações de interesse. Os coeficientes estimados a partir dessa matriz de relação contemporânea são apresentados na Tabela 2, onde se observa que os sinais de todos os coeficientes estão de acordo com o esperado. Contudo observa-se que apenas os coeficientes relativos ao efeito das importações sobre a abertura comercial, e ao efeito da abertura comercial e das importações mundiais sobre as emissões de CO<sub>2</sub> foram significativos a 1%.

*Tabela 2 – Coeficientes estimados para a matriz de relações contemporâneas para o modelo VAR estrutural com correção de erros (SVEC). 2003- 2015.*

Relações Contemporâneas		Coeficientes estimados (%)	Nível de Significância
De	Sobre		
Preço das commodities	Abertura comercial	-0,17	0,2122
Importações mundiais	Abertura comercial	0,92	0,0000
Preço das commodities	Emissões de CO <sub>2</sub>	0,05	0,5525
Importações mundiais	Emissões de CO <sub>2</sub>	0,32	0,0004
Abertura comercial	Emissões de CO <sub>2</sub>	0,28	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

Observa-se que um aumento de 1% na taxa de crescimento<sup>6</sup> do grau de abertura comercial, que em última instância mostra o peso do comércio sobre o PIB do país, leva a um aumento de 0,28% na taxa de crescimento das emissões brasileiras de CO<sub>2</sub> equivalente, ou seja, dos Gases de Efeito Estufa. Já quando se considera o efeito do crescimento das importações mundiais, uma taxa de crescimento de 1% nessa variável leva a uma taxa de crescimento contemporâneo de 0,92% do índice de abertura e de 0,32% sobre as emissões de CO<sub>2</sub> equivalente.

Diante desses resultados, ressalta-se, então, com relação à resposta das emissões brasileiras de GEE, medidos em CO<sub>2</sub> equivalente, à variação do índice de abertura comercial do Brasil, que um aumento na taxa de crescimento da abertura comercial, levaria a um aumento da taxa de crescimento das emissões, em menor proporção, ou em outras palavras, pode-se dizer que o comércio do país cresce mais rápido do que suas emissões de gases do efeito estufa.

Comparando esse resultado com alguns estudos discutidos ao longo deste artigo, observa-se que ele pode ser relacionado ao observado por Jebli, Youssef e Ozturk (2016) e Dogan e Seeker (2016). Nestes trabalhos, os autores identificam que aumentos na abertura comercial levariam a quedas na emissão de poluentes, de modo que, uma vez que esses autores analisam a relação comércio e meio ambiente para os países da OCDE, que compreendem predominantemente países desenvolvidos, observa-se que os resultados estão condizentes com a curva de Kuznets ambiental, que afirma que para níveis de rendas maiores o nível de poluição tende a reduzir-se. No caso desta tese, contudo, analisando o Brasil que é um país em desenvolvimento, observou-se que a abertura comercial cresce a um nível maior do que as emissões, de maneira que observamos, ainda um crescimento da poluição (também de acordo com a curva de Kuznets ambiental), contudo esse crescimento ocorreria em menor magnitude do que o do nível de comércio.

Por outro lado, ao comparar-se o resultado obtido neste trabalho com o estudo de Das e Chakraborti (2012), para a Índia, cujos resultados identificam que um maior nível de comércio, gera um aumento da emissão de poluentes, observa-se um resultado similar. Destaca-se, nesse caso, que ambos são países em desenvolvimento, de maneira que pela curva de Kuznets espera-se um comportamento similar entre eles para a relação renda e poluição. É importante ressaltar ainda que neste trabalho analisa-se a relação entre as taxas de crescimento de abertura comercial e emissões, e não a elasticidade entre elas. Deve-se por fim, destacar que, embora os países sejam classificados em um mesmo grupo, existem diferença no grau de desenvolvimento, em fatores históricos, culturais e sociais, assim como na implementação de políticas entre outros, de forma que a obtenção de resultados distintos pode ser explicada.

---

<sup>6</sup> Conforme ressalta Santos (2004, p.104), na medida em que os coeficientes foram estimados nas diferenças de logaritmos, os mesmos já não indicam as elasticidades das variáveis, mas, sim, a taxa de crescimento dessas elasticidades.

Outros estudos também apresentam resultados similares ao analisar países desenvolvidos e/ou em desenvolvimento, dentre os quais se destacam os de Chintrakarn e Millimet (2006), Erdogan (2014), e Le, Chang e Park (2016).

Por fim, destaca-se que esses resultados se referem à relação contemporânea entre as variáveis sem considerar suas interações ao longo do tempo, que serão analisadas a seguir.

### 3.2.2 Decomposição da variância do erro de previsão

A decomposição de variância foi calculada para 24 períodos, porém são apresentados apenas os períodos de 1 a 6, 12, 18 e 24, a fim de facilitar a exposição, visto que nos períodos omitidos não ocorrem grandes variações. Como as principais variáveis de interesse, neste trabalho, são o índice de abertura comercial do Brasil e as emissões brasileiras de CO<sub>2</sub>, limita-se nesta subseção à apresentação da decomposição de variância dessas variáveis.

Na Tabela 3, que apresenta a decomposição de variância do erro de previsão do índice de abertura comercial, observa-se que, nos primeiros períodos, grande parte das variações da abertura comercial é explicada por ela mesma, sendo que só no primeiro mês esta parcela atinge cerca de 72% da variação. Embora essa magnitude se reduza um pouco ao longo do período, depois de 24 meses a variável ainda responde por 70% das próprias variações. As emissões, por sua vez, ganham importância na explicação dessa variável a partir do segundo período, passando a determinar quase 2% das variações no grau de abertura comercial. Contudo, mais relevante para explicar tais variações são as importações mundiais, aqui tomadas como uma proxy para a renda mundial, e que chegam ao final do período explicando quase 27% das variações na abertura comercial brasileira.

*Tabela 3 – Decomposição de variância do erro de previsão do índice de abertura comercial.*

Períodos	Desvio-Padrão	Abert	PCom	ImpW	PCo2
1	0,0852	72,3030	0,7750	26,9220	0,0000
2	0,0864	70,3830	1,0610	26,6840	1,8710
3	0,0865	70,1890	1,1190	26,7800	1,9120
4	0,0865	70,1730	1,1270	26,7810	1,9190
5	0,0865	70,1710	1,1280	26,7810	1,9190
6	0,0865	70,1710	1,1290	26,7810	1,9190
12	0,0865	70,1710	1,1290	26,7810	1,9190
18	0,0865	70,1710	1,1290	26,7810	1,9190
24	0,0865	70,1710	1,1290	26,7810	1,9190

Fonte: Resultados da pesquisa.

Já com relação à decomposição de variância dos erros de previsão da variável emissões brasileiras de CO<sub>2</sub>, apresentada na Tabela 4, observa-se que essas emissões também são influenciadas, principalmente, por elas mesmas (63% no primeiro período e 60% no último). A renda mundial mantém uma influência constante ao longo do período, respondendo por valores de cerca de 24% das variações observadas na variável emissões de CO<sub>2</sub> equivalente. Por fim, o índice de abertura responde

por cerca de 13% das variações das emissões a partir do quarto período; destaca-se que esse percentual é maior que o observado na relação inversa apresentada na Tabela 3, ou seja, supera a parcela das variações na abertura comercial explicada pelas emissões, que foi de 2%.

Tabela 4 – Decomposição de variância do erro de previsão das emissões de CO<sub>2</sub>.

Períodos	Desvio-Padrão	Abert	PCom	ImpW	PCo2
1	0,0552	12,8010	0,0010	24,2900	62,9080
2	0,0564	13,0360	2,5010	24,1370	60,3260
3	0,0566	13,0890	2,8470	24,0200	60,0450
4	0,0566	13,0890	2,8870	24,0100	60,0140
5	0,0566	13,0890	2,8930	24,0090	60,0090
6	0,0566	13,0890	2,8940	24,0090	60,0090
12	0,0566	13,0890	2,8940	24,0080	60,0090
18	0,0566	13,0890	2,8940	24,0080	60,0090
24	0,0566	13,0890	2,8940	24,0080	60,0090

Fonte: Resultados da pesquisa.

### 3.2.3 Funções impulso resposta

Apresentam-se, a seguir, as funções impulso resposta referentes às variáveis de interesse, com o intuito de analisar os efeitos de choques não antecipados sobre as variáveis do modelo. A primeira relação, expressa na Figura 2 indica a resposta das emissões de CO<sub>2</sub> a um choque no índice de abertura; observa-se, então, que esse choque no índice, provoca um aumento das emissões no primeiro período, quando se verifica que um aumento de 1% no crescimento da abertura comercial gera um aumento de 0,27% na taxa de crescimento das emissões. Ou seja, nota-se que um aumento no grau de abertura comercial gera um impacto negativo sobre o meio ambiente, ampliando a emissão de gases de efeito estufa, embora de forma mais lenta do que o crescimento do comércio representado pelo choque observado. Observa-se, ainda, que o choque se dissipa já no segundo período.

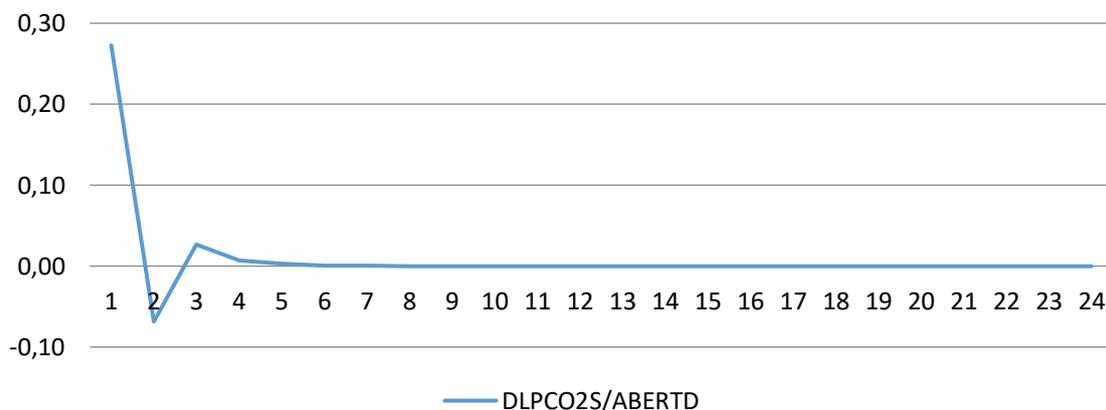


Figura 2 – Função impulso resposta: resposta das emissões brasileiras de CO<sub>2</sub> a um choque no índice de abertura comercial do Brasil.

Fonte: Resultados da pesquisa.

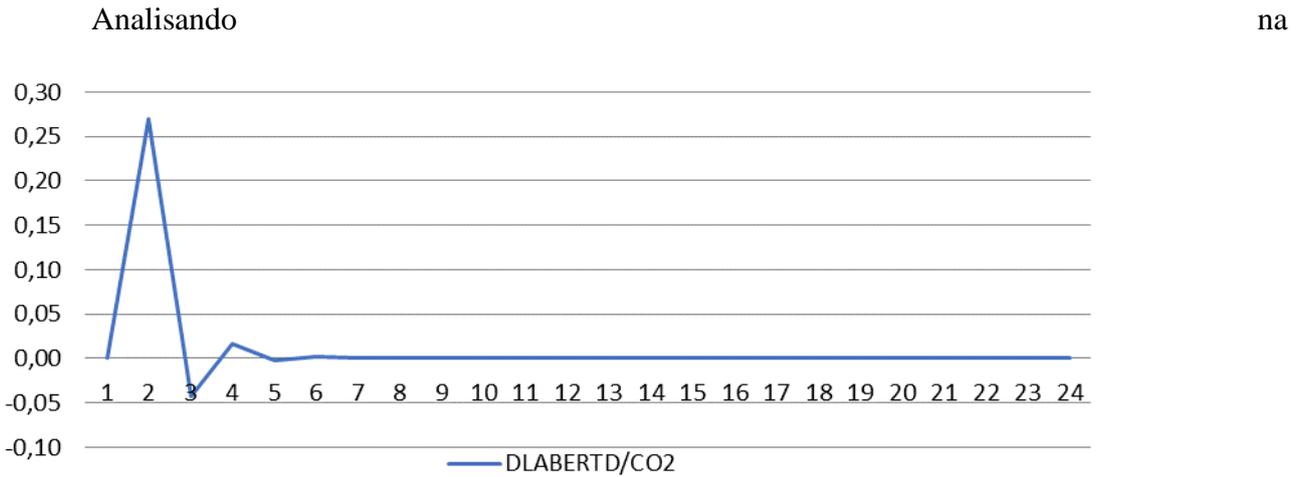


Figura 3, por sua vez, a resposta do índice de abertura comercial a um choque nas emissões, observa-se que um aumento na taxa de emissões de 1% gera um aumento na taxa de crescimento da abertura comercial de 0,27%. Após esse pico, no segundo período, observa-se um efeito negativo no terceiro mês, e nova variação até que o choque se dissipe.

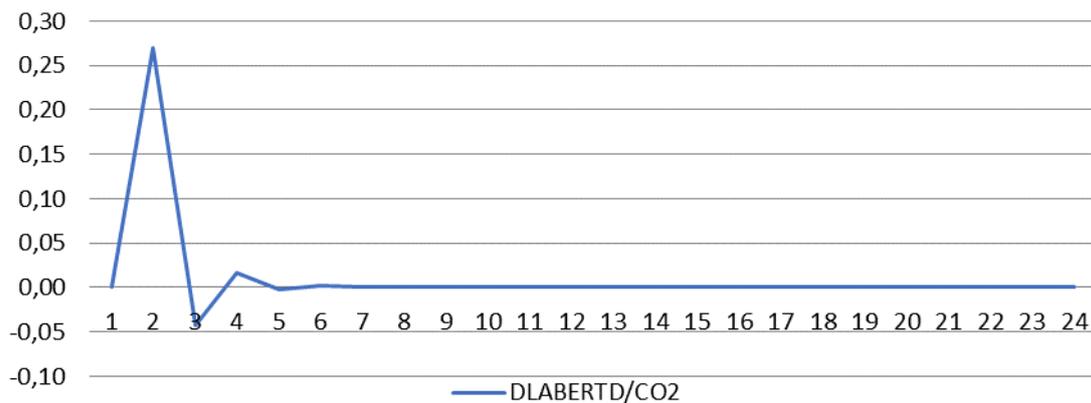


Figura 3 – Função impulso resposta: resposta da abertura comercial do Brasil a um choque nas emissões brasileiras de CO<sub>2</sub>.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Já na Figura 4, apresenta-se a resposta das emissões brasileiras de CO<sub>2</sub> a um choque nas importações mundiais, neste modelo representando a renda mundial. É possível observar que um aumento na taxa de crescimento das importações de 1% gera um aumento menos que proporcional na taxa de crescimento das emissões brasileiras de CO<sub>2</sub> equivalente, de 0,57% logo no primeiro período, e esse efeito de aceleração do crescimento se dissipa nos períodos seguintes.

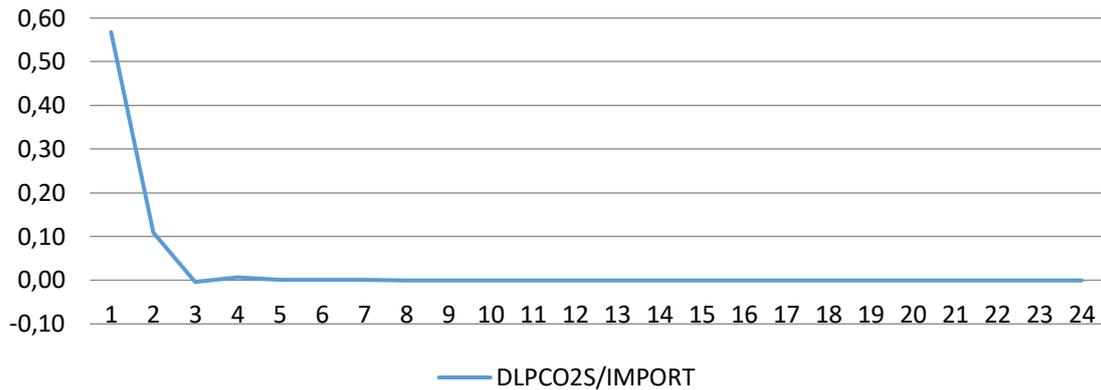


Figura 4 – Função impulso resposta: resposta das emissões brasileiras de CO<sub>2</sub> a um choque nas importações mundiais.

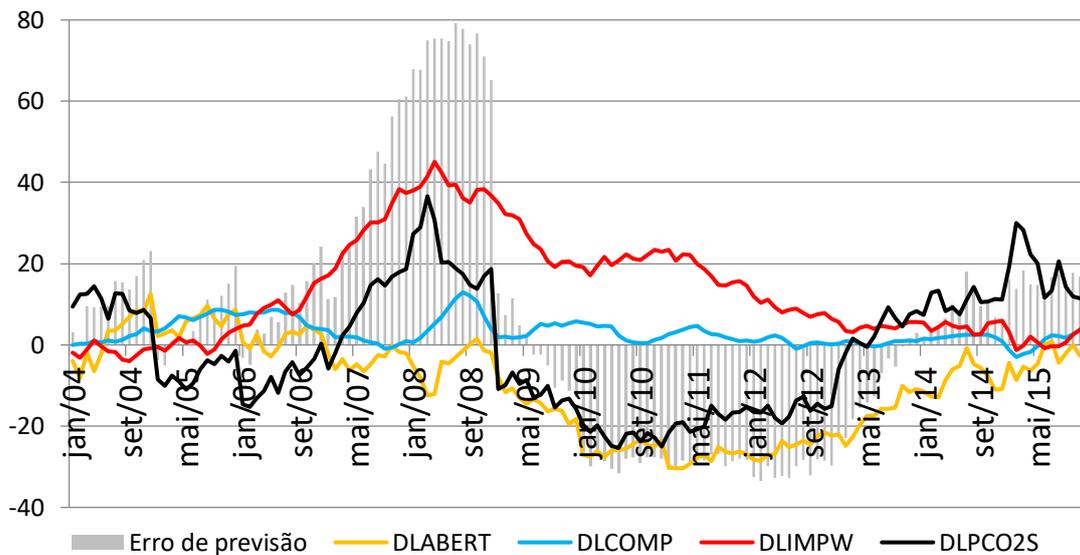
Fonte: Resultados da pesquisa.

### 3.2.4 Decomposição histórica da variância do erro da previsão

Ao realizar uma avaliação por meio da decomposição histórica, considera-se que cada variável pode desviar seu comportamento do previsto, não somente em relação a sua trajetória antecipada, como também as demais variáveis de seus valores previstos (CARRARA, 2016). Diante disso, pretende-se avaliar o que foi relevante para o comportamento observado das emissões brasileiras de CO<sub>2</sub>, considerando-se o período de janeiro de 2004 a dezembro de 2015, eliminando-se, portanto, o primeiro ano da amostra (as doze primeiras observações) como requer a metodologia.

Na Figura 5, apresenta-se a decomposição histórica da variância dos erros de previsão das emissões brasileiras de CO<sub>2</sub>. Observa-se que os erros de previsão, para o período foram predominantemente positivos até os primeiros meses de 2009 e após 2014, indicando que o modelo previa um nível de emissões de CO<sub>2</sub> equivalente menor do que o verificado na realidade; e, por outro lado, predominantemente negativos no período intermediário da amostra, indicando que o modelo previa um nível de emissões maior do que o verificado na realidade. Grande parte desse erro deve-se ao próprio CO<sub>2</sub> equivalente (*DLPCO2*), visto que esta variável apresentou ao longo do período uma queda que não foi registrada pelo modelo. Segundo o SEEG, essa redução deu-se, principalmente, em virtude da uma queda na taxa de desmatamento da Amazônia, entre 2004 e 2012. Outra variável que teve influência importante para o erro de previsão foi a variável da abertura comercial brasileira (*DLABERT*).

Figura 5 – Decomposição histórica da variância do erro da previsão das emissões brasileiras de CO<sub>2</sub>, entre janeiro de 2004 e dezembro de 2015.



Fonte: Resultados da pesquisa.

#### 4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo definir um modelo para examinar a relação entre qualidade ambiental e abertura comercial, verificando possíveis novas evidências sobre o tema em relação à literatura disponível, principalmente levando em conta a evolução das bases de dados para emissões de gases de efeito estufa. Para tanto, estimou-se um modelo VEC estrutural, que possui a vantagem de não exigir que se estabeleça, a priori, o sentido da relação entre as variáveis. Essa flexibilidade do modelo quanto às pressuposições sobre as relações das variáveis mostrou-se conveniente, visto que ao longo deste trabalho observou-se uma ampla discussão com resultados divergentes sobre de que maneira essa relação ocorre.

Os resultados apontaram que a abertura comercial no Brasil teve um efeito positivo sobre a geração das emissões brasileiras de CO<sub>2</sub>, ou seja, o crescimento do valor comercializado em relação ao PIB brasileiro aumentou as emissões de gases do efeito estufa no período analisado. Essa constatação está condizente com o que foi observado por Baek, Cho e Koo (2009) para países em desenvolvimento, e conseqüentemente, condizente com a hipótese do paraíso de poluição. Apesar dessa aparente contradição com relação à literatura, é importante destacar que o Brasil, embora seja um país em desenvolvimento, possui postura ativa na defesa da questão ambiental, por meio de políticas internas e debates internacionais, tendo sido, inclusive sede da Conferência das Nações Unidas sobre o Meio Ambiente e Desenvolvimento, em 1992 e, novamente, na Conferência de 2012

– a Rio +20. Contrariando, dessa forma, o pressuposto considerado para formular a hipótese do paraíso de poluição, de que países em desenvolvimento teriam baixo controle ambiental, sendo um destino atrativo para indústrias poluentes. Destaca-se, ainda, com relação aos resultados, que a taxa de crescimento das emissões tem sido inferior à taxa de crescimento para a abertura comercial, de maneira que é observado que a expansão comercial tem causado uma expansão menos que proporcional das emissões, o que indica que os ganhos com comércio são superiores às perdas decorrentes à poluição decorrente.

Considera-se, nesse contexto, importante destacar que embora países desenvolvidos e em desenvolvimentos tenham, em cada um dos grupos, algumas características comuns, o rol de países em desenvolvimento é bastante diverso, tanto em termos de renda, quanto em relação a aspectos sociais e políticos, de modo que uma divergência entre os resultados para os países desse grupo, não seria de todo inesperada.

A teoria neoclássica considera que um aumento da abertura comercial, e da renda, levaria a uma busca por maior eficiência, já que, seguindo Ricardo, apenas os países com vantagens comparativas na produção de determinado bem se manteriam no mercado. Nesse sentido, o resultado obtido neste trabalho, de que um aumento da taxa de crescimento da abertura econômica aumentaria a taxa de crescimento das emissões de poluentes em uma proporção menor, pode ser justificado. Adicionalmente, destaca-se que ao aumentar o grau de abertura comercial, a competição dentro do país pode aumentar, visto que, novos competidores estrangeiros poderão ter acesso ao mercado interno: esse aumento da competição, também pode ser um atrativo para que se busque uma redução das emissões de poluentes atmosféricos.

Entretanto, faz sentido pensar também, que mesmo que essa mudança no processo produtivo ocorra, ela levará tempo, de maneira que já poderia ser esperado que, contemporaneamente, as emissões de gás carbônico ampliassem-se diante de um aumento na abertura comercial. Em outras palavras, é provável que sejam observados os dois efeitos simultaneamente, visto que diferentes setores produtivos podem ter respostas diferentes à abertura comercial, em virtude de sua capacidade instalada, nível de competição, nível de poluição da indústria, grau de exigências ambientais dos países importadores atendidos pelas exportações brasileiras, entre outros fatores. De forma que para uma análise mais ampla seria interessante avaliar setores individualmente a fim de poder considerar suas peculiaridades, não apenas em relação ao processo produtivo, mas também em relação a políticas, regulamentações, medidas ambientais impostas, que podem influenciar o nível de poluição de cada um.

Deve-se lembrar, contudo, conforme discutido anteriormente, que a disponibilidade de dados referentes à questão ambiental ainda consiste em um limitante à realização de uma análise mais

detalhada e robusta visando compreender a realidade da relação entre comércio e ambiente. A importância dessa temática só cresce nas últimas décadas, tanto no âmbito da oferta quanto da demanda de bens e serviços no mundo e no Brasil. De qualquer forma, este artigo contribui com a literatura empírica, que ainda é relativamente escassa sobre a questão, especialmente no Brasil. Seus resultados permitem identificar que a maior abertura econômica recente do País contribuiu para um aumento das emissões, alinhando-se a outros registros na literatura disponível sobre esse assunto, para outros países em desenvolvimento.

### REFERÊNCIAS

ALVES, L.R.A.; BACCHI, M.R.P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Piracicaba, v.42, p. 9-33, 2004. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/resr/v42n1/20920.pdf>>. Acesso em: 12 nov. 2015.

BACCHI, M.R.P. Previsão de preços de bovino, suíno e frango com modelos de séries temporais. 1994. 172 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1994.

BAEK, J., CHO, Y.; KOO, W. W. *The environmental consequences of globalization: A country-specific time-series analysis. Ecological Economics*, Washington, 68(8-9), p. 2255-2264. Disponível em: <[http://econpapers.repec.org/article/eeeecolec/v\\_3a68\\_3ay\\_3a2009\\_3ai\\_3a8-9\\_3ap\\_3a2255-2264.htm](http://econpapers.repec.org/article/eeeecolec/v_3a68_3ay_3a2009_3ai_3a8-9_3ap_3a2255-2264.htm)>. Acesso em: 14 ago. 2018.

BAYAR, Y.; OZTURK, Ö.F. *Trade openness and environmental pollution in emerging market economies. Eurasian Econometrics, Statistics & Empirical Economics Journal*, Istanbul, v. 3, p. 33-42, 2016. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.17740/eas.stat.2016-V3-04>>. Acesso em 12 jan. 2017

BERNANKE, B. S. *Alternative explanations of the money-income correlation. Cambridge: National Bureau of Economic Research*, 1986. 62p. (NBER Working Paper, 1842) Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w1842.pdf>>. Acesso em: 12 dez. 2018.

BUENO, R.L.S. *Econometria de séries temporais*. 2 ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011. 341 p.

BUSSE, M. *Trade, environmental regulations and the WTO—new empirical evidence*.

*Journal of World Trade*, v. 38, n. 2, p. 285–306, 2004. Disponível em: <[http://refhub.elsevier.com/S0140-9883\(14\)00088-7/rf0045](http://refhub.elsevier.com/S0140-9883(14)00088-7/rf0045)>. Acesso em: 15 ago. 2017.

CAVALCANTI, M.A.F.H. Identificação de modelos VAR e causalidade Granger: uma nota de advertência. *Economia Aplicada*, Rio de Janeiro, v. 14, n. 2, p. 251-260, 2010. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/ecoa/v14n2/a08v14n2.pdf>>. Acesso em: 02 jan. 2019.

CARRARA, A.F. Choques de oferta e política monetária na economia brasileira: uma análise do impacto dos preços das commodities na inflação entre 2002 e 2014. Tese de Doutorado (Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, 2016. 173 p.

CHINTRAKARN, P.; MILLIMET, D.L. *The environmental consequences of trade: evidence from subnational trade flows*. *Journal of Environmental Economics and Management*, Kiel, 2006, p. 430-452. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0095069606000209>>. Acesso em: 07 fev. 2016.

DAS, K.; CHAKRABORTI, P. *International Trade, Environment and Market Imperfection: A Computable General Equilibrium Analysis for India*. *South Asian Journal of Macroeconomics and Public Finance*, Calcutá, v. 1, n. 2, p. 157-190. Disponível em: <<http://smp.sagepub.com>>. Acesso em: 12 jun. 2018.

DEFRA. Exploring the relationship between environmental regulation and competitiveness – Literature Review Final Report to the Department for Environment Food and Rural Affairs, 2005. Disponível em: <[randd.defra.gov.uk/Document.aspx?Document=SD14012...pdf](http://randd.defra.gov.uk/Document.aspx?Document=SD14012...pdf)>. Acesso em: 15 nov. 2016.

DOGAN, E.; SEEKER, F. *The influence of real output, renewable and non-renewable energy, trade and financial development on carbon emissions in the top renewable energy countries*. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Golden, v. 60, p. 1074–1085, 2016. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1364032116002136>>. Acesso em: 28 ago. 2016.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. *Efficient test for an autoregressive unit root*. *Econometrica*, Oxford, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996. Disponível em:

<[https://scholar.harvard.edu/files/stock/files/efficient\\_tests\\_for\\_an\\_autoregressive\\_unit\\_root.pdf](https://scholar.harvard.edu/files/stock/files/efficient_tests_for_an_autoregressive_unit_root.pdf)>.

Acesso em: 12 jan. 2017.

ENDERS, W. *Applied econometric time series*. 3 ed. Hoboken: Wiley, 2010. 517 p.

ERDOGAN, A.M. *Bilateral trade and the environment: a general equilibrium model based on new trade theory*. *International Review of Economics and Finance*, San Antonio, 34, p 52-71, 2014.

Disponível em: <[www.elsevier.com/locate/iref](http://www.elsevier.com/locate/iref)>. Acesso em: 12 set. 2015.

FARHANI, S.; CHAIBI, A.; RAULT, C. *CO<sub>2</sub> emissions, output, energy consumption, and trade in Tunisia*. *Economic Modelling*, Londres, v. 38, p. 426-434, 2014. Disponível em:

<[www.elsevier.com/locate/ecmod](http://www.elsevier.com/locate/ecmod)>. Acesso em: 20 fev. 2016.

GRETHER, J.M.; DE MELO, J. *Globalization and dirty industries: do pollution havens matter?* (no. w9776). *Natl. Bur. Econ. Res.*, 2003. Disponível em:

<<http://www.nber.org/papers/w9776>>. Acesso em: 17 set. 2016.

GUJARATI, D.N.; PORTER, D.C. *Econometria básica*. 5. ed. Porto Alegre: McGrawHill, 2011. 924 p.

HARRIS, M.N.; KONYA, L.; MATYAS, L. *Modelling the impact of environmental regulations on bilateral trade flows: OECD, 1990–1996*. *World Economics*, Londres, v. 25, n. 3, p. 387–405, 2002.

Disponível em: <[http://refhub.elsevier.com/S0140-9883\(14\)00088-7/rt0105](http://refhub.elsevier.com/S0140-9883(14)00088-7/rt0105)>.

IEA Database Project – *International environmental agreements database project*. Disponível em:

<<https://iea.uoregon.edu/>>. Acesso em: 01 fev. 2017.

IPEADATA. 2016. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 15 jun. 2016.

JEBLI, M.B.; YOUSSEF, S.B.; OZTURK, I. *Testing environmental Kuznets curve hypothesis: the role of renewable and non-renewable energy consumption and trade in OECD countries*. *Ecological Indicators*, Duluth, 60, p. 824–831, 2016. Disponível em:

<[https://www.researchgate.net/profile/Slim\\_Ben\\_Youssef/publication](https://www.researchgate.net/profile/Slim_Ben_Youssef/publication)>. Acesso em: 10 out. 2016.

JOHANSEN, S. *Statistical analysis of cointegration vectors*. *Journal of Economics Dynamics and Control*, Amsterdam, v.12, p.231-254, 1988. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0165188988900413>>. Acesso em: 12 dez. 2016.

JUG, J.; MIRZA, D. *Environmental regulations in gravity equations: evidence from Europe*. *World Economics*, v. 28, n. 11, p. 1591–1615, 2005. Disponível em: <[http://refhub.elsevier.com/S0140-9883\(14\)00088-7/rf0115](http://refhub.elsevier.com/S0140-9883(14)00088-7/rf0115)>. Acesso em: 15 mar. 2019.

KIM, R.E.; MACKEY, B. *International environmental law as a complex adaptive system*. *International Environmental Agreements: Politics, Law and Economics*, Amsterdã, n. 14, p. 5-24. Disponível em: <<https://link.springer.com/article/10.1007%2Fs10784-013-9225-2>>. Acesso em: 07 jan. 2017.

KOKOSZKA, P.; YOUNG, G. *KPSS test for functional time series*. *A Journal of Theoretical and Applied Statistics*, v. 50, n. 5, 2016. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/02331888.2015.1128937>>. Acesso em: 01 abr. 2017.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. *Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root*. *Journal of Econometrics*, North-Holland, v. 54, 1992. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/030440769290104Y>>. Acesso em: 10 jan. 2017.

LE, T.; CHANG, Y.; PARK, D. *Trade openness and environmental quality: international evidence*. *Energy Policy*. Washington, 92, p. 45-55, 2016. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301421516300301>>. Acesso em: 23 nov. 2016.

MADDALA, G.S.; KIM, I.M. *Unit roots, cointegration and structural change*. Cambridge: McGrawHill, 1998. 505 p.

MORTATTI, C.M.; MIRANDA, S.H.G.; BACCHI, M.R.P. Determinantes do comércio Brasil-China de commodities e produtos industriais: uma aplicação VECM. *Economia Aplicada*, Ribeirão Preto, v. 15, n. 2, p. 311-335, 2011. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/ecoa/v15n2/v15n2a07.pdf>>. Acesso em 07 mar. 2016.

NEUMAYER, E. *Trade measures in multilateral environmental agreements and WTO rules: potential for conflict, scope for reconciliation*. *Aussenwirtschaft*, St.Gallen, v. 55, n. 3, p. 1-24, 2000. Disponível em: <[https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=248528](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=248528)>. Acesso em: 09 nov. 2016.

OCDE. *Trade Measures in Multilateral Environmental Agreements*. *OECD Publishing*, Paris, 2000. Disponível em: <[http://www.oecd-ilibrary.org/trade/trade-measures-in-multilateral-environmental-agreements\\_9789264180611-en](http://www.oecd-ilibrary.org/trade/trade-measures-in-multilateral-environmental-agreements_9789264180611-en)>. Acesso em: 10 dez. 2016.

PAE, H.T.; TSAI, C.M. *CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption and economic growth in BRIC countries*. *Energy Policy*, Washington, v. 38, p. 7850-7860, 2010. Disponível em: <[www.elsevier.com/locate/enpol](http://www.elsevier.com/locate/enpol)>. Acesso em: 03 mar. 2017.

PAIXAO, M.A.S. O Brasil e as energias renováveis: um estudo sobre as negociações de bens ambientais. Dissertação de Mestrado (Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, 2012. 157 p.

PERRON, P. *The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis*. *Econometrica*, Oxford, v. 57, n. 6, p. 1361 – 1401. 1989. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1913712>>. Acesso em: 13 jan. 2017.

PETHIG, R. *Pollution, welfare and environmental policy in the theory of comparative advantage*. *Journal of Environmental Economics and Management*, Orlando, v.2, n. 3, p.160-169, Feb. 1976.

SANTOS, D.F.dos. Políticas macroeconômicas e seus efeitos sobre as importações de lácteos no Brasil. Tese de Doutorado (Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, 2004. 121 p.

SCHWERT, G.W. *Teste for unit roots: a Monte Carlo investigation*. *Journal of Business and Economic Statistics*, Washington, v. 7, n. 2. 1989. Disponível em: <<http://schwert.ssb.rochester.edu/jbes.htm>>. Acesso em: 13 dez. 2016.

SIMS, C. *Macroeconomics and Reality*. *Econometrica*, v.48, p.1-48, 1980. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1912017>>. Acesso em: 10 nov. 2016.

SISTEMA GERENCIADOR DE SÉRIES TEMPORAIS – SGS – Banco Central do Brasil. 2016. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/?SERIESTEMP>>. Acesso em: 18 jun. 2016.

SPEROTTO, F.Q. As regulamentações ambientais redefinindo a geografia da produção: estudo de caso da produção de celulose no Cone Sul. 2014. Tese de Doutorado (Planejamento Urbano e Regional) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, 2014. Disponível em: <<https://www.lume.ufrgs.br/bitstream/handle/10183/95376/000915471.pdf?sequence=1>>. Acesso em: 14 jul. 2015.

THORNSBURY, S. *Technical regulations as barriers to agricultural trade*. Dissertação de Doutorado - *Faculty of Virginia Polytechnic Institute and State University*. 1998. Disponível em: <<https://theses.lib.vt.edu/theses/available/etd-92998-84637/unrestricted/beginf-gs.pdf>>. Acesso em: 12 jan. 2015.

VAN BEERS, C.; VAN DEN BERGH, J.C. 1997. *An empirical multi-country analysis of the impact of environmental regulations on foreign trade flows*. *Kyklos*, Zurich, v. 50, n. 1, p. 29–46. Disponível em: <[http://refhub.elsevier.com/S0140-9883\(14\)00088-7/rf0160](http://refhub.elsevier.com/S0140-9883(14)00088-7/rf0160)>. Acesso em: 15 mar. 2019.

VAN BEERS, C.; VAN DEN BERGH, J.C., 2000. *The impact of environmental policy on foreign trade: Tobey revisited with a bilateral flow model* (no. 00-069/3). *Tinbergen Institute Discussion Paper*, n.69/3. Disponível em: <<https://www.econstor.eu/handle/10419/85406>>. Acesso em: 15 mar. 2019.

XU, X. *International trade and environmental regulation: time series evidence and cross section test*. *Environmental and Resource Economics*, Veneza, v. 17, n. 3, p. 233–257, 2000. Disponível em: <<https://link.springer.com/article/10.1023%2FA%3A1026428806818>>. Acesso em: 15 mar. 2019.

WOOLDRIDGE, J.M. *Introductory econometrics – a modern approach*. 2 ed. Mason: Thomson, 2003. 863 p.

## ANEXO 1 – Resultados dos testes de raiz unitária ADF, DF-GLS e KPSS.

Variável	Tipo do Teste	Em Nível		1ª Diferença	
		Valor	Conclusão	Valor	Conclusão

Teste ADF					
Índice de Abertura	Constante	-3,93	Tem RU	-4,25	Estacionária
	Constante e Tendência	-4,34		-4,05	
Preço Commodities	Constante	-1,82	Tem RU	-7,85	Estacionária
	Constante e Tendência	-0,80		-8,09	
Importação Mundial	Constante	-2,09	Tem RU	-2,59***	Estacionária
	Constante e Tendência	-3,37		-2,74	
Emissões de CO2 Brasil	Constante	-1,40	Tem RU	-11,44	Estacionária
	Constante e Tendência	-2,07		-11,42	
Teste DF-GLS					
Índice de Abertura	Constante	0,59	Tem RU	-6,33	Tem RU
	Constante e Tendência	-1,11		-6,70	Estacionária
Preço Commodities	Constante	-0,85	Tem RU	-4,80***	Estacionária
	Constante e Tendência	-0,92		-6,02	
Importação Mundial	Constante	0,11	Tem RU	-11,52	Estacionária
	Constante e Tendência	-1,34		-15,22	
Emissões de CO2 Brasil	Constante	-0,21	Tem RU	-11,78	Estacionária
	Constante e Tendência	-1,93		-11,17	

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: \* significância a 1%, \*\* significância a 5%, \*\*\* significância a 10%.

Valores críticos ADF: Constante: -2,58 a 10%, -2,88 a 5% e -3,47 a 1%.

Com constante e tendência: -3,14 a 10%, -3,44 a 5% e -4,02 a 1% (MACKINNON, 1996).

Valores críticos DF-GLS: Constante: -1,62 a 10%, -1,94 a 5% e -2,58 a 1%, (MACKINNON, 1996).

Constante e tendência: -2,69 a 10%, -2,98 a 5% e -3,51 a 1% (ELLIOTT-ROTHENBERG-STOCK, 1996).