



Qá^caaa) ÁEÜ^sacÍ Á^ÁHÍ DÁ) ÁSOV D ÖÖY ÁHÁ^ÁHÍ DÁ) Reconocida por el DICE, incorporada a la base de datos bibliográfica ISOC, en RePec, resumida en DIALNET y encuadrada en el Grupo C de la Clasificación Integrada de Revistas Científicas de España.
Vol 12. Nº 35
Diciembre 2019
<https://www.eumed.net/rev/delos/35/index.html>

A QUALIDADE DA ÁGUA DE RIOS IMPACTA NO DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO? UMA ABORDAGEM USANDO CAUSALIDADE DE GRANGER COM DADOS EM PAINÉIS EM RIOS E ESTADOS BRASILEIROS

Everton Anger Cavalheiro* (Professor Doutor na Universidade Federal de Pelotas- Rio Grande do Sul/ Brasil) -
eacavalheiro@hotmail.com

Frantzso Pierre** (Graduado em Filosofia na Universidade Católica de Pelotas -Rio Grande do Sul/ Brasi) -
frantzopierre@ ymail.com

Alejandro Martins Rodriguez*** (Professor Doutor na Universidade Federal de Pelotas- Rio Grande do Sul/ Brasil) -
aljmartins@gmail.com

Conteúdo

Resumo	2
Resumen	2
1. Introdução	2
2. Referências	4
2.1 Causalidade no contexto da EKC	4
3. Procedimentos metodológicos	8
3.1. Caracterização da pesquisa.....	8
3.2. Teste de raiz unitária – Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Cointegração de Johansen	8
3.3. Teste de causalidade de Granger.....	9
3.4. Variáveis utilizadas na pesquisa	10
4. Análise dos resultados	10
5. Considerações finais	15
Referências	15

*Doutor em Administração pela Universidade Federal de Santa Maria, atual professor nos cursos de Engenharia de Produção, Administração e Mestrado em Administração Pública na Universidade Federal de Pelotas, Pelotas, RS.

**Graduado em Filosofia na Universidade Católica de Pelotas, Pelotas, RS.

*** Doutor em Engenharia de Produção pela Universidade Federal de Santa Catarina, atual professor nos cursos de Engenharia de Produção, Administração e Mestrado em Administração Pública na Universidade Federal de Pelotas, Pelotas, RS.

RESUMO

Estudos empíricos da Curva Ambiental de Kuznets examinam a presença ou não de uma relação invertida em forma de U entre o nível de poluição ambiental e o nível de renda ou de desenvolvimento econômico. A abordagem teórica presume que a relação entre o desenvolvimento econômico e a poluição seja de causalidade unidirecional com o desenvolvimento econômico causando mudanças ambientais e não o contrário. Por outro lado, a direção de causalidade entre qualidade ambiental e desenvolvimento econômico tem implicações políticas significativas, em que qualquer presunção pode levar conclusões erradas e, portanto, o estabelecimento de políticas econômicas e ambientais equivocadas. Neste trabalho observou-se cointegração, em bases anuais no período de 2003-2015, entre a qualidade da água de 5 importantes rios brasileiros (medido pelo DBO) e o desenvolvimento econômico (medido pelo PIB) dos estados em que os rios fluem. Observou-se também a qualidade da água dos rios causa (do tipo Granger) variações no PIB, denotando que a sociedade que negligencia a qualidade de seus rios, negligencia também o seu futuro econômico.

Palavras chaves: qualidade da água, DBO, PIB, curva ambiental de Kuznets

RESUMEN

Los estudios empíricos de la curva ambiental de Kuznets examinan la presencia, o no, de una relación invertida en forma de U entre el nivel de contaminación ambiental y el nivel de ingresos o desarrollo económico. El enfoque teórico supone que la relación entre el desarrollo económico y la contaminación es causalidad unidireccional con el desarrollo económico que causa el cambio ambiental, y no al revés. Por otro lado, la dirección de causalidad entre la calidad ambiental y el desarrollo económico tiene implicaciones políticas significativas, donde cualquier presunción puede llevar a conclusiones erróneas y por lo tanto, al establecimiento de políticas económicas y ambientales equivocadas. En este trabajo, se observó la cointegración, anualmente en el período 2003-2015, entre la calidad del agua de 5 ríos brasileños importantes (medidos por DBO) y el desarrollo económico (medido por el PIB) de los respectivos estados por los cuales esos ríos fluyen. Se observó también que la calidad del agua de los ríos causa variaciones (tipo Granger) en el PIB, lo que denota que la sociedad que descuida la calidad de sus ríos, también descuida su futuro económico.

Palabras clave: calidad del agua, DBO, PIB, curva ambiental de Kuznets.

1. INTRODUÇÃO

Na literatura econômica atual e nos mais diversos campos científicos, ou na mídia em geral, é notável o dilema que envolve a ligação entre crescimento econômico e degradação ambiental. Por conseguinte, o que se busca entender, realmente, é se existe uma troca entre crescimento e poluição, ou se é possível continuar com uma economia madura sem degradar o meio ambiente (CARVALHO e ALMEIDA, 2010).

Lee, Chiu e Sun (2010) comentam que à medida que os países desenvolvem suas economias, seus cidadãos obtêm padrões de vida mais elevados, mas durante o processo de desenvolvimento econômico e de industrialização, surgem problemas decorrentes da poluição ambiental. No processo de manufatura são gerados gases residuais, assim como efluentes líquidos, que causam poluição do ar e da água, respectivamente.

Preocupados com o problema do aumento do impacto ambiental, os pesquisadores vêm examinando a natureza do relacionamento entre o nível de atividade econômica ou renda e

indicadores de qualidade ambiental (COONDOO e DINDA, 2002). A percepção de que a água tem impacto no crescimento econômico desencadeou a necessidade de enfatizar e entender a natureza desse impacto (KHANJI e HUDSON, 2016). Damania *et al.* (2019) complementam que embora muitos parâmetros da qualidade da água possam afetar o crescimento econômico, a DBO é talvez a medida mais apropriada para testar a relação entre a qualidade da água e o PIB, dada a sua capacidade de *proxy* de uma ampla gama de poluentes.

Hipóteses teóricas apontam para a existência de uma relação em U invertido entre renda (ou desenvolvimento econômico como *proxy* à esta variável) e qualidade ambiental, crescente em um primeiro estágio do crescimento econômico e decrescente em um segundo estágio. Relação também conhecida como curva ambiental de Kuznets, do inglês *Environmental Kuznets Curve*, ou EKC (KAMOGAWA, 2008). A partir dessa perspectiva seguiram-se vários estudos no campo da economia, em que se buscou analisar o *trade-off* entre crescimento econômico e degradação ambiental.

Coondoo e Dinda (2002) e Dinda (2004) determinam que a hipótese da EKC é realmente o resultado do processo dinâmico de mudança. Coondoo e Dinda (2002) argumentam que uma mudança no nível de atividade econômica (medida pelo PIB, por exemplo) provoca uma mudança na qualidade do meio ambiente e vice-versa. Lee, Chiu e Sun (2010) destacam que a direção da causalidade entre o nível de desenvolvimento econômico e qualidade ambiental nem sempre é unidirecional. Além disso, quando a degradação ambiental mostra irreversibilidade, níveis mais altos de crescimento econômico não podem ser sustentados (ARROW *et al.*, 1995).

Portanto, para reduzir os vieses dos estimadores, o desenvolvimento econômico e a qualidade ambiental devem ser considerados tanto causa quanto consequência uma da outra, como propõe a hipótese da EKC (TAHVONEN e KUULUVAINEN, 1993; VAN EWIJK e WIJNBERGEN, 1995; STERN, COMMON e BARBIER, 1996; COONDOO e DINDA, 2002). Dado a existência de conjuntos de dados no formato de séries temporais sobre medidas de nível de atividade econômica e medidas de qualidade ambiental, pode-se analisar o relacionamento de tais séries temporais utilizando técnicas econométricas como o Teste de Causalidade de Granger, por exemplo (COONDOO e DINDA, 2002).

Tal ferramenta tem sido amplamente utilizada para verificar a existência de fluxos causais, em que é possível, por exemplo, identificar a existência de causa e efeito entre desenvolvimento econômico e qualidade ambiental. Por outro lado, a presunção de uma direção de causalidade pode dificultar uma compreensão mais completa da verdadeira natureza da relação desenvolvimento econômico e qualidade ambiental (COONDOO e DINDA, 2002). Ademais, a direção de causalidade entre qualidade ambiental e desenvolvimento econômico tem implicações políticas significativas, em que qualquer presunção pode levar conclusões erradas e o estabelecimento de políticas econômicas e ambientais equivocadas.

Neste trabalho buscou-se identificar se existe evidência de dados que mostrem alguma interdependência entre poluição de águas de rios regionais brasileiros (medida pelo DBO) e o desenvolvimento econômico dos locais aonde estão inseridos (medido pelo PIB de cada um dos

estados em que os rios fluem), bem como buscou-se identificar o fluxo causal entre tais variáveis, pois como a água é necessária para a vida, para a saúde e para o desenvolvimento econômico, as impurezas geradas pelos poluidores a montante podem afetar os usuários a jusante (DAMANIA, *et al.*, 2019).

O exame das regiões a jusante de rios isola as externalidades negativas da poluição da água e exclui parcialmente os benefícios do crescimento econômico que as gerou. No entanto, todo crescimento, principalmente quando ocorre dentro do mesmo país, está intrinsecamente vinculado.

Portanto, é provável que as regiões a jusante ainda vejam uma expansão dos benefícios econômicos da produção a montante, enviesando as estimativas para zero (DAMANIA, *et al.*, 2019). A implicação é que esse resultado provavelmente é uma subestimação do verdadeiro impacto, o que poderia levar a erros do tipo 2 (não rejeição da hipótese nula do teste de Causalidade de Granger, por exemplo), uma vez que a análise topo um país poderia conter efeitos diversos que implicariam em uma interpretação equivocada dos resultados.

Sendo assim, o presente artigo busca responder o seguinte problema de pesquisa: há fluxo causal entre a Demanda Biológica de Oxigênio (DBO) de cinco rios brasileiros e o PIB (produto interno bruto) dos estados em que eles fluem? Investiga-se, portanto, como o crescimento econômico impacta na qualidade ambiental e também como a qualidade ambiental afeta o crescimento econômico na base de hipótese teórica da Curva de Kuznets (EKC).

2. REFERÊNCIAS

2.1 Causalidade no contexto da EKC

A hipótese da EKC postula uma relação na forma de U invertido entre degradação ambiental/poluição e o nível da atividade econômica/renda per capita de uma economia, com a primeira tomada como variável dependente (COONDOO e DINDA, 2002). A hipótese da EKC trata, essencialmente, de um processo dinâmico de mudança, em que à medida que a renda per capita ou desenvolvimento econômico de uma economia cresce, a qualidade ambiental cai, atingindo, porém um pico e então começa o declínio após um nível limiar de renda, ou desenvolvimento econômico, ter sido cruzado. Carvalho e Almeida (2009) comentam que em um primeiro momento, quando o crescimento é bem-sucedido, a poluição é uma consequência da fabricação de produtos para atender às necessidades da população. Por outro lado, essa população não presta muita atenção sobre a questão da degradação do meio ambiente.

Ainda sob perspectiva da hipótese da EKC, a elasticidade da renda e qualidade ambiental cai para zero com o aumento da renda e torna-se negativo além de determinado limite. Em outras palavras, sob a hipótese EKC, com o crescimento da renda, o perfil de consumo e de consciência ambiental muda e a pressão por ações empresariais, governamentais e de consumo consciente também mudam, refletindo uma clara preferência por um ambiente mais limpo em níveis mais altos de renda per capita e desenvolvimento econômico. Deacon e Norman (2004) afirmam que esse raciocínio sugere que a melhoria do meio ambiente decorre do crescimento econômico.

Lee, Chiu e Sun (2010) observaram que na América a qualidade da água (medida pelo DBO) piora à medida em que o PIB per capita aumenta, em que o ponto de reversão da poluição ocorre quando atinge o PIB per capita anual de US\$ 13.956,00, melhorando a qualidade da água à medida em que o PIB aumenta a partir deste ponto. Já no continente europeu, o ponto de reversão foi de US\$ 38.221,00.

Em síntese, a teoria considera a qualidade ambiental como sendo a causa e a renda (ou desenvolvimento econômico) como efeito. Isso pode ser interpretado pela ótica de produção, em que o impacto ambiental é um subproduto inerente da atividade produtiva e esta essencial para a geração de renda, em que sem o impacto ambiental a geração de renda é impossível. (COONDOO e DINDA, 2002). Por outra via, hipótese da EKC propõe no segundo regime, um país pode experimentar crescimento de renda com um declínio correspondente nos impactos ambientais, melhorando a qualidade do ambiente.

Apesar desta suposição teórica, Damania *et al.* (2019) demonstram que o status de alta renda não confere imunidade aos problemas de qualidade da água. Isso contradiz, portanto, a hipótese da curva ambiental de Kuznets, que postula que a poluição eventualmente diminui com a prosperidade.

A liberação da poluição em rios a montante atua como um vento contrário que reduz o crescimento econômico nas áreas a jusante, reduzindo o crescimento do PIB nas regiões a jusante em até um terço (DAMANIA, *et al.*, 2019). Os autores destacam ainda quando o nível de água superficial da DBO está no nível em que os rios são considerados altamente poluídos (superior a 8 miligramas por litro), o crescimento do PIB nas regiões a jusante é reduzido em um terço. Essa é mais uma indicação clara de que freqüentemente existem compensações entre os benefícios da produção econômica e a qualidade ambiental, e que as externalidades geradas pela produção podem ser circulares, reduzindo o crescimento econômico.

Os autores destacam quando o nível de DBO excede 8 mg/L - um nível em que os rios são considerados fortemente poluídos - o crescimento do PIB cai significativamente, em 0,82%, no fluxo a jusante. Os autores comparam com uma taxa de crescimento média de 2,33%, denotando que cerca de um terço do crescimento econômico é perdido. Quando a amostra é restrita apenas a países de renda média, onde a DBO é um problema maior, o impacto aumenta para 1,16%, o que implica que quase metade do crescimento é perdida (DAMANIA *et al.*, 2019). Nos países de alta renda, onde os níveis de DBO são mais baixos, o PIB cai apenas 0,34% nas regiões a jusante dos rios fortemente poluídos. Tais resultados denotam, portanto, que o crescimento econômico (medido pelo PIB) é consequência da qualidade da água (medida pelo DBO).

Sob esta perspectiva, portanto, é possível inferir que existe uma relação circular entre poluição da água e crescimento econômico. Quase todo o crescimento gera algum subproduto, e esse subproduto é freqüentemente descarregado em cursos de água ou solos, que acabam encontrando seu caminho para os rios. Ao mesmo tempo, a presença de poluição da água afeta a atividade econômica - seja aumentando os custos de saúde, reduzindo a produtividade do trabalho, aumentando os custos para as empresas ou reduzindo a produção agrícola (DAMANIA

et al., 2019). Na tabela 1 Apresenta-se algumas evidências teóricas e empíricas da relação entre qualidade ambiental e desenvolvimento econômico.

Tabela 1: Evidências teóricas e empíricas da relação entre qualidade ambiental e desenvolvimento econômico

Autor e ano	Método	Resultados
Singman (2002)	Analisaram o DBO e o PIB per capita em 291 rios transfronteiriços no período de 1979 a 1990	Os autores observaram uma relação negativa entre o PIB per capita e a qualidade da água em que o aumento de mil dólares do PIB aumenta em 0,09 log unidades de DBO.
Emmanuel e Lindskog (2002)	Revisão teórica	Os autores observam que no Haiti, o crescimento populacional, a poluição e o desmatamento causam contaminação dos recursos hídricos afetando o crescimento econômico.
Coondoo e Dinda (2002)	Cointegração e Causalidade de Granger entre poluição ambiental e renda per capita em 88 países entre o período de 1960 e 1990	Observaram que o grupos de países desenvolvidos (América do Norte e Europa Ocidental), a causalidade ocorre da poluição ambiental para a renda. Para os grupos de países da América Central, América do Sul, Oceania e Japão obtém-se a causalidade da renda à poluição ambiental. Finalmente, para os grupos de países da Ásia e da África a causalidade é bidirecional.
Lee, Chiu e Sun (2010)	Analisaram 97 países no período de 1980 a 2001	Confirmaram a Hipótese da Curva Ambiental de Kuznets (EKC) no formato de U invertido nos continentes americano e europeu, porém não confirmaram nos continentes asiático, oceânico e africano. Na América, observaram que a qualidade da água piora à medida em que o PIB per capita aumenta, em que o ponto de reversão da poluição ocorre quando atinge o PIB per capita anual de US\$ 13.956,00, melhorando a qualidade da água à medida em que o PIB aumenta a partir deste ponto. Já no continente europeu, o ponto de reversão foi de US\$ 38.221,00.
Meng <i>et al</i> (2015)	Analisaram 28 corpos d'água chineses no período de 2005-2010	Os autores observaram resultados diversos (correlação negativa, positiva ou inexistente) entre a qualidade da água e o PIB. Por outra via, os autores observaram uma correlação negativa entre o PIB e a qualidade da água na região dos três lagos (Taihu, Chaohu e Dianchi) que são ecologicamente importantes na China e fontes de água potável para muitas cidades chineses (Wang e Dou, 1998).
Dellachesa e Myint (2016)	Analisou 70 países no período de 1995-2005	Os autores ao analisarem as relações da atividade econômica (PIB) e a qualidade da água (DBO) observaram que a atividade econômica tem impacto direto na qualidade da água, em especial detalhe nos países mais pobres.
Kanji e Hudson (2016)	Analisaram 177 países no período de 1960 e 2009	Os autores observaram que a utilização da água afeta o crescimento econômico, em que a qualidade da água afeta o crescimento econômico em curto e longo prazo.
Damania <i>et al.</i> (2019)	Analisaram 447 lagos e reservatórios ao redor do mundo, mensalmente, entre 2002 e 2012	Observaram que quando o nível de DBO excede 8 mg/L - um nível em que os rios são considerados fortemente poluídos - o crescimento do PIB cai significativamente, em 0,82%, nas regiões a jusante. Isso é comparado com uma taxa de crescimento média de 2,33%, o que implica que cerca de um terço do crescimento é perdido.

Como pode ser observado na Tabela 1, Singman (2002), Coondoo e Dinda (2002), Lee, Chiu e Sun (2010), Dellachesa e Myint (2016), Kanji e Hudson (2016), Damania *et al.* (2019) apresentam evidências empíricas de que o crescimento econômico e a poluição das águas estão intrinsecamente ligados. Quase todas as formas de produção criam poluição como subproduto do processo produtivo.

Singman (2002), observou que durante o período 1979 a 1990 a relação entre o desenvolvimento econômico e a qualidade da água é negativa, em que um aumento no PIB per capita impacta negativamente na qualidade da água. Em linha ao estudo de Singman (2002), Emmanuel e Lindskog (2002) argumentam que o aumento populacional, o desmatamento e a poluição das águas podem provocar um declínio no desenvolvimento econômico. A vista disto, Coondoo e Dinda (2002) estabeleceram uma ligação entre qualidade da água e desenvolvimento econômico, os quais demonstraram a existência de um fluxo causal entre as variáveis.

Os autores observaram que nos grupos de países da América do Norte e da Europa Ocidental, a causalidade parte da poluição ambiental para a renda. Constataram também que nos grupos de países da América Central e América do Sul, da Oceania e do Japão, a causalidade segue da renda para a poluição ambiental. E por último, perceberam que na Ásia e na África, a causalidade ocorre tanto da poluição ambiental para a renda quanto da renda para a poluição ambiental (Coondoo e Dinda (2002).

Damania *et al.* (2019) explicam que com o entendimento de que eliminar toda a poluição da água é muito onerosa e até inviável, os reguladores e formuladores de políticas devem tomar decisões sobre o nível apropriado de poluição da água. Em termos estritamente econômicos, isso exige ponderar os benefícios da atividade poluidora contra os custos da poluição.

Como os benefícios e os custos derivam da mesma fonte, isolar e quantificar os impactos macroeconômicos de cada um é um desafio. Os autores continuam explicando que uma abordagem ingênua que correlacione a poluição da água com o PIB provavelmente entrará em conflito com os impactos positivos e negativos, como pode ser observado em Meng *et al* (2015).

Alexander (2001) argumenta que uma alternativa mais abrangente que a correlação é o uso de cointegração, uma vez que mede o relacionamento de longo prazo entre duas variáveis. Duas variáveis são definidas como cointegradas quando ocorre um equilíbrio de longo prazo entre elas (GUJARATI; PORTER, 2011). Segundo Alexander (2001), esta relação de interdependência temporal entre as variáveis podem sugerir a existência de algum fluxo causal o qual pode identificar relações de antecedência-defasagem do tipo Granger. Estas relações de antecedência e defasagem pode dar subsídios à criação de políticas econômicas e ambientais.

3. PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.1. Caracterização da pesquisa

A presente pesquisa caracteriza-se como quantitativa, explicativa e causal, com análise dados em painéis. Para que a análise, e ajuste do modelo econométrico sejam feitos corretamente, Gujarati e Porter (2011) ressaltam a importância de serem seguidas algumas etapas, que são pré-definidas quando se realiza o processo de estimação de um modelo econométrico. Segundo os autores, o caminho a ser seguido dependerá dos resultados dessas técnicas pré-estabelecidas, que assegurarão um resultado mais confiável para a utilização do modelo escolhido. De acordo com Gujarati e Porter (2011), o teste de Causalidade de Granger parte da premissa que as séries temporais analisadas devem ser estacionárias, ou seja, desenvolvem-se no tempo aleatoriamente, ao redor de uma média constante.

Para responder o problema de pesquisa, inicialmente, efetua-se o teste de raiz unitária, com o objetivo de obter os dados sem interferências de outras variáveis, que confirmam a estacionariedade das séries, para que se estime a ordem do modelo através dos critérios que determinam o grau de liberdade que se pretende obter. Ou seja, o comprimento de defasagem k , de acordo com Gujarati e Porter (2011). Dessa forma, para que se possa verificar dependências entre as variáveis, os dados serão submetidos à aplicação do teste de cointegração de Johansen. Por fim, aplica-se o teste de Causalidade de Granger.

3.2. Teste de raiz unitária – Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Cointegração de Johansen

O teste de raiz unitária é bastante difundido, e encontra-se vasta literatura recente que se utilizou desta técnica. Segundo Sampaio (2012) o teste desse modelo é aplicável quando se conhece o valor passado, e presente da variável analisada, com objetivo de prever o indicador futuro. Gujarati e Porter (2011) dizem que um problema de raiz unitária é observado quando se tem uma série temporal não estacionária.

Outra forma de reconhecer esse tipo de série é definida por Sampaio (2012) como passeio aleatório. Dessa maneira, os autores citados convergem na idéia de que a variância Y_t é não estacionária em um modelo de série temporal com tendência. A equação da raiz unitária é descrita da seguinte forma:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (1)$$

Nesta equação, o ponto do erro é reconhecido por u_t . Logo, a existência de uma série não estacionária, ou seja, a ocorrência de um passeio aleatório sem deslocamento está sujeita à $\rho = 1$. Segundo Gujarati e Porter (2011), e Tsay (2012), para se ter certeza se a série é ou não estacionária, aplica-se o teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), em que se realiza três diferentes estimativas de testes de hipóteses nulas, observadas na Tabela 2.

Tabela 2 : Equações das estimativas DF, sob as três hipóteses existentes.

Nome do teste	Equação Dickey-Fuller
Passeio aleatório	$Y_{it} = \delta Y_{it-1} + u_{it} \quad (2)$
Passeio aleatório com deslocamento.	$Y_{it} = \beta_1 + \delta Y_{it-1} + u_{it} \quad (3)$
Passeio aleatório com deslocamento em torno de uma tendência determinística.	$Y_{it} = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{it-1} + u_{it} \quad (4)$

Fonte:Elaboração própria

Segundo a Tabela 2, as séries de dados possuem três tipos de comportamentos no teste aplicado. Dessa forma, as equações para as estimativas de Dickey-Fuller possuem hipóteses diferente para cada uma, em que T é a variável de tendência, ou temporal. Para cada caso, segundo Gujarati e Porter (2011), a série possui raiz unitária, ou é não estacionária, ou ainda possui tendência se $\delta = 0$ (Hipótese nula). Caso $\delta < 0$ (Hipótese alternativa) pode-se dizer que a série temporal é estacionária.

Os testes de cointegração, assim como o de raiz unitária, segundo Gujarati e Porter (2011), servem para verificar se os resíduos gerados pela regressão das séries são estacionários ou não. Ainda segundo os autores citados, com o intuito de evitar uma regressão não confiável, a cointegração é utilizada como um teste prévio de para a verificação do relacionamento das variáveis econômicas. Além dos testes de cointegração, Bueno (2008) ressalta a necessidade de se observar a causalidade existente entre as variáveis, com o intuito de se descobrir a causa e a direção da influência.

3.3. Teste de causalidade de Granger

Segundo Gujarati e Porter (2011), a dependência de uma variável sobre a outra não significa, necessariamente, a existência de influência entre elas. Ou seja, a causalidade não está necessariamente ligada apenas ao fato delas possuírem qualquer tipo de relação. Porém, os autores citados destacam que, embora eventos futuros não possam afetar os atuais, o que acontece no presente tem poder de influenciá-los.

Bueno (2008) ressalta que o teste de exogeneidade não deve ser confundido com o teste de causalidade de Granger. O referido autor diz que se uma variável z_t é afetada contemporaneamente por y_t , então ela é considerada exógena. Para facilitar o entendimento de como funciona o teste de causalidade de Granger, diz-se que o teste pressupõe que as informações relevantes para a predição das variáveis x e y estão contidas, unicamente, nas séries de dados temporais das mesmas. Isso é realizado através da estimativa do par de regressão a seguir:

$$x_{it} = \sum a_j y_{i,t-i} + \sum b_i x_{i,t-i} + u_{1i,t} \quad (5)$$

$$y_{i,t} = \sum c_j y_{i,t-i} + \sum d_j x_{i,t-i} + u_{2i,t} \quad (6)$$

Em que os resíduos não correlacionados são representados por u_{it} .

Através da equação (5) observa-se que x atual esteja relacionado a seus próprios valores passados, assim como os valores de y . Na eq. (6) aplica-se a lógica similar para a variável y . Dessa forma, Cavalcanti (2010) expõe quatro casos distintos que podem ser observados como resultado deste teste: (i) causalidade unidirecional de y para x ; (ii) causalidade unidirecional de x para y ; (iii) causalidade bidirecional; (iv) ausência de causalidade em qualquer direção. Dessa forma, Bueno (2008), Cavalcanti (2010) e Gujarati e Porter (2011), convergem na ideia de que mudanças em x precedem mudanças em y , ao longo do tempo, se a variável x Granger-causa a variável y .

3.4. Variáveis utilizadas na pesquisa

Damania *et al.* (2019) comentam que a demanda bioquímica de oxigênio (DBO) mede a quantidade de oxigênio necessária para decompor o material orgânico. Para os autores, sua disponibilidade quase universal (pelo menos nas regiões onde existe monitoramento da qualidade da água), combinada com sua capacidade de *proxy* de diferentes tipos de poluentes e a qualidade ambiental geral da água, o tornam um indicador útil da qualidade geral da água.

Neste trabalho utilizou-se a variação percentual da média anual da DBO (no período de 2003 a 2015), medida nos rios Capibaribe, rio Doce, rio Tietê, rio Iguaçu e rio Gravataí, em que todos estes rios são cursos de água regionais brasileiros. A escolha destes rios deu-se em razão de serem os mais importantes de cada um dos estados brasileiros analisados (Pernambuco, Minas Gerais, São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul, respectivamente). Os dados utilizados nesta pesquisa foram retirados do sítio da Agência Nacional das Águas (ANA, 2019).

No que tange ao desenvolvimento econômico, este foi medido pela variação percentual do Produto Interno Bruto (PIB) dos estados analisados, disponível no sítio da Companhia de Planejamento do Distrito Federal (CODEPLAN, 2019). A escolha do período de análise deu-se pela limitação das informações sobre o Produto Interno Bruto dos estados brasileiros. Na próxima seção são apresentados os resultados da pesquisa.

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Nesta pesquisa buscou-se analisar o impacto da qualidade da água (medida pelo Demanda Bioquímica de Oxigênio - DBO) de cinco cursos d'água (rios, bacias e represas brasileiras): Bacia do Rio Capibaribe, Bacia do Rio Doce, Represa Billings (rio Tietê), Rio Iguaçu e Rio Gravataí. A escolha de tais rios dá-se pela importância que eles têm no acesso à água para consumo humano em cinco estados brasileiros (Pernambuco, Minas Gerais, São Paulo, Paraná e

Rio Grande do Sul, respectivamente). Na Tabela 3 são apresentados a média anual (período de 2002 a 2015) da DBO em tais rios.

Tabela 3: média anual (período de 2002 a 2015 da Demanda Bioquímica de Oxigênio (DBO) da Bacia do Rio Capibaribe (estado de Pernambuco), Bacia do Rio Doce (estado de Minas Gerais), Represa Billings (rio Tietê, do estado de São Paulo), Rio Iguaçu (Zona Metropolitana da capital do estado do Paraná) e Rio Gravataí (estado do Rio Grande do Sul)

Rio / Ano	'02	'03	'04	'05	'06	'07	'08	'09	'10	'11	'12	'13	'14	'15
Capibaribe	7,8	5,1	3,1	4,3	4,2	4,8	4,2	5,1	4,3	5,5	8,4	10,7	14,1	10,8
Doce	2,1	1,6	1,6	1,5	1,6	1,3	1,5	1,3	1,1	2,1	2,0	2,1	2,2	2,2
Tietê	4,1	7,0	5,5	5,1	5,0	5,4	5,6	5,8	7,4	6,9	7,4	10,9	9,2	6,9
Iguaçu	10,9	13,8	8,6	9,5	9,0	20,4	13,0	11,3	10,2	6,3	15,4	6,5	31,5	5,4
Gravataí	2,2	2,2	3,2	3,8	4,0	2,9	2,9	3,6	3,0	2,4	2,6	4,2	4,1	4,0
Média anual	5,4	5,9	4,4	4,8	4,8	7,0	5,4	5,4	5,2	4,6	7,2	6,9	12,2	5,9

Fonte: elaboração própria

Observa-se na Tabela 3 que os cinco cursos de água apresentam variação de DBO ao longo do tempo, em que em vários anos tais rios mostraram-se fortemente poluídos, pois conforme aponta Damania *et al.* (2019), quando o DBO excede 8 mg/L - um nível em que os rios são considerados fortemente poluídos. Há especial destaque ao Rio Capibaribe aumento de DBO nos últimos 4 anos, apresentado parâmetro superior a 8 mg/L.

Esta elevada Demanda Bioquímica de Oxigênio pode ser explicada pela decomposição de material orgânico constante nos rios. Ademais, altas cargas de fósforo acabam agravando o processo de eutrofização e da proliferação de algas nos reservatórios. Igualmente, a falta ou ineficiente tratamento de esgotos sanitários, além da poluição orgânica, oriunda da agricultura e pecuária acabam elevando a quantidade de material orgânico em tais rios, elevando o nível de poluição de tais rios.

Após esta apresentação busca-se identificar as relações de causa e efeito entre qualidade da água e desenvolvimento econômico. Gujarati e Porter (2011) explicam a importância da estacionariedade para a realização do teste de causalidade de Granger. Para verificar o comportamento das séries temporais, procedeu-se para a aplicação de testes estatísticos com alto poder de significância. Realizou-se os testes de raiz unitária, em que pôde-se verificar a estacionariedade dos dados entre as variáveis analisadas, conforme apresentado na Tabela 4.

Tabela 4: Teste de raiz unitária (variáveis em nível e em primeira diferença) para as variáveis Variação Percentual da média anual do DBO (do Rio Capibaribe, do Rio Doce, do Rio Tietê, do Rio Iguaçu e do Rio Gravataí) e Variação Percentual do PIB dos estados de Pernambuco, Minas Gerais, São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul Para o período de 2003 a 2015 (em bases anuais), aplicado ao modelo determinístico sem tendência e sem intercepto, com intercepto e com intercepto e com tendência

Variável	Diferença	Com intercepto e tendência	Com intercepto	Sem intercepto e sem tendência
Variação percentual da média anual de DBO	0	50,341 ***	24,401 ***	37,623 ***
	1	82,578 ***	31,301 ***	58,700 ***
Variação percentual do PIB dos estados	0	31,648 ***	16,848 *	29,191 ***
	1	47,826 ***	48,108 ***	73,821 ***

Legenda: * significância de 10%; ** significância de 5%; *** significância de 1%. ND: não disponível

Segundo Aiube (2013), explica que a principal característica de uma série estacionária é sua distribuição invariante com o passar do tempo. Dessa forma, ele aponta que a estacionariedade pode ser estrita, em que a distribuição conjunta de y_t é idêntica à de y_{t+1} , para todo t . Ou seja, é uma definição rigorosa, pois representa o que seria ideal para a modelagem.

O segundo conceito, com relação a estacionariedade de uma série temporal, apontado por Aiube (2013), é uma definição menos rigorosa, chamada estacionariedade de segunda ordem ou estacionariedade fraca. Esse processo é detectado se a média e a variância de y_t são idênticas para qualquer t e a covariância é função apenas da defasagem. Ou seja, $E(y_t) = \mu$, constante e $Cov(y_t, y_{t-k}) = \gamma_k$, como função apenas de k . Neste trabalho realizou-se o teste de estacionariedade fraca, em que utilizou-se o teste ADF (Aumentado Dickey-Fuller).

A partir dos resultados obtidos nos testes de raiz unitária, demonstrados na Tabela 4, observa-se rejeição da hipótese nula de não estacionariedade em nível (Diferença = 0), aplicado a todas as variáveis. Ou seja, não foi observado a presença de raiz unitária, em nenhuma das modelagens utilizadas: com intercepto, tendência e intercepto ou sem tendência e sem intercepto.

Após, confirmado que todas séries temporais analisadas são estacionárias, procede-se com o teste de cointegração de Johansen para verificar se há relação de longo prazo entre o grupo de dados. Além de ser uma alternativa para determinar as relações de cointegração, quando há dois ou mais vetores cointegrados, este método assume que todas as variáveis são endógenas, ou seja, explicadas através do modelo. Dessa forma, observa-se os resultados, através da Tabela 5, a seguir.

Tabela 5: Teste de Cointegração de Johansen (modelo determinístico sem tendência e sem intercepto, com intercepto e com intercepto e com tendência) aplicado para as variáveis Variação Percentual da média anual do DBO (do Rio Capibaribe, do Rio Doce, do Rio Tietê, do Rio Iguaçu e do Rio Gravataí) e Variação Percentual do PIB dos estados de Pernambuco, Minas Gerais, São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul Para o período de 2003 a 2015 (em bases anuais).

H0	Com intercepto e com tendência	Com intercepto	Sem intercepto e sem tendência
$r \leq 5$	-7,874 ***	0,089	1,628
$r \leq 4$	1,397	1,814	-0,754 ***
$r \leq 3$	0,902	1,940	-0,090 ***
$r \leq 2$	0,327	-2,094	0,077 ***
$r \leq 1$	0,065	-2,000 **	-1,187 ***
$r \leq 0$	-12,316 ***	-3,823 ***	-2,472 ***

Legenda: * significância de 10%; ** significância de 5%; *** significância de 1%.

Confirma-se, a partir da Tabela 5, a rejeição da hipótese nula, de que o posto da matriz de cointegração é $r = 0$, com 1% de significância aplicado aos modelos determinísticos de intercepto, intercepto e tendência e sem intercepto e sem tendência. Ressalta-se que foi confirmado o

proposto por Johansen (1988), de que a hipótese nula de $r = 0$ significa que não há cointegração, pois uma classificação $r > 0$ implica uma relação de cointegração entre duas ou mais séries temporais.

Esta interdependência pode ser explicado pelo fato da qualidade da água e o desenvolvimento econômico estar intimamente relacionados em longo prazo (Singman (2002), Coondoo e Dinda (2002), Lee, Chiu e Sun (2010), Dellachesa e Myint (2016), Kanji e Hudson (2016), Damania *et al.* (2019)). Alexander (2001) destaca que as variáveis, ao apresentarem uma relação de interdependência temporal, sugerem a existência de causalidade entre elas. Frente a isso, foi realizado o teste de Causalidade de Granger para inferir se os valores passados de uma variável auxiliam na previsão da outra, através de um sistema bivariado. Os resultados são observados através da Tabela 6.

Tabela 6: Teste de Causalidade de Granger aplicado às variáveis Variação Percentual da média anual do DBO (do Rio Capibaribe, do Rio Doce, do Rio Tietê, do Rio Iguaçu e do Rio Gravataí) e Variação Percentual do PIB dos estados de Pernambuco, Minas Gerais, São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul para o período de 2003 a 2015 (em bases anuais).

Lag	Variação percentual do PIB não causa Granger Variação percentual da média anual do DBO	Variação percentual da média anual do DBO não causa Granger Variação percentual do PIB
1	0,524	1,309
2	0,104	4,488 **
3	0,055	3,748 **
4	0,617	2,496 *
5	0,312	1,634

Legenda: * significância de 10%; ** significância de 5%; *** significância de 1%.

Observa-se na Tabela 6 os resultados do teste de causalidade de Granger, utilizando dados em painéis, em que rejeitou-se a hipótese nula de que a variação percentual da média anual do DBO não causa a variação percentual do PIB para os lags 2, 3 e 4, denotando que uma variação na tendência da qualidade da água de um ano implica na variação do PIB nos anos subsequentes (a partir do segundo ano). Observa-se ainda que o impacto se estende por iversos anos (anos 2, 3 e 4, subsequentes à alteração da qualidade da água) denotando um impacto acumulativo no desenvolvimento econômico de tais estados.

Os resultados de médio e longo prazo observados nesta pesquisa são alinhados a evidencias de que o desenvolvimento econômico é impactado pela qualidade da água, conforme apontado por Coondoo e Dinda (2002) e Damania *et al.* (2019).O impacto de mais longo prazo pode ser parcialmente explicado, pois a poluição da água afeta a atividade econômica - seja aumentando os custos de saúde, reduzindo a produtividade do trabalho, aumentando os custos para as empresas ou reduzindo a produção agrícola (DAMANIA, *et al.*, 2019). A fim de verificar o impacto econômico da variação da qualidade da água buscou-se apresentar os parâmetros da regressão, conforme demonstrado na Tabela 7.

Tabela 7: Coeficientes do teste de causalidade de Granger entre as variáveis: variação do PIB, sendo causada pela variação de DBO (lags 2, 3 e 4)

Lag	Variável	Coef.	[Interv. 95% conf.]		Erro padrão	Razão-t	p-valor	Sig.
			Mínimo	Máximo				
Lag 2	Constante	0,049	0,025	0,072	0,012	4,154	0,000	***
	Δ % DBO em t-1	-0,020	-0,038	-0,001	0,009	-2,177	0,035	**
	Δ % DBO em t-2	-0,041	-0,069	-0,012	0,014	-2,835	0,007	***
	Δ % PIB em t-1	-0,202	-0,554	0,151	0,175	-1,152	0,255	
	Δ % PIB em t-2	-0,260	-0,610	0,091	0,174	-1,492	0,143	
Lag 3	Constante	0,029	-0,009	0,067	0,019	1,561	0,127	
	Δ % DBO em t-1	-0,016	-0,035	0,003	0,009	-1,671	0,103	
	Δ % DBO em t-2	-0,050	-0,080	-0,019	0,015	-3,296	0,002	***
	Δ % DBO em t-3	-0,020	-0,052	0,011	0,016	-1,290	0,205	
	Δ % PIB em t-1	-0,131	-0,518	0,256	0,191	-0,685	0,498	
	Δ % PIB em t-2	-0,101	-0,526	0,325	0,210	-0,478	0,635	
	Δ % PIB em t-3	0,392	-0,004	0,789	0,196	2,001	0,052	*
Lag 4	Constante	0,032	-0,031	0,094	0,031	1,024	0,314	
	Δ % DBO em t-1	-0,021	-0,042	0,001	0,011	-1,932	0,062	*
	Δ % DBO em t-2	-0,059	-0,096	-0,022	0,018	-3,285	0,003	***
	Δ % DBO em t-3	-0,027	-0,065	0,012	0,019	-1,397	0,172	
	Δ % DBO em t-4	-0,024	-0,063	0,016	0,019	-1,230	0,228	
	Δ % PIB em t-1	-0,166	-0,620	0,287	0,222	-0,748	0,460	
	Δ % PIB em t-2	-0,150	-0,704	0,404	0,272	-0,551	0,586	
	Δ % PIB em t-3	0,446	-0,117	1,008	0,276	1,614	0,116	
	Δ % PIB em t-4	0,022	-0,444	0,487	0,228	0,094	0,926	

Legenda: * significância de 10%; ** significância de 5%; *** significância de 1%.

Evidencia-se, na Tabela 7, que ao se considerar a defasagem de 2 períodos (2 lags), a variação percentual do DBO, defasado em t-2 anos, impacta negativamente o PIB (-0,041% em que o intervalo de confiança variou entre -0,069% e -0,012%). Conclui-se que o aumento de 1% no nível de DBO (piorando a qualidade da água) causa uma redução média de 0,041% no PIB dos estados brasileiros analisados após dois anos desse aumento de DBO. De forma análoga observa-se na regressão em lag 3 e lag 4, em que um aumento de 1% de DBO implica em redução -0,020% e -0,024%, após 3 e 4 anos (respectivamente) do aumento do DBO, indicando claramente que o aumento na poluição dos rios tem implicações diretas no desenvolvimento econômico da região em que os rios estão localizados.

Se tomarmos como base o ano de 2015 o aumento de 1 mg/L de DBO médio (passando de 5,9 para 6,9 mg/L, por exemplo) implicaria em um aumento de 16,94% de DBO. Este aumento de 16,94% DBO, implicaria numa redução de 0,687%, 0,342% e 0,402% do PIB após 2, 3 e 4 anos, respectivamente. Tomando-se o PIB médio dos estados analisados no ano de 2016 (em que houve queda de 2,64%), a queda seria ainda mais acentuada, passando a uma queda de 3,32%, por exemplo. Ademais uma queda de 0,687%, 0,342% e 0,402% do PIB implicaria na redução de R\$ 23,201 bilhões no segundo ano, R\$ 11,549 bilhões após 3 anos e R\$ 13,573 bilhões após 4 anos do aumento do DBO, totalizando R\$ 48,324 bilhões (cerca de US\$ 11,644 bilhões) de toda a riqueza gerada por aqueles estados, neste período. Este resultado vai ao encontro das evidências

apontadas por Damania *et al.* (2019), as quais demonstram que o aumento da poluição dos rios tem implicação direta no desempenho econômico das regiões aonde estão inseridos.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse artigo discute a relação existente entre desenvolvimento econômico (medido pelo PIB) e a qualidade de rios (medida pelo DBO), em que a hipótese EKC foi usada como o principal método para explicar essa relação. Autores como Coondoo e Dinda (2002), descrevem que o crescimento econômico ocorre mediante impacto ambiental, isto é, sem o impacto ambiental o crescimento não será possível. Porém, outra abordagem, levantada pelos autores como Damania *et al.* (2019) aponta para uma relação de causalidade contrária, em que o desenvolvimento econômico é impactado pela qualidade dos rios.

Os resultados de médio e longo prazo observados nesta pesquisa são alinhados a evidências de que o desenvolvimento econômico é impactado pela qualidade da água. O aumento de 1% no nível de DBO, piorando a qualidade da água, causa uma redução média de 0,041% no PIB dos estados brasileiros analisados após dois anos desse aumento de DBO, e na ordem de 0,024 %, após 4 anos, indicando claramente que o aumento na poluição dos rios tem implicações diretas no desenvolvimento econômico da região em que os rios estão localizados.

Há, portanto, a necessidade da criação de políticas econômicas e ambientais que visem um equilíbrio dinâmico tanto da qualidade ambiental quanto do crescimento econômico, desenvolvendo-se uma política econômica sustentável em termos ambientais, uma vez que a água é um recurso natural bastante importante para a vida humana e de outros seres vivos no planeta terra. A água pode ajudar no crescimento econômico de um país, mas se for poluída, pode causar impacto negativo no desenvolvimento econômico.

Ademais, a poluição dos rios pode levar a graves consequências a saúde da população provocando morte de crianças e de animais (Lee, Chiu e Sun, 2010). Um aumento do DBO não implica somente na piora da qualidade da água, mas também retarda o crescimento econômico, afetando, portanto, a própria economia e a saúde da população consumidora da água. Sendo assim a sociedade que negligencia a qualidade de seus rios, negligencia também o seu futuro econômico, assim como a sua própria existência.

REFERÊNCIAS

AIUBE, Fernando Antonio Lucena. Modelos Quantitativos em Finanças: com enfoque em commodities. Porto Alegre: Bookman, 2013. 438 p.

ALEXANDER, Carol. Market Models: a guide to financial data analysis. 1.ed. Chichester: John Wiley& Sons Ltd, 2001. 394 p.

ANA - AGÊNCIA NACIONAL DE ÁGUAS. Demanda Bioquímica de Oxigênio: Série disponível anual de 2001 a 2017 (planilha) Disponível em:

https://metadados.ana.gov.br/geonetwork/srv/en/resources.get?id=318&fname=dbo_anual_stats.csv&access=private, acesso em: 30/08/2019.

- ARROW, Kenneth et al. Economic growth, carrying capacity, and the environment. *Ecological economics*, v. 15, n. 2, p. 91-95, 1995.
- BUENO, R. D. L. D. S; *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008. 300 p.
- CARVALHO, Terciane Sabadini; ALMEIDA, Eduardo. A hipótese da curva de Kuznets ambiental global: uma perspectiva econométrico-espacial. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, v. 40, n. 3, p. 587-615, 2010.
- CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. *Economia aplicada*, v. 14, n. 2, p. 251-260, 2010.
- CODEPLAN-COMPANHIA, DE PLANEJAMENTO DO DISTRITO. FEDERAL. Série PIB Brasil e Unidades da Federação. Disponível em: <http://www.codeplan.df.gov.br/wp-content/uploads/2019/02/Serie-PIB-Brasil-e-Unidades-da-Federa%C3%A7%C3%A3o.xlsx>. Acesso em: 30/08/2019, 2019.
- COONDOO, Dipankor; DINDA, Soumyananda. Causality between income and emission: a country group-specific econometric analysis. **Ecological Economics**, v. 40, n. 3, p. 351-367, 2002.
- DAMANIA, Richard; DESBUREAUX, Sébastien; RODELLA, Aude-Sophie; RUSS, Jason; ZAVERI, Esha. **Quality Unknown: the invisible water crisis**. Washington: World Bank Group, 2019.
- DEACON, Robert; NORMAN, Catherine. Is the environmental Kuznets curve an empirical regularity?. **Department of Economics**, UC Santa Barbara, 2004.
- DELLACHIESA, Alejandro E.; MYINT, Aung P. Trade openness and the changing water polluting intensity patterns of 'dirty' and 'clean' industrial sectors. **Ecological economics**, v. 129, p. 143-151, 2016.
- DINDA, Soumyananda. Environmental Kuznets curve hypothesis: a survey. **Ecological Economics**, v. 49, n. 4, p. 431-455, 2004.
- EL KHANJI, Souha; HUDSON, John. Water utilization and water quality in endogenous economic growth. **Environment and development economics**, v. 21, n. 5, p. 626-648, 2016.
- GUJARATI, D.N.; PORTER, D.C. **Econometria Básica**. Porto Alegre: AMGH, 5 ed., 2011.
- KAMOGAWA, Luiz Fernando Ohara. **Crescimento econômico, consumo de energia e qualidade ambiental: modelos intergeracionais sob à luz da hipótese EKC**. Tese de Doutorado. Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz": Universidade de São Paulo. São Paulo: 2008.
- LEE, Chien-Chiang; CHIU, Yi-Bin; SUN, Chia-Hung. The environmental Kuznets curve hypothesis for water pollution: Do regions matter? **Energy Policy**, v. 38, n. 1, p. 12-23, 2010.
- MENG, Xiaojie *et al.* Analysis of the temporal and spatial distribution of lake and reservoir water quality in China and changes in its relationship with GDP from 2005 to 2010. **Sustainability**, v. 7, n. 2, p. 2000-2027, 2015.
- SAMPAIO, A. V. Teste de passeio Aleatório no Mercado Financeiro Brasileiro entre 2000 - 2010. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 12, n. 1. p. 21-43, 2012.

- SIGMAN, Hilary. International spillovers and water quality in rivers: do countries free ride?. **American Economic Review**, v. 92, n. 4, p. 1152-1159, 2002.
- STERN, David I.; COMMON, Michael S.; BARBIER, Edward B. Economic growth and environmental degradation: the environmental Kuznets curve and sustainable development **World development**, v. 24, n. 7, p. 1151-1160, 1996.
- TAHVONEN, Olli; KUULUVAINEN, Jari. Economic growth, pollution, and renewable resources. **Journal of Environmental Economics and Management**, v. 24, n. 2, p. 101-118, 1993.
- TSAY, Ruey S. **Analysis of Financial Time Series**. 3rd Ed. New York: Wiley: 2010.
- VAN EWIJK, Casper; VAN WIJNBERGEN, Sweder. **Can abatement overcome the conflict between environment and economic growth?** *De Economist*, v. 143, n. 2, p. 197-216, 1995.
- WANG Suming; DOU, Hongsheng. **China Lake**. Beijing: Science Press, 261–297, 199. (in Chinese)
- ZAVERI, Esha. **Quality Unknown: The Invisible Water Crisis**. Washington, DC: World Bank, 2019.