

DESASTRES TECNOLÓGICOS E IMPACTO ECONÔMICO PARA UMA ECONOMIA EM DESENVOLVIMENTO: EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

Thais Waideman Niquito^a

Fernando Pozzobon^a

Vinícius Halmenschlager^b

Felipe Garcia Ribeiro^c

Resumo: Este artigo analisa os impactos econômicos de curto prazo do rompimento da barragem de rejeitos de mineração de Fundão, localizada no município de Mariana/MG, sobre a produção e o emprego. Foram utilizadas informações de PIB municipal, disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, e de emprego formal municipal, dadas pelo Ministério da Economia. A estratégia empírica consistiu na estimação de modelos de diferença em diferenças com efeitos fixos que acomodam a possibilidade de defasagem espacial na variável dependente, na variável de tratamento e no termo de erro. Em linhas gerais, os resultados mostraram que a inserção dos componentes espaciais na modelagem faz com que o coeficiente estimado para a variável de tratamento ganhe magnitude e significância. Foram encontrados impactos diretos negativos no PIB total (-6,94%) e industrial (-18,66%), bem como no emprego industrial (-372 postos de trabalho formal, em média). A análise para segmentos selecionados na indústria revelou efeitos diretos negativos sobre a produção de produtos de metal (-142 postos, em média) e vestuário e acessórios (-62 postos, em média). Estas evidências contribuem para a discussão acerca de como desastres tecnológicos afetam economias em desenvolvimento.

Palavras-Chave: Desastres Tecnológicos. Modelo de Diferença em Diferenças Espacial. Produção. Emprego.

Código JEL: O18, R11.

Abstract: This article analyzes the short - term economic impacts of the disruption of the Fundão mining tailings dam, located in the municipality of Mariana / MG, on production and employment. Information from municipal GDP, made available by the Brazilian Institute of Geography and Statistics, and municipal formal employment, given by the Ministry of Economy, were used. The empirical strategy consisted in the estimation of models of difference in differences with fixed effects that accommodate the possibility of spatial lag in the dependent variable, in the treatment variable and in the error term. In general terms, the results showed that the insertion of the spatial components in the modeling causes the estimated coefficient for the treatment variable to gain magnitude and significance. Negative direct impacts were found on total GDP (-6.94%) and industrial (-18.66%), as well as on industrial employment (-372 average formal jobs). The analysis for selected segments in the industry showed negative direct effects on the production of metal products (-142 posts on average) and clothing and accessories (on average, -62 posts). This evidence contributes to the discussion about how technological disasters affect developing economies

Keywords: Technological Disasters; Spatial Differences-in-Differences; Output; Employment.

JEL Classification: O18, R11.

Área 10 – Economia Regional e Urbana

^a Universidade Estadual de Santa Catarina – UDESC.

^b Universidade Federal do Rio Grande – FURG.

^c Universidade Federal de Pelotas – UFPEL.

1. Introdução

Este estudo tem como objetivo analisar os impactos econômicos do rompimento da barragem de rejeitos de mineração de Fundão, localizada em Bento Rodrigues, subdistrito do município de Mariana/MG, evento que ficou nacionalmente conhecido como “tragédia de Mariana”. Mais especificamente, o presente trabalho é direcionado para a mensuração dos efeitos de curto prazo sobre a produção e o emprego formal dos municípios atingidos.

Catástrofes como a tragédia de Mariana são classificadas como desastres tecnológicos. Essa tipologia de evento, segundo Cohen (1993), é ocasionada devido aos erros humanos, falhas de projetos, funcionamento indevido de máquinas e estruturas mecânicas ou falhas de regulação. Enquadram-se nesse contexto situações como explosões de plantas químicas, incêndios em minas, derreamentos de óleos, rompimento de barragens, entre outros (BAUM, 1983; GASSEBNER, KECK e TEH, 2010). Eventos dessa classe nem sempre são previsíveis, porém são considerados evitáveis (GILL e RITCHIE, 2018).

A literatura que investiga os impactos econômicos de desastres tecnológicos é escassa. Porém, os desdobramentos e mecanismos pelos quais a tragédia de Mariana atingiu a economia local se assemelham aos impactos dos desastres naturais¹, como inundações, cheias e deslizamentos, que apresentam uma ampla literatura sobre seus reflexos. Apesar de não valer para todos os casos, é consenso que os desastres tendem a gerar efeitos negativos no curto prazo sobre o produto interno bruto setorial e total das regiões atingidas, bem como deteriorar a dinâmica do mercado de trabalho, principalmente em países em desenvolvimento, (TOYA e SKIDMORE, 2007; CAVALLO e NOY, 2011; FELBERMAYR e GRÖSCHL, 2014; KOUSKY, 2014; KLOMP e VALCKX, 2014).

Tendo em vista os possíveis impactos sobre economia e a característica peculiar aos desastres tecnológicos, conforme Gill e Ritchie (2018), de possibilitar a identificação das causas e falhas que desencadearam o evento, bem como a responsabilização dos envolvidos, mensurar os efeitos econômicos de curto prazo se torna relevante. As evidências podem fornecer subsídios para o balizamento de políticas públicas de prevenção, mitigação e reparação aos danos do desastre. Além disso, podem auxiliar as instituições responsáveis na aplicação de instrumentos legais, como multas, com intuito de recuperar os prejuízos causados, bem como evitar que novas tragédias ocorram.

A estratégia empírica adotada neste estudo foi a estimação de modelos de diferença em diferenças que acomodam efeitos espaciais, a partir de informações anuais disponibilizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e pelo Ministério da Economia para o período de 2010 a 2016. A amostra total é composta pelos 931 municípios existentes em Minas Gerais e no Espírito Santo, os dois estados brasileiros afetados pelo rompimento da barragem. Com base em Motta et. al (2017), foram contabilizados 41 municípios atingidos pelo desastre.

É possível encontrar na literatura alguns estudos dedicados a analisar o desastre de Mariana. Castro e Almeida (2019) avaliaram os efeitos sobre a produção industrial total e extrativa mineral dos estados de Minas Gerais e Espírito Santo via estimação de modelos de controle sintético. Os autores encontraram que, para o total da produção industrial, apenas o Espírito Santo foi afetado, com redução de 18,22%. Já no que tange à indústria extrativa, ambos os estados sofreram impactos negativos, sendo o observado no Espírito Santo (-25,01%) mais intenso do que o registrado para Minas Gerais (-15,58%). Já Silva (2018), também utilizando o modelo de controle sintético, avaliou o efeito do desastre sobre o saldo total de movimentação do emprego no município de Mariana, concluindo que o mercado de trabalho do município encontrava-se estagnado após o choque.

Com foco diferente do proposto no presente estudo, Simonato, Domingues e Magalhães (2018) projetaram os efeitos econômicos regionais a partir do desenvolvimento de um modelo dinâmico de equilíbrio geral computável. A partir da construção de um cenário-base, realizaram duas projeções para o período de 2016 a 2020, sendo que na primeira consideraram que não haveria retomada da atividade mineradora e, na segunda, que ocorreria a recuperação desta atividade a partir de 2018. Os resultados mostram que em nenhum dos casos o período de cinco anos seria suficiente para que os níveis de

¹ Cabe destacar que os impactos dos desastres tecnológicos, apesar de em termos econômicos serem semelhantes aos desastres naturais, conforme Gill e Ritchie (2018), são mais difíceis de serem mensurados, principalmente pelos danos mais incisivos sobre o meio ambiente e sobre as pessoas, bem como pelas características ambíguas dos efeitos.

produção, de consumo das famílias, de emprego, de investimento e de comércio atingissem os patamares observados anteriormente à tragédia.

Assim, o presente estudo, ao avaliar o efeito do rompimento da barragem sobre variáveis de produção e emprego formal a partir de modelos espaciais de diferença em diferenças, contribui para a literatura de como desastres tecnológicos afetam economias em desenvolvimento e avança em relação aos trabalhos existentes por alguns fatores principais. Inicialmente, ao abordar o problema em nível municipal permite estimar os efeitos regionais totais e não apenas os efeitos agregados. Após, a estratégia empírica utilizada possibilita a inferência dos efeitos causais da catástrofe. Por fim, ao acomodar os efeitos espaciais, são estimados além dos impactos direto do choque, também os efeitos de transbordamento dos municípios conectados geograficamente àqueles diretamente afetados, controlando os possíveis efeitos de equilíbrio geral.

De modo geral, os resultados encontrados evidenciam que a abordagem dos modelos de diferença em diferença com efeitos fixos tradicionais, ao não contabilizar os efeitos de transbordamento de um determinado choque e ao considerar entre as unidades de controle aquelas que foram afetadas indiretamente, subestima o impacto estimado sobre os municípios diretamente afetados. No que tange às variáveis de produção, foi encontrado que nos municípios diretamente afetados houve uma redução média de 6,94% do PIB total e de 18,66% do VAB industrial, sendo que não foram observados efeitos indiretos. Na análise de impacto sobre o emprego formal apenas a indústria apresentou resultados estatisticamente significativos, tendo sido verificado nos municípios diretamente afetados uma redução média de 372 postos de trabalho e nos indiretamente afetados um aumento médio de 108 postos de trabalho. Por fim, na investigação do emprego formal nos principais segmentos industriais para a região diretamente afetada, foram encontrados efeitos diretos negativos nas indústrias de produtos de metal (-142 postos de trabalho) e de vestuário e acessórios (-62).

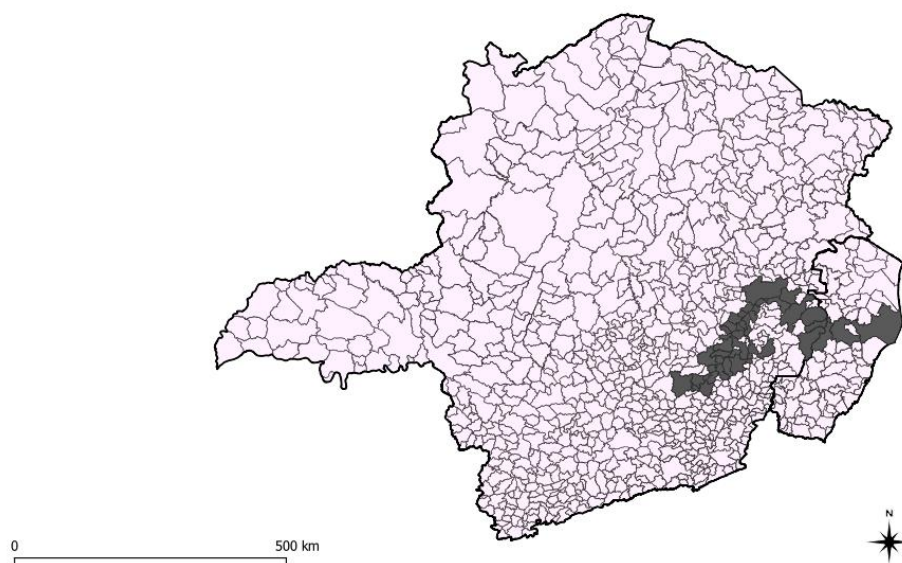
Este estudo divide-se em mais quatro seções, além desta introdução. A segunda seção descreve o evento de interesse. Na seção seguinte são detalhadas a estratégia empírica e as bases de dados empregadas nas estimações. A seção quatro apresenta e discute os resultados e a última seção traz as considerações finais.

2. O desastre de Mariana

O interior do estado de Minas Gerais se caracteriza como um importante polo do setor extrativista mineral brasileiro. Apesar da relevância econômica da atividade para o estado, o processo de mineração gera uma série de reflexos ambientais indesejáveis, como a produção de rejeitos de minério, lama e metais pesados, que são armazenados em mais 425 barragens espalhadas pelo território mineiro (FEAM, 2018). A prática do armazenamento de rejeitos em barragens é reconhecida por apresentar vulnerabilidade e potencial de rompimento (RICO, BENITO e HERRERO, 2008; SUN et al., 2012; WEI, YIN e WANG, 2012), de forma que em muitos casos desencadeiam desastres que causam graves danos ambientais, sociais e econômicos (CENDERELLI, 2000; KOSSOSF et al., 2014).

Conforme Lacaz, Porto e Pinheiro (2016) durante o desenvolvimento da atividade de mineração em Minas Gerais foram diversos os casos de rompimentos de barragens de rejeitos. Um dos episódios mais marcantes aconteceu no dia 05 de novembro de 2015, quando a Barragem de Fundão, de responsabilidade da empresa Samarco S.A, pertencente à empresa brasileira Vale e à anglo-australiana BHP Billiton Brasil, localizada no subdistrito de Bento Rodrigues no município de Mariana em Minas Gerais, rompeu. O desastre ocasionou o despejo imediato de mais de 30 milhões de metros cúbicos de rejeitos de minério no meio ambiente (MINAS GERAIS, 2015), que se espalharam a partir da jusante da barragem por mais de 600 quilômetros através do leito do Rio Doce até chegar ao litoral do estado do Espírito Santo (figura 1).

Figura 1: Posição geográfica dos municípios diretamente afetados



Fonte: Elaboração dos autores com base em Motta et. al (2017).

A catástrofe que atingiu 37 municípios mineiros e quatro municípios do Espírito Santo², ocasionou diretamente 17 óbitos e deixou mais de 600 desabrigados. As características do evento fizeram com o que a tragédia fosse classificada como o maior desastre tecnológico ambiental do Brasil e o maior evento do mundo envolvendo barragens de rejeitos (FREITAS, SILVA e MENEZES, 2016). O desastre atingiu os municípios de duas formas. Primeiro, Mariana e os municípios vizinhos a barragem como Barra Longa, Rio Doce e Santa Cruz do Escalvado tiveram parte de seu território destruído pela lama de rejeitos, de forma que concentraram parte significativa dos estragos. Nessas localidades foram comprometidas a infraestrutura pública e privada, com a destruição de unidades habitacionais, escolas, unidades de saúde, empresas, pontes, entre outros. Já a segunda forma, foi propagada através dos rios, uma vez que a lama avançou por grande parte da extensão do Rio Doce, comprometendo aproximadamente 660 km de corpos hídricos e afetando um maior número de municípios (MINAS GERAIS, 2015). Nesse caso, os impactos foram motivados, sobretudo, pela dificuldade de captação e impossibilidade de uso para consumo, atividades econômicas e recreação da água (BRASIL, 2015; FREITAS, SILVA e MENEZES, 2016).

Cabe destacar que, dentre os municípios afetados, as atividades de mineração são desenvolvidas apenas no município de Mariana (MOTTA et al. 2017). Em linhas gerais os municípios atingidos têm suas atividades econômicas voltadas ao setor de serviços. No que se refere ao PIB municipal para os municípios afetados, entre 2011 e 2016, este foi composto em média por 52% setor de serviços, 35 % indústria e 2% setor agropecuário. Para o número de vínculos empregatícios, no período de 2010 a 2015, o setor de serviços concentrou 67%, a indústria 28% e o setor agropecuário 4%. No que tange a participação dos municípios atingidos de Minas Gerais e Espírito Santo no PIB dos seus estados, entre os anos de 2011 e 2016, essas são de 5% e 7% respectivamente.

3. Estratégia Empírica

Conforme já mencionado, o objetivo do presente estudo é avaliar os impactos econômicos de curto prazo do rompimento da barragem de Fundão. Neste sentido, as perdas contabilizadas para as

² Minas Gerais: Acaiaca, Aimorés, Alpercata, Barra Longa, Belo Oriente, Bom Jesus do Galho, Bugre, Caratinga, Conselheiro Pena, Córrego Novo, Dionísio, Fernandes Tourinho, Galiléia, Gov. Valadares, Iapu, Ipaba, Ipatinga, Itueta, Mariana, Marliéria, Naque, Periquito, Pingo-d'Água, Ponte Nova, Raul Soares, Resplendor, Rio Casca, Rio Doce, Santa Cruz do Escalvado, Santana do Paraíso, São Domingos do Prata, São José do Goiabal, São Pedro dos Ferros, Sem-Peixe, Sobrália, Timóteo, Tumiritinga. Espírito Santo: Baixo Guandu, Colatina, Linhares, Marilândia.

localidades afetadas devem ser estimadas tendo-se como base os resultados que teriam ocorrido nessas mesmas localidades na ausência do choque adverso (tratamento). Claramente, este cenário alternativo – usualmente denominado *contrafactual* – não é observado, podendo ser construído a partir de diversas técnicas quase-experimentais. Partindo-se do pressuposto de tendências paralelas, ou seja, de que na ausência do tratamento a diferença nas trajetórias das variáveis de interesse entre os grupos de municípios tratados (diretamente afetados pelo rompimento) e de controle (não diretamente afetados) é constante, é possível a verificação do impacto desejado a partir da estimação de um modelo de diferença em diferenças.

Na abordagem tradicional desta estratégia empírica, inserindo-se efeitos fixos nos municípios com vistas a controlar a heterogeneidade de suas características invariantes no tempo, a equação a ser estimada é dada por:

$$Y_{mt} = \alpha_0 + \alpha_1 T_t + \alpha_2 (D_m * T_t) + \phi' Z_{mt} + v_m + \varepsilon_{mt} \quad (1)$$

em que Y_{mt} é a variável de interesse, ou seja, sobre a qual se quer avaliar o impacto da tragédia, para o município m no ano t , constituindo um vetor de dimensão $n \times 1$; T_t é a variável binária indicativa dos períodos pré-tratamento (quando recebe valor zero) e pós-tratamento (quando recebe valor 1), constituindo um vetor de dimensão $n \times 1$; D_m é a variável binária indicativa de tratamento, com valor 1 para os municípios diretamente afetados e zero para os demais, constituindo um vetor de dimensão $n \times 1$; Z_{mt} representa o conjunto de k covariadas utilizadas na estimação com o objetivo de controlar características observáveis dos municípios que podem se alterar ao longo do tempo, constituindo uma matriz de dimensão $n \times k$; v_m é a variável de efeito fixo para o município; e ε_{mt} é o termo de erro aleatório.

O conjunto de parâmetros a ser estimado é $(\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \phi')$, sendo α_2 o coeficiente de interesse, uma vez que representa o efeito médio do tratamento sobre os tratados (ATE – *average treatment effect*), condicionado à matriz Z_{mt} de covariadas:

$$\begin{aligned} ATE = [E(Y|\bar{Z}, D = 1, T = 1) - E(Y|\bar{Z}, D = 1, T = 0)] \\ - [E(Y|\bar{Z}, D = 0, T = 1) - E(Y|\bar{Z}, D = 0, T = 0)] = \alpha_2 \end{aligned}$$

Entretanto, nos modelos de diferença em diferenças, a hipótese de tendências paralelas não é suficiente para garantir a validade dos estimadores, ou seja, ausência de vies, consistência e eficiência. É necessário, adicionalmente, que o impacto do tratamento em um município diretamente afetado não tenha efeitos sobre os resultados dos municípios de controles ou dos outros municípios tratados, denominada hipótese de valor estável da unidade de tratamento (SUTVA – *stable unit treatment value assumption*) (ANGRIST, IMBENS e RUBIN, 1996; DELGADO e FLORAX, 2015).

Conforme documentado por LeSage e Fischer (2008) e Lima e Barbosa (2018), é pouco provável que as economias municipais não exerçam influência sobre as localidades que as circundam. Os canais de transmissão para os resultados econômicos entre regiões são diversos, destacando-se principalmente as trocas comerciais e a mobilidade dos fatores de produção. Assim, é esperado que um choque exógeno com efeitos sobre o município diretamente afetado transborde para as economias vizinhas. No caso do rompimento da barragem de Fundão, por exemplo, houve danos na infraestrutura urbana e rural (SIMONATO, DOMINGUES e MAGALHÃES, 2018; CASTRO e ALMEIDA, 2018) e também no abastecimento de água dos municípios dependentes da bacia hidrográfica do Rio Doce (LOPES, 2016; VIANA, 2018), com potenciais ônus sobre os fluxos de comércio e fatores entre municípios, bem como sobre a produção de alguns segmentos em localidades que não tenham sido diretamente afetadas.

Desta forma, a avaliação dos impactos do choque tecnológico aqui investigado a partir de uma abordagem empírica que não leve em consideração as potenciais interações espaciais pode subestimar os efeitos da tragédia. Neste contexto, torna-se importante testar, diagnosticar e, se necessário, corrigir diferentes configurações de modelos que contemplem variáveis espacialmente defasadas (VERBITSKY-SAVITZ, 2012; FESER, 2013; GIBBONS et. al, 2015). Para tanto, a estratégia empírica proposta neste artigo é inspirada em Delgado e Florax (2015) e tem como objetivo decompor os impactos causados pelo

choque tecnológico nos municípios afetados em seus efeitos diretos e indiretos (este último também denominado transbordamento). Abordagens semelhantes têm sido empregadas em diversos estudos, em que os autores evidenciam a existência de autocorrelação positiva nas análises de dependência espacial local, entre os quais se podem mencionar Lima e Silveira Neto (2016), Özyurt e Daumal (2013), Resende (2011), Chagas, Azzoni e Almeida (2016), Dubé, Legros Thériault e Des Rosiers (2014) e Heckert e Mennis (2012).

A equação a ser estimada é, portanto, uma extensão da equação (1), inserindo defasagens espaciais na variável dependente (ρWY_{mt}), na variável de tratamento ($\delta W(D_m * T_t)$) e nos erros ($\lambda W u_{mt}$), de modo a possibilitar a observação de fenômenos distintos na interação espacial entre indivíduos tratados e não tratados:

$$Y_{mt} = \alpha_0 + \alpha_1 T_t + \alpha_2 (D_m * T_t) + \rho WY_{mt} + \delta W(D_m * T_t) + \phi' Z_{mt} + v_m + u_{mt} \quad (2)$$

com $u_{mt} = \lambda W u_{mt} + \varepsilon_{mt}$, sendo $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$ e W uma matriz de vizinhança do tipo contiguidade normalizada pela linha (tipo *Queen*) de dimensão $n \times n$.

Facilmente, é possível verificar que quando $\rho = \delta = \lambda = 0$, retorna-se à equação (1). Diversas outras combinações para os parâmetros associados às defasagens espaciais presentes na equação (2) são possíveis. No caso em que $\rho \neq 0$ e $\delta = \lambda = 0$, tem-se a defasagem espacial apenas na variável de interesse, denominado modelo autoregressivo espacial (*spatial lag model*, SAR). Quando $\rho, \delta \neq 0$ e $\lambda = 0$ a defasagem espacial está presente na variável de interesse e na de tratamento, especificação conhecida como modelo Durbin espacial (*spatial Durbin model*, SDM). Para $\rho, \lambda \neq 0$ e $\delta = 0$ tem-se o modelo autoregressivo com erros autocorrelacionados espacialmente (*spatial lag combined model*, SAC). Por fim, quando $\rho, \delta, \lambda \neq 0$ obtém-se a versão mais completa para a especificação proposta, o denominado modelo Durbin com erros espaciais (*spatial Durbin error model*, SDEM).

Neste estudo, foram estimadas as cinco versões supracitadas e os resultados são apresentados e discutidos na próxima seção. Note que, além da especificação que exclui a possibilidade de correlação espacial, os demais modelos estimados contemplam as combinações em que há defasagem espacial na variável dependente. Embora outras especificações sejam possíveis, as variáveis investigadas neste estudo se referem à produção e ao emprego formal municipal, que possuem alto grau de correlação espacial, de modo que não se julgou necessário a estimação de outras combinações. A escolha da melhor abordagem para a avaliação do impacto se deu com base no critério de Akaike (AIC).

É importante chamar a atenção para a interpretação dos coeficientes obtidos a partir das estimações advindas da equação (2). Um erro comum seria interpretar α_2 como o efeito direto do tratamento sobre os tratados e δW como o efeito indireto (transbordamento). Contudo, deve-se atentar a duas particularidades: (i) a presença de defasagem espacial na variável de interesse (Y_{mt}) não permite essa interpretação mais direta dos coeficientes estimados; e (ii) a característica específica da variável explicativa na qual se adiciona defasagem espacial ($D_m * T_t$), binária, tem influência sobre a magnitude do efeito indireto.

A equação (2) pode ser reescrita na forma:

$$Y_{mt} = (I - \rho W)^{-1} [\alpha_0 + \alpha_1 T_t + (\alpha_2 I + \delta W)(D_m * T_t) + \phi' Z_{mt} + v_m + (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon_{mt}] \quad (3)$$

Tomando-se as derivadas parciais da equação (3), de modo a obter o impacto do tratamento ($D_m * T_t$) sobre a variável de interesse Y_{mt} :

$$\begin{pmatrix} \frac{\partial Y_1}{\partial (DT)_1} & \frac{\partial Y_1}{\partial (DT)_2} & \cdots & \frac{\partial Y_1}{\partial (DT)_n} \\ \frac{\partial Y_2}{\partial (DT)_1} & \frac{\partial Y_2}{\partial (DT)_2} & \cdots & \frac{\partial Y_2}{\partial (DT)_n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial Y_n}{\partial (DT)_1} & \frac{\partial Y_n}{\partial (DT)_2} & \cdots & \frac{\partial Y_n}{\partial (DT)_n} \end{pmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \begin{pmatrix} \alpha_2 & \delta w_{12} & \cdots & \delta w_{1n} \\ \delta w_{21} & \alpha_2 & \cdots & \delta w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \delta w_{n1} & \delta w_{n2} & \cdots & \alpha_2 \end{pmatrix} = \\
= (I - \rho W)^{-1} (\alpha_2 I + \delta W) \quad (4)$$

O efeito total do tratamento sobre os tratados é, portanto, dado por $(I - \rho W)^{-1} (\alpha_2 I + \delta W)$, e este pode ser decomposto nos efeitos direto e indiretos. A média dos elementos da diagonal principal da matriz acima constitui o efeito direto. Como cada um desses elementos é dado por $(I - \rho W)^{-1} (\alpha_2)$, o efeito direto do tratamento sobre os tratados depende do grau de correlação espacial da variável de interesse (ρW). Ademais, é importante chamar a atenção para o fato de que os efeitos diretos não são constantes para todos os municípios da amostra, uma vez que dependem dos efeitos dos vizinhos contidos em W .

Por sua vez, os elementos fora da diagonal principal representam os efeitos indiretos individuais, que somados e divididos por n (a dimensão da matriz) resultam no efeito indireto médio (LESAGE e PACE, 2009). Cabe uma importante observação adicional em relação aos efeitos indiretos, relacionada com a característica específica da variável explicativa sobre a qual foi aplicada a defasagem espacial ($D_m * T_t$). Como esta variável é binária, Delgado e Florax (2015) demonstram que o efeito total médio do tratamento sobre os tratados deverá levar em conta a proporção de vizinhos que foram afetados, o que pode ser feito ponderando-se os efeitos indiretos por $(D_m * W)$, sendo $0 < dw \leq 1$.

Assim, os municípios pertencentes ao grupo de controle serão aqueles não afetados diretamente ($D_m = 0$) e que também não tiveram nenhum efeito indireto advindo de seus vizinhos ($dw = 0$). O efeito total médio do tratamento sobre os tratados (ATE), portanto, será:

$$\begin{aligned} ATE &= [E(Y|\bar{Z}, D = 1, T = 1, DW = dw) - E(Y|\bar{Z}, D = 1, T = 0, DW = dw)] \\ &\quad - [E(Y|\bar{Z}, D = 0, T = 1, DW = 0) - E(Y|\bar{Z}, D = 0, T = 0, DW = 0)] \\ &= (I - \rho W)^{-1} (\alpha_2 I + \delta \overline{DW}) \end{aligned} \quad (5)$$

em que \overline{DW} é a proporção média de vizinhos afetados, ou a probabilidade de um município vizinho ter sido afetado. Foi utilizado o estimador de quase-maximaverossemilhança, seguindo as recomendações de Lee e Yu (2010).

Neste estudo, as variáveis investigadas (Y_{mt}) são referentes à produção, mensuradas através do PIB total dos municípios e dos valores adicionados setoriais da agropecuária, da indústria e dos serviços, e ao emprego, que consistem no número de trabalhadores formais dos municípios para o total da economia, seus três grandes setores e alguns segmentos selecionados da indústria. Cabe ressaltar que, no caso da produção, temos variáveis de fluxo, uma vez que representam o valor gerado ao longo de um determinado ano, enquanto para o emprego temos variáveis de estoque, visto que é contabilizado o número de trabalhadores em dezembro de cada ano. A diferença entre variáveis de fluxo e de estoque é importante para a determinação do ano em que se considera que o choque devido ao rompimento da barragem ocorreu.

Como o evento de interesse data de novembro de 2015, seria incorreto considerar este o ano do choque para as variáveis de produção, uma vez que o fluxo do que foi produzido nos dez primeiros meses daquele ano (mais de 80% do ano) não sofreu qualquer impacto do desastre tecnológico aqui investigado. Assim, para as variáveis PIB total e valores adicionados da agropecuária, indústria e serviços, é considerado como período pós-tratamento ($T_t = 1$) o ano de 2016. Já para as variáveis de emprego, o ano de 2015 é considerado como o período pós-tratamento, visto que em dezembro daquele ano o estoque de

mão de obra formal já teria sofrido o impacto do desastre. Tendo em vista que o objetivo do estudo é analisar os efeitos de curto prazo do rompimento da barragem, foi considerado tanto para as variáveis de produção quanto para as de emprego apenas um ano no período pós-tratamento. Para ambos os casos, o período pré-tratamento ($T_t = 0$) compreende os cinco anos antecedentes àquele determinado para a ocorrência do choque. Assim, no caso das variáveis de produção, este período se refere aos anos de 2011 a 2015 e, para as variáveis de emprego, aos anos de 2010 a 2014.

Ao todo, foram diretamente afetados ($D_m = 1$) 41 municípios, sendo 37 no estado de Minas Gerais e quatro no Espírito Santo. O conjunto de covariadas (Z_{mt}) foi escolhido com base na literatura referente a crescimento regional (LESAGE e FISCHER, 2008). É composto por características demográficas e políticas do município: população total, participação eleitoral e alinhamento partidário municipal com os governos estadual e federal. Conforme destacado por Barone e Mocetti (2014) e Lima e Barbosa (2018), a participação eleitoral da população, calculada aqui como o percentual dos eleitores que votaram na última eleição, é uma *proxy* para qualidade institucional local, uma vez que reflete o grau engajamento cívico da sociedade. O alinhamento partidário foi inserido tendo em vista as indicações recentes da literatura acerca de sua influência sobre o crescimento local, como pode ser visto em Asher e Novosad (2017). São duas variáveis binárias, mensurando separadamente o alinhamento partidário do município com o estado e com o país. Na primeira, quando o partido do governo municipal é o mesmo do governo estadual, a variável recebe valor um. Na segunda, recebe valor um quando o partido do governo municipal é o mesmo do governo federal.

Os dados utilizados neste estudo são majoritariamente provenientes do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do Ministério da Economia. Da primeira fonte foram extraídas as informações do PIB municipal total, dos valores adicionados da agropecuária, da indústria e dos serviços e também os dados populacionais. Da segunda fonte, por sua vez, foram coletadas, através da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), os dados referentes ao emprego formal total e setorial dos municípios. Em ambos os casos, o setor secundário engloba as indústrias de extração, transformação, construção e serviços industriais de utilidade pública e o setor terciário contempla o agregado dos serviços prestados nas esferas pública e privada.

As covariadas políticas – participação eleitoral e alinhamento partidário com os governos estadual e federal – foram elaboradas com base nos dados extraídos do Tribunal Superior Eleitoral (TSE). A amostra é formada pelo conjunto dos 853 municípios existentes no estado de Minas Gerais e dos 78 municípios do estado do Espírito Santo, em um painel balanceado de seis anos, totalizando 5.586 observações.

4. Resultados e Discussão

A tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis investigadas neste estudo. As mesmas foram divididas em três grupos: variáveis de produção, que contemplam o PIB total dos municípios e o valor adicionado bruto dos grandes setores da economia; variáveis de emprego formal total e dos grandes setores; e variáveis de emprego dos segmentos selecionados da indústria. Ademais, a amostra foi segmentada nos períodos pré e pós-tratamento e entre os municípios tratados (diretamente afetados pelo rompimento da barragem) e de controle (aqueles não diretamente afetados).

É possível ver que, em média, os municípios afetados pela tragédia (tratados) representam economias maiores em relação aos municípios não diretamente afetados (controles). No período pré-tratamento, a média de PIB municipal dos tratados era de R\$ 877,4 milhões, frente a uma média de R\$ 623,8 nos municípios de controle. Na comparação com o período pós-tratamento, houve aumento da média tanto para os municípios afetados (para R\$ 885 milhões; +0,9%) quanto para os de controle (para R\$ 693,9 milhões; +11,2%), sendo mais substancial neste último grupo. Também chama a atenção a baixa participação do setor primário na economia dos municípios tratados. No período pré-tratamento, a agropecuária representava apenas 2,5% do valor adicionado bruto total, passando a 2,9% no período pós-tratamento. Nos municípios de controle, por sua vez, esta participação é mais próxima do observado para a média brasileira: 5,7% no período pré-tratamento e 6,8% no período pós-tratamento.

A indústria perdeu representatividade nas economias dos municípios afetados após o rompimento da barragem. No período pré-tratamento, com valor adicionado bruto de R\$ 321,6 milhões, o setor

secundário era responsável por 40,8% do total. Esta representatividade caiu para 30,3% no período pós-tratamento, com redução do valor adicionado bruto para R\$ 240,1 milhões. Nos municípios não diretamente afetados também houve queda da participação da indústria, embora menos expressiva, tendo passado de 30,9% no período pré-tratamento para 24,4% no período pós.

A média de trabalhadores formais por município era, no período pré-tratamento, de 7,7 mil nos municípios tratados e de 6,1 mil nos municípios de controle. Ainda no período pré-tratamento, pode-se observar que a participação do emprego industrial sobre o total era menor do que a participação do valor adicionado bruto da indústria em relação ao total (28,6% para os municípios tratados e 24,2% para os de controle), sinalizando uma maior produtividade da mão de obra deste setor em relação aos demais, principalmente nas localidades diretamente afetadas pelo desastre. Esse comportamento se manteve no período pós-tratamento, porém, com suavização nas disparidades.

Na comparação entre os períodos pré e pós-tratamento, observa-se queda no emprego formal total tanto nos municípios tratados (-1,9%) quanto nos de controle (-1,8%). Essas quedas são determinadas pelo comportamento do emprego nos setores primário e secundário. Cabe ressaltar que, entre os anos de 2015 e 2016 a economia brasileira passou por uma forte contração, o que pode explicar, ao menos em parte, a diminuição generalizada dos postos de trabalho formal. Os dados do IBGE mostram que, neste período, a economia brasileira encolheu 6,7%. Para este mesmo horizonte temporal, o indicador de atividade econômica calculado pelo Banco Central do Brasil, contabiliza uma retração da atividade econômica de 6,3% em Minas Gerais e de 10% no Espírito Santo.

Na indústria, a retração do emprego formal entre os períodos pré e pós-tratamento foi de 16,1% nos tratados, frente a uma redução de 9,8% nos municípios de controle. Apenas nos serviços o emprego formal aumentou, em 4,5% nos municípios diretamente afetados e em 0,9% nos não diretamente afetados. Nota-se que nos municípios tratados, tanto a queda do emprego industrial quanto o aumento do emprego no setor de serviços foram mais acentuadas na comparação com os comportamentos observados para estas variáveis nos municípios de controle. Como o setor mais diretamente afetado pelo rompimento da barragem foi o industrial, dado que a empresa vinculada à tragédia está nele inserida, é possível que tenha ocorrido, no curto prazo, uma realocação da mão de obra disponível.

Nos cinco segmentos industriais mais relevantes para os municípios diretamente atingidos pelo rompimento da barragem, nota-se que apenas o de produção de alimentos e bebidas não sofreu queda no emprego na comparação entre os períodos pré e pós-tratamento, tanto nos tratados quanto nos controles. Contudo, chama a atenção que no segmento de produto de metais (vinculado à empresa responsável pela tragédia), nos municípios afetados, o emprego formal se reduziu para menos da metade.

As estatísticas descritivas das covariadas empregadas nas estimações não estão presentes na tabela 1 devido à diferença entre os períodos pré e pós-tratamento das variáveis de produção e emprego, já explicadas na seção 3. Para cada regressão estimada, foram utilizadas as covariadas nos períodos de interesse. Para o agregado de 2010 a 2016, a população municipal média nas localidades afetadas foi de 35,4 mil habitantes, frente a 25,4 mil nas não diretamente afetadas. A participação eleitoral dos municípios afetados foi, em média de 80,3%, muito próxima à observada nos não diretamente afetados, de 81,3%. Cerca de 11% dos municípios afetados tinham governos municipais alinhados partidariamente com o governo estadual e 23,7% alinhados com o governo federal. Nos municípios de controle, estes percentuais foram de 16,9% e 12,5%, respectivamente.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas

	Pré-Tratamento				Pós-Tratamento			
	Tratados		Controles		Tratados		Controles	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP	Média	DP
*Produto Interno Bruto (PIB) e Valor Adicionado Bruto (VAB) (R\$ milhões)								
PIB Total	877.38	1,853.20	623.77	3,322.54	885.04	1,798.94	693.90	3,665.11
VAB Agro.	19.77	29.71	30.62	52.35	23.10	34.51	41.05	69.44
VAB Indústria	321.59	846.68	166.99	787.81	240.14	568.56	147.33	714.67
VAB Serviços	447.65	914.42	342.95	2,085.29	530.26	1,082.37	416.06	2,463.64
**Emprego Formal (em trabalhadores)								
Total	7,709.44	16,141.56	6,111.28	48,250.81	7,563.32	15,513.27	6,002.15	43,240.90
Agropecuária	345.00	706.39	317.55	590.81	326.90	723.18	315.54	636.84

Indústria	2,231.54	5,566.81	1,479.92	8,527.88	1,872.44	4,167.42	1,335.33	7,160.21
Serviços	5,132.91	10,748.04	4,313.81	39,891.52	5,363.98	11,323.25	4,351.28	36,168.22
**Emprego Formal – Setores Selecionados da Indústria (em trabalhadores)								
Construção	628.58	1,876.24	419.68	4,607.32	449.25	1,199.60	339.84	3,699.25
Alim. e Beb.	289.30	641.23	196.46	720.62	311.58	694.62	209.33	715.51
Prod. de Metal	313.08	1,442.05	63.92	348.00	150.23	459.14	54.89	277.07
Metalurgia	276.14	1,287.30	72.86	488.53	243.03	1,132.04	62.26	418.28
Vest. e Acess.	183.84	688.08	96.71	416.92	139.98	516.17	81.60	336.14
	N=205		N=4450		N=41		N=890	

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados de PIB municipal/IBGE da RAIS/ME.

* Para as variáveis referentes ao PIB, o período pré-tratamento compreende os anos de 2011 a 2015 e o período pós-tratamento é o ano de 2016.

**Para as variáveis de emprego, o período pré-tratamento compreende os anos de 2010 a 2014 e o período pós-tratamento é o ano de 2015.

As tabelas 2 a 4 trazem os resultados das estimações. Nelas são apresentados os resultados para cinco especificações diferentes do modelo proposto na equação (2), no que tange às possibilidades de correlação espacial: (1) modelo de efeitos fixos sem defasagem espacial (FE, $\rho = \delta = \lambda = 0$); (2) *spatial lag model* (SAR-FE, $\rho \neq 0$; $\delta = \lambda = 0$); (3) *spatial Durbin model* (SDM-FE, $\rho, \delta \neq 0$; $\lambda = 0$); (4) *spatial lag combined model* (SAC-FE, $\rho, \lambda \neq 0$; $\delta = 0$); e (5) *spatial Durbin error model* (SDEM-FE, $\rho, \delta, \lambda \neq 0$). São apresentados nas referidas tabelas apenas os valores estimados dos coeficientes de interesse (α_2) e de defasagem espacial (ρW , λW e δW). Os coeficientes estimados para as covariadas, presentes em todas as especificações, foram omitidos por economia de espaço. Ademais, também são trazidos os valores estimados dos efeitos direto, indireto e total, bem como o critério de AIC para todos os modelos.

Na tabela 2 podem ser observados os efeitos estimados da tragédia de Mariana sobre o PIB total dos municípios e os valores adicionados brutos dos três grandes setores econômicos. Com relação ao PIB total dos municípios, é possível observar que no modelo que não leva em conta os efeitos espaciais, o impacto médio do tratamento sobre os tratados, embora negativo (-3,3%), não se mostra significativo. Contudo, ao inserir os componentes espaciais na regressão, este efeito não somente ganha magnitude como também significância, particularmente nas especificações que abarcam a defasagem espacial na variável de tratamento (colunas (3) e (5)). Uma das possíveis razões para isso é o fato de que, no modelo sem defasagens espaciais, os municípios indiretamente afetados constituíam o grupo de controle, o que faz com que o coeficiente estimado para a variável de tratamento represente um impacto menor.

De acordo com o critério de AIC, o modelo que apresenta a melhor especificação é o SDEM, que controla as defasagens espaciais da variável dependente, do erro e do tratamento. Como já mencionado, esta abordagem permite a análise tanto do efeito direto sobre os municípios afetados quanto do transbordamento sobre as localidades geograficamente conectadas a estes. O coeficiente estimado para a variável de tratamento foi de aproximadamente -7,4%. Por sua vez, o efeito direto do tratamento sobre os tratados é de -6,94%, ou seja, esta foi a magnitude da redução média da produção total nos municípios diretamente afetados pelo rompimento da barragem. É interessante notar que, embora o coeficiente estimado para a defasagem na variável de tratamento tenha sido estatisticamente significativo (7,6%), o mesmo não ocorre com o efeito indireto, o que pode ser explicado pela baixa proporção de municípios afetados em relação ao total da amostra, fazendo com que a proporção de vizinhos afetados (\overline{DW} na equação (5)) também seja pequena.

Na análise para os três grandes setores produtivos, a tabela 2 mostra que o impacto direto é negativo em todos os casos, mas estatisticamente significativo apenas para a indústria. Ainda, nota-se que, para o setor secundário, o efeito direto do tratamento sobre os tratados foi significativo em todas as especificações investigadas. Contudo, assim como no caso do PIB total, sua magnitude foi intensificada a partir da inserção da defasagem espacial na variável de tratamento. Enquanto no modelo tradicional de diferença em diferenças com efeitos fixos o coeficiente estimado para a variável de tratamento é de -12,63%, no modelo SDEM, a melhor especificação de acordo com os critérios de AIC, este valor é ampliado para -19,2%. Nesta, o efeito direto médio estimado é de -18,66%. O efeito indireto não se mostrou estatisticamente significativo.

Uma possível explicação para o extenso efeito do rompimento da barragem sobre a indústria é o próprio segmento de atividade econômica ao qual empresa responsável pelo desastre pertence, o industrial de extração mineral. Ademais, os detritos, ao afetarem a qualidade da água na bacia hidrográfica do Rio Doce, podem potencialmente prejudicar diversas atividades industriais que tenham esse recurso como um importante insumo de produção. O resultado não significativo sobre o setor primário, por sua vez, pode ser esperado devido à baixa concentração desta atividade nos municípios afetados. Conforme mostrado nas estatísticas descritivas das variáveis investigadas, a atividade agropecuária representa uma pequena parcela da atividade total dos estados de Minas Gerais e Espírito Santo. Cabe ressaltar, ainda, que na investigação dos impactos sobre o valor adicionado da agropecuária, a melhor especificação, de acordo com o critério AIC foi o modelo SAC, em contraposição com todas as demais variáveis de produção investigadas, para as quais a modelagem mais apropriada foi através do modelo SDEM.

Por fim, outro aspecto interessante para análise diz respeito à magnitude e significância estatística dos coeficientes estimados para a defasagem espacial da variável dependente (ρW), que mostra o grau de associação espacial entre as economias locais. Para o PIB total, o coeficiente é de 0,87, evidenciando uma alta correlação entre os municípios e a média de seus vizinhos. Isso sinaliza a existência de clusters, indicando que municípios com alto PIB estão circundados por outros de alto PIB, enquanto os de baixo PIB se avizinham de outros de baixo PIB. Para os valores adicionados da agropecuária, da indústria e dos serviços, os valores estimados para este coeficiente são, respectivamente, aproximadamente 0,82, 0,69 e 0,93.

Tabela 2: Impacto do Rompimento da Barragem sobre o Produto Interno Bruto

	FE (1)	SAR-FE (2)	SDM-FE (3)	SAC-FE (4)	SDEM-FE (5)
Variável Dependente: PIB total (escala logarítmica)					
Tratamento	-0.0330 (0.0295)	-0.0334 (0.0239)	-0.0774* (0.0363)	-0.0142 (0.0146)	-0.0738* (0.0337)
ρW		0.6439*** (0.0136)	0.6441*** (0.0136)	0.8739*** (0.0103)	0.8742*** (0.0102)
λW				-0.6684*** (0.0342)	-0.6690*** (0.0341)
δW			0.0715 (0.0445)		0.0760* (0.0387)
Efeito Direto	-0.0330	-0.0371	-0.0736*	-0.0189	-0.0694**
Efeito Indireto		-0.0567	0.0571	-0.0938	0.0869
Efeito Total	-0.0330	-0.0938	-0.0165	-0.1127	0.0175
AIC	-3356.980	-4879.285	-4879.867	-5121.774	-5123.626
Variável Dependente: VAB Agropecuária (escala logarítmica)					
Tratamento	-0.0547 (0.0511)	-0.0518 (0.0437)	-0.1090 (0.0664)	-0.0285 (0.0302)	-0.0977 (0.0637)
ρW		0.5915*** (0.0152)	0.5917*** (0.0152)	0.8160*** (0.0156)	0.8161*** (0.0156)
λW				-0.5081*** (0.0415)	-0.5080*** (0.0415)
δW			0.0930 (0.0813)		0.0909 (0.0738)
Efeito Direto	-0.0547	-0.0564	-0.1047	-0.0355	-0.0943
Efeito Indireto		-0.0704	0.0656	-0.1195	0.0575
Efeito Total	-0.0547	-0.1268	-0.0391	-0.1550	-0.0368
AIC	1765.605	654.775	655.468	564.446	564.929
Variável Dependente: VAB Indústria (escala logarítmica)					
Tratamento	-0.1263** (0.0484)	-0.1172* (0.0470)	-0.1909** (0.0714)	-0.0658* (0.0309)	-0.1928** (0.0685)
ρW		0.2965*** (0.0203)	0.2972*** (0.0203)	0.6842*** (0.0243)	0.6865*** (0.0241)
λW				-0.6017*** (0.0458)	-0.6056*** (0.0455)
δW			0.1198		0.1640*

			(0.0875)		(0.0790)
Efeito Direto	-0.1263**	-0.1193**	-0.1872**	-0.0746**	-0.1866**
Efeito Indireto		-0.0474**	0.0861	-0.1337**	0.0948
Efeito Total	-0.1263**	-0.1666**	-0.1011	-0.2083**	-0.0917
AIC	1253.267	1057.311	1057.435	978.752	976.446
Variável Dependente: VAB Serviços (escala logarítmica)					
Tratamento	-0.0069 (0.0204)	-0.0096 (0.0129)	-0.0308 (0.0196)	-0.0025 (0.0065)	-0.0251 (0.0169)
ρW		0.7657*** (0.0091)	0.7657*** (0.0091)	0.9336** (0.0050)	0.9335*** (0.0050)
λW				-0.9108*** (0.0279)	-0.9105*** (0.0279)
δW			0.0344 (0.0240)		0.0279 (0.0193)
Efeito Direto	-0.0069	-0.0115	-0.0281	-0.0038	-0.0227
Efeito Indireto		-0.0295	0.0437	-0.0339	0.0654
Efeito Total	-0.0069	-0.0410	0.0156	-0.0377	0.0428
AIC	-6779.367	-10389.158	-10389.216	-11060.453	-11060.543
Obs	5586	5586	5586	5586	5586

Fonte: Elaboração dos autores.

Obs. 1) Desvios-padrão entre parênteses. *, ** e *** = níveis de significância $p < 0,05$, $p < 0,01$ e $p < 0,001$, respectivamente.

Obs. 2) Todas as regressões foram controladas pelas covariadas: logaritmo natural da população municipal, participação eleitoral e alinhamento partidário com os governos estadual e federal.

Também foi averiguado o impacto do rompimento da barragem sobre o emprego formal, um importante canal de transmissão para os efeitos observados na produção. Os resultados são apresentados na tabela 3, dos quais dois elementos merecem ser destacados. Primeiramente, embora o coeficiente associado à variável de tratamento tenha sido negativo no total da economia e nos três grandes setores, é estatisticamente significativo apenas para a indústria. Em segundo lugar, na análise do emprego formal, as especificações que se mostraram mais apropriadas de acordo com o critério AIC foram as do modelo sem defasagens espaciais (para a agropecuária e os serviços) e daquele com defasagem espacial apenas na variável de interesse e no erro (para o total da economia e a indústria). Assim, para algumas segmentações do mercado de trabalho, não há qualquer grau de correlação espacial. Para outras, a associação ocorre apenas devido ao efeito na variável dependente, ou seja, o desastre tem impactos sobre o emprego total e/ou industrial dos municípios diretamente afetados e este tem efeito transbordamento sobre o emprego nos municípios vizinhos, mas a associação direta entre o desastre em um município diretamente afetado e o emprego em algum município vizinho não se observa, diferente do registrado no caso da produção.

Este comportamento faz sentido do ponto de vista econômico. O desastre sofrido pelos municípios afetados pode impactar a produção de municípios vizinhos por dois canais: (i) direto, pois ao comprometer a infraestrutura local e o abastecimento de água, potencialmente dificulta o acesso a insumos e o escoamento de produtos, reduzindo a produção nas localidades vizinhas; (ii) indireto, ou seja, afeta a produção e, conseqüentemente, a geração de renda do município diretamente afetado e isso pode diminuir o consumo em localidades vizinhas, prejudicando, conseqüentemente, sua produção e geração de renda. Em outras palavras, quando o município i é diretamente afetado ($D_{m=i} * T_t = 1$), isso pode ter efeitos sobre a produção do município vizinho j , ($Y_{m=j,t}$), tanto diretamente quando indiretamente – a partir dos efeitos observados em ($Y_{m=i,t}$). Contudo, no caso do emprego, o impacto sobre as localidades vizinhas parece ter ocorrido somente através dos efeitos sofridos na própria variável dependente, ou seja, ($D_{m=i} * T_t = 1$) tem impactos sobre ($Y_{m=i,t}$) e este, por sua vez, impacta sobre ($Y_{m=j,t}$), não havendo uma relação direta entre ($D_{m=i} * T_t = 1$) e ($Y_{m=j,t}$). Uma das possíveis explicações para isso é o fato de que neste estudo foi considerado apenas o mercado de trabalho formal, no qual há grande rigidez. Mesmo que o rompimento da barragem em um município diretamente afetado possa ter efeitos diretos sobre a produção do município vizinho, os altos custos de desligamento podem não permitir que este impacto direto seja observado no emprego.

Na indústria, o coeficiente associado à variável de tratamento foi estimado em -0,3641 no modelo SAC. Pode-se observar que tanto os efeitos diretos quanto indiretos foram significativos. O efeito direto

do tratamento sobre os tratados foi de -0,3723, indicando que nos casos em que o município foi diretamente afetado, o emprego industrial se reduziu, em média, em 372,3 postos de trabalho formal. Já o impacto indireto, aquele observado sobre os municípios vizinhos, foi de 0,1076. Ou seja, um aumento médio de 107,6 postos de trabalho. Contudo, conforme mencionado na seção 3, considerando-se o fato de que a variável de tratamento é binária, para que o efeito indireto possa ser interpretado como o transbordamento é necessário levar em conta a proporção de vizinhos que foram afetados.

A matriz de correlação espacial mostra que o grau de vizinhança médio dentre os municípios da amostra é de 0,0481. Em outras palavras, em média, cada município tem-se 4,81% de vizinhos afetados. Assim, o efeito de transbordamento médio é de 0,0052 ($0,1076 \times 0,048$), um aumento de cinco postos de trabalho formal em cada município vizinho. É importante esclarecer que, para cada um dos municípios vizinhos este efeito de transbordamento será diferente, dependendo do seu grau de vizinhança com aqueles diretamente afetados. Por exemplo, os municípios de Bugre/MG e Itueta/MG tem alto grau de vizinhança em relação aos diretamente afetados (0,75), logo, para estes o efeito transbordamento será de 0,0807 ($0,1076 \times 0,75$), um aumento de 80,7 postos de trabalho. Já no município de Bocaiúva/MG, que tem o menor grau de vizinhança (diferente de zero) com os diretamente afetados (0,0769), o efeito de transbordamento é reduzido para 0,0083 ($0,1076 \times 0,0769$).

Tabela 3: Impacto do Rompimento da Barragem sobre Emprego Formal

	FE (1)	SAR-FE (2)	SDM-FE (3)	SAC-FE (4)	SDEM-FE (5)
<i>Variável Dependente: Total da Economia (mil trabalhadores)</i>					
Tratamento	-0.0067 (0.4209)	-0.0147 (0.4207)	-0.1996 (0.6387)	-0.0716 (0.5056)	-0.1536 (0.6104)
ρW		0.0444* (0.0221)	0.0443* (0.0221)	-0.3200*** (0.0849)	-0.3191*** (0.0852)
λW				0.3313*** (0.0680)	0.3305*** (0.0682)
δW			0.3011 (0.7824)		0.1991 (0.8301)
Efeito Direto	-0.0067	-0.0147	-0.1974	-0.0728	-0.1665
Efeito Indireto		-0.0007	0.3035	0.0185	0.2009
Efeito Total	-0.0067	-0.0154	0.1062	-0.0543	0.0345
AIC	21385.072	21383.061	21384.913	21377.857	21379.800
<i>Variável Dependente: Agropecuária (mil trabalhadores)</i>					
Tratamento	-0.0171 (0.0259)	-0.0170 (0.0259)	-0.0173 (0.0393)	-0.0191 (0.0299)	-0.0158 (0.0380)
ρW		0.0007 (0.0226)	0.0007 (0.0226)	-0.2723* (0.1074)	-0.2732* (0.1071)
λW				0.2524** (0.0911)	0.2532** (0.0908)
δW			0.0005 (0.0482)		-0.0070 (0.0501)
Efeito Direto	-0.0171	-0.0170	-0.0173	-0.0193	-0.0157
Efeito Indireto		0.0000	0.0005	0.0043	-0.0022
Efeito Total	-0.0171	-0.0171	-0.0169	-0.0150	-0.0179
AIC	-4574.293	-4572.293	-4570.294	-4572.671	-4570.690
<i>Variável Dependente: Indústria (mil trabalhadores)</i>					
Tratamento	-0.2075 (0.1226)	-0.2101 (0.1203)	-0.4292* (0.1826)	-0.3641* (0.1584)	-0.4057* (0.1704)
ρW		0.2369*** (0.0202)	0.2367*** (0.0202)	-0.3754*** (0.0654)	-0.3706*** (0.0666)
λW				0.5238*** (0.0434)	0.5203*** (0.0444)
δW			0.3566 (0.2237)		0.1722 (0.2612)
Efeito Direto	-0.2075	-0.2123	-0.4177**	-0.3723**	-0.4249**
Efeito Indireto		-0.0630	0.3226	0.1076**	0.2545
Efeito Total	-0.2075	-0.2753	-0.0951	-0.2647**	-0.1704

AIC	9904.216	9775.363	9774.822	9761.670	9763.238
<i>Variável Dependente: Serviços (mil trabalhadores)</i>					
Tratamento	0.2179 (0.3240)	0.2217 (0.3240)	0.2503 (0.4919)	0.2445 (0.3605)	0.2648 (0.4809)
ρW		-0.0214 (0.0228)	-0.0214 (0.0228)	-0.2140* (0.1051)	-0.2140* (0.1051)
λW				0.1843* (0.0935)	0.1843* (0.0935)
δW			-0.0466 (0.6025)		-0.0393 (0.6172)
Efeito Direto	0.2179	0.2217	0.2505	0.2463	0.2682
Efeito Indireto		-0.0047	-0.0511	-0.0449	-0.0824
Efeito Total	0.2179	0.2170	0.1994	0.2014	0.1857
AIC	18948.370	18949.486	18951.480	18949.103	18951.099
Obs	5586	5586	5586	5586	5586

Fonte: Elaboração dos autores.

Obs. 1) Desvios-padrão entre parênteses. *, ** e *** = níveis de significância $p < 0,05$, $p < 0,01$ e $p < 0,001$, respectivamente.

Obs. 2) Todas as regressões foram controladas pelas covariadas: logaritmo natural da população municipal, participação eleitoral e alinhamento partidário com os governos estadual e federal.

Cabe chamar a atenção para o fato do efeito de transbordamento ser positivo. É possível que os municípios vizinhos tenham se beneficiado dos efeitos negativos sentidos pelos municípios diretamente afetados, passando, por exemplo, a ter a demanda de seus produtos aumentada para suprir a lacuna deixada nos mercados pelas indústrias da região que tiveram sua produção prejudicada, com impactos positivos sobre a contratação de trabalhadores.

É provável que os impactos sobre o mercado de trabalho fossem mais expressivos se houvesse a possibilidade da obtenção de dados anuais de emprego informal. Com maior vulnerabilidade, os postos de trabalho informais tendem a sofrer de maneira acentuada os efeitos de choques adversos. A base de dados aqui utilizada é um registro administrativo, contabilizando somente o emprego formal. Em nível municipal e anualmente, não é possível obter dados do mercado de trabalho informal no Brasil. As informações extraídas do Censo de 2010 (IBGE) mostram que, para o agregado do país, 47,4% das pessoas ocupadas estão na informalidade³. Na média dos 41 municípios diretamente afetados pelo rompimento da barragem este percentual sobe para 55,1%, de modo que uma parcela significativa das pessoas ocupadas não está contemplada na amostra.

Tendo em vista que somente no emprego formal industrial foram observados efeitos significativos do rompimento da barragem, adicionalmente à investigação do impacto sobre o emprego formal nos grandes setores da economia, também foram estimados os efeitos da tragédia sobre o emprego em cinco segmentos selecionados da indústria, a saber: construção, alimentos e bebidas, produtos de metal (excetuando máquinas e equipamentos), metalurgia básica e vestuário e acessórios. Cabe ressaltar que embora a indústria contemple um total de 30 segmentos⁴, foram selecionados para análise de impacto os mais representativos nos municípios afetados. Os cinco segmentos investigados contemplam, em média, 72% do emprego industrial destas localidades.

Na tabela 4, pode-se observar que o impacto da tragédia foi estatisticamente significativo apenas nos segmentos de fabricação de produtos de metal e de vestuário e acessórios. De acordo com o critério de Akaike, para o segmento de produtos de metal o modelo com melhor ajuste foi o SAR, que possui defasagem espacial somente na variável dependente. O coeficiente associado à variável de tratamento foi estimado em -141,95, com efeitos diretos e indiretos negativos e estatisticamente significativos. As estimativas indicam que nos municípios diretamente afetados pela tragédia houve uma redução média de aproximadamente 142 postos de trabalho formal neste segmento, uma queda bastante expressiva

³ Para o cálculo, foram considerados trabalhadores informais aqueles empregados sem carteira de trabalho assinada, não remunerados em ajuda a membro do domicílio, os que trabalham na produção para o próprio consumo e os que trabalhavam por conta própria.

⁴ A divisão setorial dos dados de emprego formal foi feita com base na Classificação Nacional de Atividade Econômica (CNAE), em sua versão 1.0.

considerando-se que cada município diretamente afetado possuía, em média, 313 trabalhadores empregados no mesmo (tabela 1). Nos municípios afetados indiretamente a redução foi, em média, de 10 postos de trabalho. O efeito de transbordamento foi de -0,5 ($10,3135 \times 0,048$). A redução do emprego na fabricação de produtos de metal nos municípios direta e indiretamente afetados pode se dever ao fato de que a indústria originadora do desastre pertence ao segmento de extração mineral, potencial fornecedora de insumos para o segmento, sinalizando um impacto negativo nas cadeias de produção.

Por sua vez, na fabricação de vestuário e acessórios o melhor ajuste ocorreu no modelo que contempla defasagens espaciais na variável dependente, na variável de tratamento e no erro (SDEM). O coeficiente associado à variável de tratamento foi estimado em -66. Nos municípios diretamente atingidos, o efeito foi uma redução de -62,17 postos de trabalho, enquanto nos indiretamente atingidos o impacto estimado foi de 65,54. Aqui, assim como no caso do total da indústria, nota-se um efeito indireto positivo, sinalizando que pode ter ocorrido uma substituição da produção entre as localidades atingidas e aquelas que se avizinham destas.

Tabela 4: Impacto do Rompimento da Barragem sobre Emprego Formal para Setores Selecionados da Indústria

	FE (1)	SAR-FE (2)	SDM-FE (3)	SAC-FE (4)	SDEM-FE (5)
<i>Variável Dependente: Construção</i>					
Tratamento	-88.8031 (76.6676)	-88.6798 (76.1631)	-186.1117 (115.6308)	-68.1319 (65.8382)	-191.6987 (116.2019)
ρW		0.1455*** (0.0217)	0.1454*** (0.0217)	0.3452*** (0.0819)	0.3515*** (0.0786)
λW				-0.2317* (0.1028)	-0.2401* (0.0992)
δW			158.5926 (141.6331)		177.1925 (137.5414)
Efeito Direto	-88.8031	-89.0227	-182.6213	-69.7819	-183.8187
Efeito Indireto		-14.7607	150.4206	-34.2614	161.4485
Efeito Total	-88.8031	-103.7833	-32.20073	-104.0433	-22.3702
AIC	69841.769	69799.954	69800.701	69799.830	69800.174
<i>Variável Dependente: Alimentos e Bebidas</i>					
Tratamento	15.1651 (24.5979)	15.1446 (24.5970)	27.8142 (37.3470)	20.9681 (30.0193)	26.1767 (35.2997)
ρW		0.0113 (0.0220)	0.0113 (0.0220)	-0.4090*** (0.0760)	-0.4083*** (0.0762)
λW				0.3719*** (0.0593)	0.3713*** (0.0595)
δW			-20.6227 (45.7450)		-13.7265 (48.9672)
Efeito Direto	15.1651	15.1449	27.7744	21.5313	27.7773
Efeito Indireto		0.1731	-20.5008	-6.6501	-18.9369
Efeito Total	15.1651	15.3180	7.2736	14.8812	8.8404
AIC	59258.007	59259.741	59261.538	59253.619	59255.540
<i>Variável Dependente: Produtos de Metal</i>					
Tratamento	-145.6836*** (26.6868)	-141.9469*** (26.6937)	-165.2623*** (40.4713)	-145.6960*** (28.1165)	-165.1225*** (40.3799)
ρW		0.0685* (0.0259)	0.0693* (0.0260)	0.0337 (0.0678)	0.0430 (0.0691)
λW				0.0382 (0.0678)	0.0288 (0.0694)
δW			38.0259 (49.6153)		33.9103 (50.7863)
Efeito Direto	-145.6836***	-142.0647***	-164.9363***	-145.7249***	-164.9203***
Efeito Indireto		-10.31347*	28.2263	-5.044952	27.8111
Efeito Total	-145.6836***	-152.3781***	-136.7100***	-150.7698***	-137.1092***
AIC	60016.819	60011.931	60013.343	60013.617	60015.172
<i>Variável Dependente: Metalurgia Básica</i>					
Tratamento	-18.5401	-18.4962	-30.8325	-13.9572	-31.6779

	(11.5503)	(11.4703)	(17.4150)	(9.5142)	(17.4621)
ρW		0.1493*** (0.0217)	0.1492*** (0.0217)	0.3954*** (0.0678)	0.4006*** (0.0658)
λW				-0.2934** (0.0895)	-0.3007*** (0.0873)
δW			20.0800 (21.3311)		24.8436 (20.5548)
Efeito Direto	-18.5401	-18.5717	-30.4102	-14.4164	-30.6491
Efeito Indireto		-3.1720	17.7717	-8.6676	19.2474
Efeito Total	-18.5401	-21.7436	-12.6385	-23.0840	-11.4018
AIC	52220.067	52176.040	52177.154	52173.565	52174.107
Variável Dependente: Vestuário e Acessórios					
Tratamento	-26.8382** (10.0632)	-26.8006** (10.0600)	-66.9353*** (15.2548)	-48.4595*** (12.9072)	-66.0092*** (15.1431)
ρW		0.0308 (0.0207)	0.0310 (0.0206)	-0.5406*** (0.0582)	0.4659*** (0.0420)
λW				0.4815*** (0.0408)	-0.5247*** (0.0598)
δW			65.3289*** (18.6851)		67.8086*** (17.5187)
Efeito Direto	-26.8382***	-26.8050***	-66.5927***	-50.7269***	-62.1668**
Efeito Indireto		-0.8486	64.9349**	19.2713***	65.5360*
Efeito Total	-26.8382***	-27.6536***	-1.6578	-31.4556***	3.3692
AIC	50936.925	50936.700	50926.492	50912.610	50904.965
Obs	5586	5586	5586	5586	5586

Fonte: Elaboração dos autores.

Obs. 1) Desvios-padrão entre parênteses. *, ** e *** = níveis de significância $p < 0,05$, $p < 0,01$ e $p < 0,001$, respectivamente.

Obs. 2) Todas as regressões foram controladas pelas covariadas: logaritmo natural da população municipal, participação eleitoral e alinhamento partidário com os governos estadual e federal.

4.1 Falseamento Temporal

Como forma de atestar a robustez dos resultados encontrados, foi realizado um falseamento temporal, que consiste em reestimar a equação (2) alterando-se a data de ocorrência do evento de interesse para um momento anterior ao período em que este de fato ocorreu. Claramente, espera-se que ao imputar uma data “falsa” ao choque, os impactos estimados não sejam estatisticamente significativos, uma vez que se tem como pressuposto que as variáveis de interesse evoluíram paralelamente no período antecessor ao tratamento. Desta forma, a ausência de significância dos parâmetros estimados no teste de falseamento temporal sinaliza que os resultados apresentados anteriormente devem-se, de fato, ao rompimento da barragem.

Na realização do teste foram retroagidos cinco anos na amostra. Desta forma, para as variáveis de produção foram considerados como períodos pré-tratamento ($T_t = 0$) os anos de 2007 a 2011 e como período pós-tratamento ($T_t = 1$) o ano de 2012. Por sua vez, para as variáveis de emprego o período pré-tratamento contempla os anos de 2006 a 2010 e o pós-tratamento o ano de 2011. A tabela 5 traz os resultados para todas as variáveis investigadas neste estudo. Por economia de espaço, foram apresentados os testes apenas para as melhores especificações espaciais dos modelos apresentados previamente. Cabe ressaltar que as demais especificações foram estimadas e que também não foram verificados coeficientes estatisticamente significativos⁵.

Tabela 5: Falseamento Temporal

	PRODUTO INTERNO BRUTO			
	Total (SDEM)	Agropecuária (SAC)	Indústria (SDEM)	Serviços (SDEM)
Tratamento	0.0032 (0.0344)	-0.0186 (0.0291)	0.0650 (0.0773)	-0.0013 (0.0194)

⁵ Os resultados da estimação do teste de falseamento temporal para as cinco especificações estimadas anteriormente pode ser solicitada aos autores.

ρW	0.9207*** (0.0060)	0.8526*** (0.0116)	0.8732*** (0.0089)	0.9467*** (0.0038)	
λW	-0.7671*** (0.0305)	-0.5204*** (0.0373)	-0.8574*** (0.0308)	-0.8300*** (0.0282)	
δW	-0.0043 (0.0395)		-0.0643 (0.0884)	0.0077 (0.0223)	
Obs.	5586	5586	5586	5586	
EMPREGO FORMAL					
	Total	Agropecuária	Indústria	Serviços	
	(SAC)	(EF)	(SAC)	(EF)	
Tratamento	0.1882 (0.5289)	-0.0224 (0.0186)	0.2345 (0.1512)	0.1605 (0.5716)	
ρW	0.4802*** (0.0520)		-0.3771*** (0.0546)		
λW	-0.2913*** (0.0736)		0.6365*** (0.0314)		
δW					
Obs.	5586	5586	5586	5586	
EMPREGO FORMAL – SETORES SELECIONADOS DA INDÚSTRIA					
	Construção	Alim. e Beb.	Prod. de Metal	Metalurgia	Vest. e Acess.
	(SAC)	(SAC)	(SAR)	(SAC)	(SDEM)
Tratamento	183.5060 (130.5789)	9.3909 (14.3861)	25.4906 (23.6262)	-15.8271 (12.6060)	39.5672 (22.7486)
ρW	-0.1985*** (0.0757)	0.6916*** (0.0217)	0.0206 (0.0259)	0.0207 (0.0841)	0.6620*** (0.0232)
λW	0.5401*** (0.0513)	-0.7033*** (0.0401)		0.0510 (0.0835)	-0.7082*** (0.0422)
δW					-41.9577 (26.1102)
Obs.	5586	5586	5586	5586	5586

Fonte: Elaboração dos autores.

Obs. 1) Desvios-padrão entre parênteses. *, ** e *** = níveis de significância $p < 0,05$, $p < 0,01$ e $p < 0,001$, respectivamente.

Obs. 2) Todas as regressões foram controladas pelas covariadas: logaritmo natural da população municipal, participação eleitoral e alinhamento partidário com os governos estadual e federal.

5. Considerações Finais

O presente estudo teve como objetivo avaliar os impactos econômicos de curto prazo do rompimento da barragem de rejeitos de mineração de Fundão, localizada em Mariana/MG. Foram analisados os efeitos sobre a produção (PIB total, VAB da agropecuária, da indústria e dos serviços) e o emprego formal (total da economia, três grandes setores e segmentos selecionados da indústria).

A literatura sobre desastres indica que em países em desenvolvimento os impactos de curto prazo sobre o produto interno bruto e os valores adicionados setoriais são negativos. Além disso, os desastres tendem a deteriorar nesse espaço de tempo a dinâmica do mercado de trabalho. Neste sentido, o presente artigo visa contribuir para esta discussão.

A estratégia empírica adotada foi a estimação de um modelo de diferença em diferenças com efeito fixo e que comporta a possibilidade de defasagens espaciais na variável dependente, na variável de tratamento e no termo de erro. Adaptada de Delgado e Florax (2015), esta abordagem permite decompor os impactos causados pelo choque tecnológico nos municípios afetados em seus efeitos diretos e indiretos. Os dados foram provenientes, majoritariamente, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e do Ministério da Economia.

Os resultados mostraram que houve impactos negativos no PIB total dos municípios diretamente afetados, que tiveram sua produção reduzida em 6,94%, em média. Também se constatou efeito direto negativo na indústria (média de -18,66%). Na agropecuária e nos serviços, embora os coeficientes tenham sido negativos, não se mostraram estatisticamente significativos. Para as variáveis de produção, não foram verificados efeitos indiretos. No que tange ao emprego, os resultados foram significativos apenas para a indústria, com uma redução média de 372,3 postos de trabalho em cada município diretamente

afetado, que representa cerca de 17% do emprego formal registrado nessas localidades no período anterior ao choque. Para o emprego industrial, o efeito indireto foi positivo, o que pode se dever a uma substituição da produção nas localidades diretamente atingidas e aquelas que dela se avizinham. É possível que os municípios próximos ao afetados tenham observado aquecimento da demanda por produtos industriais, de modo a suprir lacuna deixada nos mercados pelas indústrias da região que tiveram sua produção prejudicada.

Adicionalmente, também foram investigados os efeitos sobre o emprego formal em cinco segmentos selecionados da indústria e encontrados impactos diretos negativos sobre a produção de produtos de metal e de vestuário e acessórios. No primeiro caso, os efeitos indiretos também foram negativos, sinalizando um possível revés sobre a cadeia de produção relacionada à indústria diretamente afetada (pertencente ao segmento de extração mineral). Já no segundo caso, assim como para o total da indústria, os efeitos indiretos foram positivos.

Uma das principais fragilidades do estudo consiste na impossibilidade de análise do mercado de trabalho informal, devido a escassez de dados anuais em nível municipal. Os trabalhadores empregados informalmente representam mais de 55% do emprego total nas localidades diretamente afetadas. Tendo em vista que esses postos de trabalho são mais suscetíveis a choques adversos, é possível que os resultados aqui encontrados fossem potencializados ao levá-los em consideração. Ademais, também é necessário investigar os impactos de médio e longo prazo da tragédia, o que será possível a partir da disponibilização de dados mais atualizados.

Referências

ANGRIST, J., IMBENS, G. W. e RUBIN, D. B. Identification of causal effects using instrumental variables. *Journal of the American Statistical Association*, 91, 444–472. 1996.

ASHER, S. e NOVOSAD, P. Politics and local economic growth: Evidence from India. *American Economic Journal: Applied Economics*, 9(1), 229–273. 2017.

BARONE, G. e MOCETTI, S. Natural disasters, growth and institutions: A tale of two earthquakes. *Journal of Urban Economics*, 84, 52–66. 2014.

BAUM, A.; FLEMING, R.; DAVIDSON, L. M. Natural Disaster and Technological Catastrophe. *Environment and Behavior*, v. 15, n. 3, p. 333–354, 1983.

CASTRO, L. S. e ALMEIDA, E. Desastres e desempenho econômico: avaliação do impacto do rompimento da barragem de Mariana. *Geosul*, Florianópolis, v. 34, n. 70, p. 406-429, jan./abr. 2019.

CAVALLO, E.; NOY, I. Natural disasters and the economy—a survey. *International Review of Environmental and Resource Economics*, v. 5, n. 1, p. 63–102, 2011.

CENDERELLI, Daniel A. Floods from natural and artificial dam failures. *Inland Flood Hazards: human, riparian and aquatic communities*, p. 73-103, 2000.

CHAGAS, A., AZZONI, C. e ALMEIDA, A. A spatial difference-in-differences analysis of the impact of sugarcane production on respiratory diseases. *Regional Science and Urban Economics*, 59, 24–36. 2016.

COHEN, M. J. Technological Disasters and Natural Resource Damage Assessment: An Evaluation of the Exxon Valdez Oil Spill. *Land Economics*, v. 71, n. 1, p. 65–82, 1995.

DELGADO, M. e FLORAX, R. Difference-in-differences techniques for spatial data: Local autocorrelation and spatial interaction. *Economics Letters*, 137, 123–126. 2015.

- DUBÉ, J., LEGROS, D., THÉRIAULT, M. e DES ROSIERS, F. A spatial difference-in-differences estimator to evaluate the effect of change in public mass transit systems on house prices. *Transportation Research Part B: Methodological*, 64, 24–40. 2014.
- FEAM, FUNDAÇÃO ESTADUAL DO MEIO AMBIENTE DO ESTADO DE MINAS GERAIS. Gestão de Barragens – Lista de Barragens. Acesso em: 30 jun. 2019. Disponível em: <<http://www.feam.br/monitoramento/gestao-de-barragens>>
- FELBERMAYR, G.; GRÖSCHL, J. Naturally negative: The growth effects of natural disasters. *Journal of Development Economics*, v. 111, p. 92–106, 2014.
- FESER, E. Isserman's impact: quasi-experimental comparison group designs in regional research. *International Regional Science Review* 36, 44-68. 2013.
- FREITAS, C. M. DE; SILVA, M. A. DA; MENEZES, F. C. DE. O desastre na barragem de mineração da Samarco: fratura exposta dos limites do Brasil na redução de risco de desastres. *Ciência e Cultura*, v. 68, n. 3, p. 25–30, 2016.
- GASSEBNER, M.; KECK, A.; TEH, R. Shaken, Not Stirred: The Impact of Disasters on International Trade. *Review of International Economics*, v. 18, n. 2, p. 351–368, 2010.
- GIBBONS, S., OVERMAN, H. G. e PATACCHINI, E. Spatial methods. In G. Duranton, V. Henderson, and W. Strange (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Volume 5a, Chapter 3. Elsevier. 2015.
- GILL, D. A.; RITCHIE, L. A. Contributions of technological and natech disaster research to the social science disaster paradigm. *Handbook of Disaster Research*. [S.l.]: Springer, p. 39–60, 2018.
- HECKERT, M., & MENNIS, J. The economic impact of greening urban vacant land: A spatial difference-in-differences analysis. *Environment and Planning A*, 44(12), 3010–3027. 2012.
- IBAMA - INSTITUTO BRASILEIRO DO MEIO AMBIENTE E DOS RECURSOS NATURAIS RENOVÁVEIS – Laudo técnico preliminar impactos ambientais decorrentes do desastre envolvendo o rompimento da barragem de Fundão, em Mariana, Minas Gerais, 2015.
- KLOMP, J.; VALCKX, K. Natural disasters and economic growth: A meta-analysis. *Global Environmental Change*, v. 26, n. Supplement C, p. 183–195, 2014.
- KOSSOFF, D. *et al.* Mine tailings dams: Characteristics, failure, environmental impacts, and remediation. *Applied Geochemistry*, v. 51, p. 229–245, 2014.
- KOUSKY, C. Informing climate adaptation: A review of the economic costs of natural disasters. *Energy Economics*, v. 46, n. Supplement C, p. 576–592, 2014.
- LACAZ, F. A. DE C.; PORTO, M. F. DE S.; PINHEIRO, T. M. M. Tragédias brasileiras contemporâneas: o caso do rompimento da barragem de rejeitos de Fundão/Samarco. *Revista Brasileira de Saúde Ocupacional*, v. 42, n. 0, 2017.
- LESAGE, J. P. e PACE, R. K. Introduction to spatial econometrics. Boca Raton: Taylor & Francis Group. 2009.

- LESAGE, J., e FISCHER, M. Spatial growth regressions: Model specification, estimation and interpretation. *Spatial Economic Analysis*, 3(3), 275–304. 2008.
- LIMA, R. C. A. e BARBOSA, A. V. B. Natural disasters, economic growth and spatial spillovers: Evidence from a flash flood in Brazil. *Papers in Regional Science*, p.1-20. 2018.
- LIMA, R. C. e SILVEIRA NETO, R. Physical and human capital and Brazilian regional growth: A spatial econometric approach for the period 1970–2010. *Regional Studies*, 50(10), 1688–1701. 2016.
- LOPES, L. M. N. O rompimento da barragem de Mariana e seus impactos socioambientais. *Sinapse Múltipla*, 5 (1), jun 1-14, 2016.
- MINAS GERAIS. Relatório: Avaliação dos efeitos e desdobramentos do rompimento da Barragem de Fundão em Mariana-MG. Responsável: Grupo da Força-Tarefa, Decreto, n. 46.892, 2015.
- MOTTA, E. M. P. L. et. al. Caracterização demográfica e socioeconômica da população atingida pelo rompimento da barragem do fundão. *Anais*, p. 1-17, 2017. Disponível em: <http://www.abep.org.br/~abeporgb/publicacoes/index.php/anais/article/download/2813/2698>. Acesso: 28/05/2019.
- ÖZYURT, S. e DAUMAL, M. Trade openness and regional income spillovers in Brazil: A spatial econometric approach. *Papers in Regional Science*, 92(1), 197–215. 2013.
- RESENDE, G. Multiple dimensions of regional economic growth: The Brazilian case, 1991–2000. *Papers in Regional Science*, 90(3), 629–662. 2011.
- RICO, M.; BENITO, G.; DÍEZ-HERRERO, A. Floods from tailings dam failures. *Journal of Hazardous Materials*, v. 154, n. 1, p. 79–87, 2008.
- SILVA, J. F. Da especialização produtiva ao rompimento da barragem de Fundão: uma análise da resiliência econômica para o município de Mariana/MG. *Dissertação de Mestrado*, Universidade Federal de Ouro Preto, 2018.
- SIMONATO, T. C., DOMINGUES, E. P. e MAGALHÃES, A. S. Projeção dos impactos econômicos regionais do desastre de Mariana-MG. *Texto para Discussão* n. 586. Cedeplar/UFMG. 2018.
- SUN, E. et al. Tailings Dam Flood Overtopping Failure Evolution Pattern. *Procedia Engineering*, 2012 International Conference on Modern Hydraulic Engineering. v. 28, p. 356–362, 2012.
- TOYA, H.; SKIDMORE, M. Economic development and the impacts of natural disasters. *Economics Letters*, v. 94, n. 1, p. 20–25, 2007.
- VERBITSKY-SAVITZ, N. e RAUDENBUSH, S. W. Causal inference under interference in spatial settings: a case study evaluating community policing program in Chicago. *Epidemiologic Methods* 1, Iss. 1, Article 6. 2012.
- VIANA, J. P. Os pescadores da Bacia do Rio Doce: subsídios para a mitigação dos impactos socioambientais do desastre da Samarco em Mariana, Minas Gerais. IPEA. Nota Técnica n. 11. 2016.
- WEI, Z. et al. Design, construction and management of tailings storage facilities for surface disposal in China: case studies of failures. *Waste Management & Research*, v. 31, n. 1, p. 106–112, 2013.