

O impacto do comércio internacional sobre as condições de saúde: Uma abordagem estrutural

Wallace Patrick Santos de Farias Souza 

Programa de Pós Graduação em Economia, Universidade Federal da Paraíba, Brasil

Flavio A. Ziegelmann 

Departamento de Estatística, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Brasil

Erik Figueiredo 

Instituto Mauro Borges, Governo de Goiás, Brasil

Este artigo investiga o impacto do comércio internacional sobre a taxa de mortalidade infantil para um painel de países entre 1980 e 2005. Para tanto, emprega-se o modelo estrutural proposto por [Anderson et al. \(2020\)](#) em dois níveis. A partir do modelo gravitacional para a equação de comércio no lower level e de técnicas econométricas de imputação com regressão quantílica na equação de saúde no upper level, é possível abordar tanto o problema da endogeneidade existente na condição de saúde, o significativo fluxo de zeros do comércio bilateral entre os países e a ausência de dados para algumas variáveis explicativas da mortalidade infantil (equação de saúde). Os resultados indicam que o comércio bilateral reduz a taxa de mortalidade infantil, sendo esse efeito maior para os países que já possuem um baixo índice de mortalidade. Por outro lado, quando se considera a taxa de mortalidade apenas para crianças de até 5 anos, o efeito passa a ser maior para os países com alto índice. Os exercícios contrafactuais sugerem que a liberalização comercial a partir de um processo de hiperglobalização reduz a taxa de mortalidade infantil, com maior impacto nos países que apresentam altas taxas de mortalidade (países pobres ou em desenvolvimento), corroborando com o benefício que os países com indicadores sociais insatisfatórios podem conseguir via comércio.

Palavras-chave. Comércio, Mortalidade infantil, Modelo estrutural, Regressão quantílica, Imputação.

Classificação JEL. F14, C21, C33, I00.

1. Introdução

A literatura tem analisado que o comércio pode ter efeitos em variáveis que captam o desenvolvimento e qualidade de vida dos países envolvidos, tais como o nível de educação, pobreza, trabalho infantil e as condições de saúde ([Levine e Rothman, 2006](#)).

Wallace Patrick Santos de Farias Souza : wpsfarias@gmail.com

Flavio A. Ziegelmann : flavioz@ufrgs.br

Erik Figueiredo : erik.figueiredo@goias.gov.br

Este trabalho foi parcialmente financiado pelo CNPq (processos 310165/2018-0 e 438642/2018-0).

No entanto, alguns benefícios do comércio podem não transbordar para a maioria das pessoas ou não superarem seus custos (Mayda e Rodrik, 2005; Weissman, 2003).

Com relação ao impacto do comércio nas condições de saúde, um canal de transmissão é a relação do comércio com o crescimento, dado que este último aumenta a renda dos países, o que por sua vez pode aumentar os recursos destinados a programas sociais e saúde pública, além de maiores investimentos em capital humano. A abertura comercial também é capaz transmitir traços culturais que influenciam nos cuidados e hábitos de saúde, sobretudo em relação às crianças. Por outro lado, pode tornar um país mais vulnerável a crises e aumento de dívida, limitando os gastos com saúde pública em períodos de ajuste.¹

Dito isso, o objetivo do presente artigo será investigar se a abertura ao comércio internacional afeta a taxa de mortalidade infantil, um indicador de saúde relevante para o grau de desenvolvimento dos países. No entanto é necessário ter cautela em caracterizar a correlação entre comércio e saúde das crianças como uma relação causal. Além disso, é preciso atentar para dois problemas potenciais que podem enviesar as estimativas.

O primeiro é a possibilidade de causalidade reversa, dado que um país com crianças saudáveis tenderá a ter uma população adulta mais produtiva, conseqüentemente com rendimentos mais elevados que podem então optar por comercializar mais, visto o maior excedente agregado que são capazes de gerar. O segundo problema é a presença de muitos zeros nos fluxos comerciais,² e muitos dados faltantes (*missing values*) em algumas variáveis explicativas importantes como o PIB per capita dos países e gastos com saúde pública como proporção do PIB. A falta de dados surge por não confiabilidade ou a inexistência de órgãos e sistemas que consigam coletar, organizar e divulgar tais informações, o que é de se esperar que sejam mais presentes em países pobres e menos desenvolvidos, conseqüentemente onde tem maiores taxas de mortalidade infantil. Com relação ao comércio, é natural que os países que menos transacionam também sejam aqueles menos desenvolvidos, com mercados menos dinâmicos e políticas protecionistas.

Na tentativa de superar esses problemas, a contribuição do trabalho baseia-se nos seguintes passos da estratégia empírica: Primeiramente é estimado o comércio bilateral entre os países a partir de características geográficas exógenas³ através de um modelo gravitacional para os fluxos comerciais. Tal procedimento visa contornar a causalidade reversa, dado que é improvável que a taxa de mortalidade infantil exerça influência em características geográficas dos países. Em seguida, as estimativas do efeito do comércio na taxa de mortalidade infantil serão realizadas utilizando um método de imputação

¹Alguns trabalhos empíricos tem analisado o efeito da abertura comercial sobre variáveis de saúde infantil (Owen e Wu, 2007; Jani e Dholakia, 2015; Levine e Rothman, 2006) para diversos conjuntos de países e períodos de tempo. Em geral verificam um impacto negativo do comércio na taxa de mortalidade infantil entre 12% e 16% para alguns casos, bem como impactos não significativos em outros. Concluem que o comércio pode beneficiar a saúde das crianças, mas que não é o fator mais importante, agindo muito mais como facilitador para outros canais de causalidade.

²Na verdade uma parcela dos “zeros” nas bases sobre comércio são dados censurados, pois as transações inferiores a US\$1.000 não são contabilizadas no comércio internacional e, dessa forma, os “zeros” podem representar tanto a ausência de comércio bem como censura aos dados.

³variáveis tradicionais da literatura gravitacional

quantílico como solução para a presença de muitos zeros nos fluxos comerciais, dado que de outro modo teriam muitos *missing values* quando transformados em log,⁴ e de dados faltantes em variáveis explicativas como mencionado acima.

A partir do modelo estrutural proposto por [Anderson et al. \(2020\)](#), é possível estimar os custos de comércio para uma grande quantidade de países e conectar a outras variáveis através dos termos de resistências multilaterais, além de todos os parâmetros do modelo.⁵ Os custos comerciais combinados com as demais variáveis do modelo estimado ainda servirão de base para um exercício contrafactual pelo qual é possível quantificar os canais de impacto do comércio na variável de saúde.⁶ Quanto ao método de imputação, será usado o *quantile imputation regression* (IM-QR) proposto por [Wei et al. \(2012\)](#), que busca recuperar dados faltantes ao invés de usar as soluções tradicionais da literatura como omitir dados em falta ou somar o número um as variáveis que apresentam zeros. O estimador corrige o viés que o *Poisson Pseudo Maximum Likelihood estimator* sugerido por [Santos Silva e Tenreyro \(2006\)](#) pode apresentar.

Para atingir os objetivos propostos, foi utilizado um painel com 143 países de origem e 142 de destino⁷ para o período de 1980 a 2005 com dados sobre o fluxo de comércio bilateral obtidos da base UN *Comtrade Database - Comtrade* elaborada pela Divisão de Estatística das Nações Unidas e dados sobre mortalidade infantil e variáveis de controle, obtidos a partir dos indicadores do Banco Mundial. Os resultados mostram que o comércio impacta na redução da taxa de mortalidade infantil, sendo esse efeito maior para o IM-QR. O PIB per capita e o tamanho da população também são importantes na determinação da taxa de mortalidade. Com relação aos efeitos assimétricos do comércio, verifica-se um maior impacto para aqueles países que apresentam menores taxas de mortalidade (quantil inferior), em geral, os países desenvolvidos. Isso indica que tais países, por apresentarem um grau de desenvolvimento elevado, conseguem absorver e difundir os efeitos do comércio de forma mais satisfatória. Por outro lado, quando se considera a taxa de mortalidade restrita a crianças de até cinco anos o efeito maior é para países que apresentam altas taxas de mortalidade (quantil superior), o que se justifica pelo fato da distância destes para um nível satisfatório dessa taxa no longo prazo facilitar os ganhos.

O artigo apresenta a seguinte estrutura, além desta introdução. A seção seguinte traz uma evidência inicial para o viés que os dados faltantes podem acarretar. A seção três descreve um breve resumo de evidências empíricas acerca da relação entre abertura comercial e saúde infantil. A quarta seção apresenta o modelo teórico seguindo [Anderson et al. \(2020\)](#), ao passo que na quinta seção é descrita a especificação empírica desse modelo adaptada para a relação entre comércio e saúde infantil, além do

⁴[Figueiredo et al. \(2016a\)](#) mostram que as soluções comumente adotadas pela literatura, como omitir observações da análise ou adicionar “um” à variável explicativa, ocasiona um viés substancial nas estimativas.

⁵Outra inovação do artigo é, portanto, conectar os fluxos comerciais com a variável relacionada à saúde, além de ser um modelo gravitacional dinâmico, ao contrário do modelo estático gravitacional estrutural de [Anderson e van Wincoop \(2003\)](#) e do modelo de equilíbrio geral de estática comparativa em [Eaton e Kortum \(2002\)](#).

⁶Para mais detalhes sobre a justificativa do método, para a relação comércio-crescimento, ver [Anderson et al. \(2020\)](#).

⁷A lista com todos os países utilizados é apresentada no Apêndice A.

método de imputação quantílico e do procedimento contrafactual. A base de dados é apresentada na seção 6 e, em seguida, são apresentados os resultados encontrados e a simulação contrafactual na seção 7. Por fim, são feitas as considerações finais na seção 8.

2. Dados faltantes e a taxa de mortalidade infantil

Como uma observação inicial dos dados, sem preocupar-se com uma relação causal, a Tabela 1 abaixo apresenta uma correlação negativa entre o PIB *per capita* e a taxa de mortalidade infantil. Os países foram divididos em três grupos (de maneira *ad hoc*) de acordo com a média do seu PIB *per capita* para o período de 1980 a 2005, além do grupo para os quais não existem dados disponíveis. Pode ser observado que para os dados faltantes a taxa média de mortalidade infantil é a mais alta entre os grupos, sendo um indicativo de que são justamente os países menos desenvolvidos sobre os quais não se tem dados disponíveis para todo o período. Excluir tais observações causaria um viés nos resultados além de correr o risco de eliminar parte significativa dos dados sobre os países que podem absorver benefícios do comércio, enfatizando a utilidade do método de imputação.

Tabela 1. Relação entre PIB per capita × mortalidade infantil

Em U\$\$ corrente	Mortalidade infantil (média) por 1.000 nascidos vivos	Obs.
<i>PIB_{baixo}</i> (menos 10.000)	50,39 (36,07)	4584
<i>PIB_{médio}</i> (entre 10.000 e 30.000)	9,56 (9,77)	914
<i>PIB_{alto}</i> (acima de 30.000)	4,77 (3,37)	430
PIB (dados faltantes)	60,20 (42,37)	697

Nota: Desvio Padrão entre parênteses. Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados.

A mesma relação é feita na Tabela 2 para a média do volume comercializado pelos países durante o período e a taxa de mortalidade infantil. Para o caso do comércio, além dos dados faltantes existem muitos zeros nos fluxos bilaterais, seja porque os dois países em questão não transacionam ou pelo fato desse volume ser pequeno ao ponto de ser contabilizado como zero nas bases de dados internacionais. Percebe-se, assim como na Tabela 1, que a taxa de mortalidade é superior para aqueles países que tem um fluxo de comércio pequeno ou inexistente e para aqueles que não existem dados disponíveis, dando indícios que as nações que tem relações comerciais maiores (geralmente as mais desenvolvidas e com um maior grau de liberdade econômica) conseguem a partir da abertura comercial ter efeitos que transbordam para outras variáveis tal como as relacionadas a saúde.

Tabela 2. Relação entre comércio x mortalidade infantil

Em bilhões de U\$ correntes	Mortalidade infantil (média) por 1.000 nascidos vivos	Obs.
<i>Comércio</i> _{baixo} (menos 1.000)	38,81 (36,34)	371.149
<i>Comércio</i> _{médio} (entre 1.000 e 10.000)	15,99 (19,19)	14.552
<i>Comércio</i> _{alto} (acima de 10.000)	9,59 (11,12)	2.212
Comércio (dados faltantes e zeros)	58,99 (41,36)	171.610

Nota: Desvio Padrão entre parênteses. Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados.

3. Relação entre abertura comercial e saúde infantil

Um dos principais canais pelo qual as transações comerciais podem afetar a saúde das crianças⁸ é a partir da consolidada relação do comércio com o crescimento econômico.⁹ Tal canal é considerável dado que o crescimento aumenta a renda dos países, o que por sua vez, pode aumentar os recursos destinados a programas sociais, maiores gastos em saúde pública como proporção do PIB e melhor acesso à água e nutrição para mães e crianças (Fogel, 1994). Além disso, o crescimento pode proporcionar maiores investimentos em capital humano a longo prazo, sendo a redução da taxa de mortalidade infantil um indicador crucial a respeito da saúde, que junto com a educação formam os dois principais fatores de acumulação de capital humano individual (Levine et al., 1997; Kassouf, 1997; Böckerman et al., 2014).

No entanto, a abertura comercial pode tornar um país mais vulnerável a crises e aumento de dívida, aumentando também a influência de instituições internacionais sobre ele. Segundo Weissman (2003), tais instituições comumente impõem limites para gastos públicos sociais para a concessão de financiamentos, sobretudo em períodos de ajustes.¹⁰ Ao mesmo tempo, o contato com o mercado mundial gera externalidades positivas tanto na difusão de novas tecnologias como na utilização de novos métodos de tratamentos, vacinas e até mesmo cuidados básicos que podem fazer com que países (sobretudo os pobres) tenham uma maior qualidade em seus indicadores de saúde infantil.

Como os modelos gravitacionais levam em conta também traços culturais e laços coloniais, características consolidadas em algumas localidades podem ser transmitidas e adquiridas pelas demais, como por exemplo, a taxa de imunização de doenças responsáveis por elevar a taxa de mortalidade infantil em países subdesenvolvidos.

⁸O crescimento também pode impactar em vários outros indicadores sociais. Por exemplo, na literatura sobre pobreza é bastante conhecido o termo “crescimento pró-pobre”, que se refere ao crescimento que provoca mudanças em todos os decis de renda de uma região, reduzindo, dessa forma a taxa de pobreza.

⁹Ver, por exemplo, Anderson e Yotov (2010), Anderson e van Wincoop (2003) entre outros para a relação entre crescimento e comércio.

¹⁰Segundo Levine e Rothman (2006), o comércio, via industrialização, pode aumentar ainda a poluição e consequentemente as doenças respiratórias nas crianças. No entanto os autores citam um estudo de Frankel e Rose (2005) que, a partir de um modelo gravitacional, não encontram evidências de que o comércio aumenta o nível de poluição.

Em termos empíricos, muitos trabalhos tem testado o impacto do comércio sobre variáveis de saúde infantil. [Owen e Wu \(2007\)](#) verificaram o impacto do comércio na taxa de mortalidade infantil para meninos e meninas e na expectativa de vida ao nascer usando um painel controlado por efeitos fixos com 219 países de baixa, média e alta renda para o período de 1960-1995. Encontram como resultado que a abertura comercial está positivamente relacionada com a saúde e que o impacto é maior para os países de baixa renda. Discutem ainda que o canal de transmissão do comércio para a saúde parece ser *spillovers* de conhecimento e políticas macroeconômicas sólidas que são correlacionadas com a própria política de abertura ao comércio internacional.

Por sua vez, [Jani e Dholakia \(2015\)](#) estimam o efeito da globalização e comércio internacional na saúde infantil, com dados para 41 países da Ásia entre os anos de 1995 e 2011. Os resultados revelam que a globalização tem um efeito positivo nas taxas de mortalidade infantil e desnutrição, enquanto o comércio internacional não apresentou um efeito significativo. Porém, quando os países são agrupados por seus níveis iniciais de renda o comércio passa a apresentar um impacto significativo sobre a saúde das crianças.

Outro trabalho é o já supracitado [Levine e Rothman \(2006\)](#), que usam uma amostra transversal de 100-130 países para avaliar o impacto da abertura comercial na saúde infantil a partir do modelo gravitacional de [Frankel e Romer \(1999\)](#). Os autores encontram que a abertura ao comércio internacional prevê maiores rendimentos e taxas de imunização, maior gasto em saúde pública e menor taxa de mortalidade, sendo esta última não significativa em algumas das especificações econométricas que utilizam. Estimam um coeficiente do impacto do comércio de -0,168 para a taxa de mortalidade de crianças com até 5 anos de idade, e de -0,125 para a taxa de mortalidade infantil total. Concluem que estes são alguns, mas não todos os canais causais dos benefícios do comércio na saúde das crianças.

Em suma, a literatura ainda é escassa sobre a relação entre comércio e saúde, mas tem apontado que a abertura comercial pode reduzir a taxa de mortalidade infantil e que esse efeito pode ser ainda maior em países antes fechados a esse mercado mundial. Países pobres e/ou em desenvolvimento também tendem a se beneficiar da abertura comercial.

4. Fundamentação teórica

A fundamentação teórica utilizada para quantificar a relação entre comércio e mortalidade infantil baseia-se no sistema teórico proposto por [Anderson et al. \(2020\)](#), a partir da abordagem estrutural estática da equação gravitacional de comércio de [Anderson e van Wincoop \(2003\)](#), com a endogeneização do comércio fundamentado em variáveis geográficas exógenas. Uma das principais variáveis do sistema são os custos de comércio,¹¹ dado que estes alteram os custos dentro da fábrica e, conseqüentemente, os preços dos produtos ao consumidor e produtor.

¹¹Outra variável igualmente importante considerada por [Anderson et al. \(2020\)](#) é a acumulação de capital, que não será considerada no presente estudo visto que não se está interessado na relação entre comércio e crescimento econômico.

Assim, tem-se que o efeito do comércio sobre a taxa de mortalidade infantil é capturado por meio dos termos de resistência multilateral externos, que são calculados a partir de variáveis gravitacionais tradicionais da literatura e utilizados como regressores na equação de saúde. É importante salientar que as mudanças na incidência dos custos do comércio e o próprio tamanho das economias se traduzem em mudanças nos termos de resistência multilateral.¹²

A variável de custo comercial bilateral na transação de mercadorias do país i para o país j no tempo t é representada por $t_{ij,t}$, assim, o preço dos bens de i para os consumidores de j é $p_{ij,t} = p_i t_{ij,t}$. Os custos comerciais¹³ variam bilateralmente entre os países dados as unidades de serviço usadas para a distribuição das mercadorias, e dessa forma, tais custos podem ser interpretados analogamente ao derretimento de um *iceberg*,¹⁴ em que uma parte das mercadorias se dissolvem na comercialização tal que 1 unidade de produto do país de origem se tornasse $1/t_{ij,t} < 1$ unidades no país de destino.

Geralmente é realístico considerar os custos como fixos, pois desempenham um papel importante na explicação de por que muitos fluxos bilaterais potenciais são iguais à zero. Nas aplicações, as *proxies* para custos são, em geral, variáveis tradicionais da literatura dos modelos gravitacionais tal como a distancia bilateral, contiguidade, ser membro de um acordo comercial regional, língua comum, e possuir traços coloniais (Anderson e van Wincoop, 2004).

Dito isso, para o propósito do presente artigo, o modelo que relaciona o comércio com as variáveis indicadoras de condições de saúde das crianças é resolvido em dois estágios. No primeiro estágio é estimada a equação de comércio, rotulada de “*lower level*” enquanto que a equação de saúde é estimada no segundo estágio, o “*upper level*”. O primeiro estágio baseia-se na especificação do modelo gravitacional para a função despesa de Anderson (1979), primeiro a dar uma base econômica pra o modelo gravitacional. Para tanto, a equação de despesa foi adaptada para o indicador de comércio entre dois países como proporção do PIB do país de origem.¹⁵

$$\frac{T_{ij}}{E_j} = \left(\frac{\beta_i p_i t_{ij}}{P_j} \right)^{1-\sigma}, \quad (1)$$

onde σ é o parâmetro de elasticidade de substituição, β é o parâmetro de distribuição para as variedades comercializadas, p_i é o preço de fábrica e $t_{ij} > 1$ é o fator de custo comercial entre a origem i e o destino j . Por fim, P_j é o índice de preço e é dado por

$$P_j = \left(\sum_i (\beta_i p_i t_{ij})^{1-\sigma} \right)^{1/(1-\sigma)}. \quad (2)$$

¹²Tais mudanças podem ser provocadas pelo crescimento econômico.

¹³Muitos desses custos não são diretamente observáveis, e a literatura empírica gravitacional indica que o custo total está bem acima dos custos de transporte e seguro que são observáveis (ver citeAnderson2004, para um levantamento dos custos comerciais).

¹⁴Samuelson (1952) foi o primeiro a fazer a analogia dos custos de comércio com o derretimento de um *iceberg*, em que os custos de comércio eram proporcionais ao volume transacionado de mercadorias, assim como a quantidade derretida do *iceberg* é proporcional ao seu volume.

¹⁵Na equação original descrita em Anderson (2011), o lado esquerdo da equação é dado por: X_{ij}/E_j

Observa-se que os mesmos parâmetros caracterizam o comportamento do comércio em todos os locais, ou seja, que as preferências são comuns. Sem resistência ao comércio, tem-se $t_{ij} = 1, \forall(i, j)$ e todas as ações dos compradores do bem i devem ser iguais as quotas dos vendedores a nível mundial ao preço de destino, Y_i/Y . Já o parâmetro β_i pode ter várias interpretações, podendo ser exógeno ou representar as preferências, onde os países com mais firmas ativas recebem pesos maiores. Tal número de firmas ativas contribui para determinar os Y_i que são dados no módulo da gravidade.

A outra parte para construir o modelo gravitacional estrutural é a liberação do mercado, sendo o preço no destino $Y_i = \sum_j T_{ij}$. Assim, multiplicando os lados da equação (1) por E_j e somando em j resulta em uma solução para $\beta_i p_i^{1-\sigma}$,

$$\beta_i p_i^{1-\sigma} = \frac{Y_i}{\sum_j (t_{ij}/P_j)^{1-\sigma} E_j}.$$

Definindo o denominador como $\Pi_i^{1-\sigma}$, e substituindo nas equações (1) e (2) tem-se o modelo gravitacional estrutural

$$T_{ij} = \frac{E_j Y_i}{Y} \left(\frac{t_{ij}}{P_j \Pi_i} \right)^{1-\sigma} \quad (3)$$

$$\Pi_i = \sum_j \left(\frac{t_{ij}}{P_j} \right)^{1-\sigma} \frac{E_j}{Y} \quad (4)$$

$$P_j = \sum_i \left(\frac{t_{ij}}{\Pi_i} \right)^{1-\sigma} \frac{Y_i}{Y}, \quad (5)$$

onde a segunda fração do lado direito da equação (3) é uma função decrescente dos custos comerciais bilaterais em relação ao produto de dois índices de todos os custos comerciais bilaterais do sistema, sob a validade da restrição empírica $\sigma > 1$.

Tal como em Anderson e van Wincoop (2003), $\Pi_{i,t}^{1-\sigma}$ e $P_{j,t}^{1-\sigma}$ são os termos de resistência multilateral (externo e interno, respectivamente), que agregam consistentemente os custos comerciais bilaterais e decompõe a sua incidência nos produtores e consumidores de cada região. Esses dois termos podem ser resolvidos a partir de (4)-(5) através da combinação de uma normalização e com os vários $t_{ij}^{1-\sigma}$, E_j e Y_i dados. Sob a hipótese de custos comerciais bilaterais simétricos $t_{ij} = t_{ji}, \forall i, j$ e comércio equilibrado $E_j = Y_j, \forall j$, uma normalização natural é $\Pi_i = P_i$. O fator Π_i é diretamente interpretado como a incidência dos custos de comércio sobre os vendedores da origem i , enquanto P_j é interpretado como a incidência nos compradores Anderson e Yotov (2010).

As resistências multilaterais são fundamentais para a análise porque representam a ligação estrutural endógena entre a análise do comércio “lower level” e o seu impacto na taxa de mortalidade infantil “upper level”. Tais resistências traduzem mudanças nos custos de comércio bilaterais no “upper level” em mudanças nos preços de fábrica.¹⁶

¹⁶Por outro lado, crescimento econômico e a acumulação de capital alteram custos de comércio mundial, devido ao efeito escala.

Portanto, a estratégia na seção subsequente é traduzir o sistema (3)-(5) em um modelo econométrico, que será estimado a fim de recuperar os parâmetros estruturais do modelo (bem como alguns dados) para captar tais efeitos, sendo também necessários para realizar a simulação contrafactual.

5. Especificação empírica

Esta seção apresenta os procedimentos empíricos necessários para a obtenção dos termos de resistências multilaterais (internos e externos),¹⁷ a partir da especificação econométrica do modelo gravitacional para o comércio (Anderson et al., 2015) e a equação de saúde com a inclusão dos termos de resistência ao comércio, com a inclusão do método de imputação que busca recuperar os *missing values* associados a algumas variáveis. Tais especificações ainda possibilitam estimar todos os parâmetros necessários para a simulação contrafactual.

Como mencionado na seção anterior, o modelo estrutural será traduzido para especificação econométrica em dois estágios. No primeiro estágio são feitas as estimativas do “*lower level*”, qual seja o modelo gravitacional de comércio, a partir do PPML tal como sugerido em Santos Silva e Tenreyro (2006) que permite a presença de zeros e explica a heterocedasticidade nos dados de comércio. Outra questão econométrica foi a utilização de um intervalo de 3 (três) anos para estimar o modelo gravitacional tal como sugerido por Cheng e Wall (2005), que destacaram que as variáveis dependentes e independentes não se ajustam perfeitamente dentro de um único ano quando se utiliza estimadores de efeito fixos sobre dados agrupados ao longo de anos consecutivos.

A estimação do modelo gravitacional fornece a estrutura por trás dos custos comerciais bilaterais não observáveis, realizada empregando variáveis explicativas padrão na literatura. Sua especificação econométrica é dada por

$$T_{ij} = \exp(\beta_1 rta_{ij} + \beta_2 ldist_{ij} + \beta_3 col_{ij} + \beta_4 cntg_{ij} + \beta_5 idioma_{ij} + \mu_{i,t} + \theta_{j,t}) + \varepsilon_{ij}, \quad (6)$$

onde a variável dependente T_{ij} representa o fluxo comercial entre os países i (origem) e j (destino), (rta_{ij}) é uma *dummy* que capta o efeito de acordos comerciais sobre o comércio, assumindo o valor um se o par de países possui algum acordo e zero caso contrário, $(ldist_{ij})$ é o logaritmo da distância entre os dois países, (col_{ij}) é uma *dummy* que assume valor um se existe laços coloniais entre os países e zero caso contrário, $(cntg_{ij})$ é uma *dummy* que assume valor um se os países compartilham alguma fronteira comum e zero caso contrário, e $(idioma_{ij})$ é uma *dummy* que assume valor um caso os países possuam o mesmo idioma e zero caso contrário. $\mu_{i,t}$ e $\theta_{j,t}$ são os efeitos fixos de origem variando no tempo e destino variando no tempo respectivamente, também usados como variáveis explicativas, e por fim, ε_{ij} é o termo de erro.

Em termos econométricos, algumas observações podem ser feitas de acordo com a especificação do comércio. A primeira é a possível existência de potencial endogeneidade dos acordos comerciais, que segundo Baier e Bergstrand (2007) pode ser so-

¹⁷Segundo Fally (2015), as estimativas dos efeitos fixos por Poisson pseudo-maximum likelihood (PPML) são consistentes com tais termos de resistências.

lucionado com a introdução dos efeitos fixos.¹⁸ Mesmo assim ainda pode haver uma perfeita colinearidade entre os regressores, e então Anderson et al. (2015) propõem a retirada de um efeito fixo e da constante ou de dois efeitos fixos (um de origem e outro de destino) para contornar o problema.

Dessa forma, seguindo Anderson et al. (2015), os termos de resistência multilaterais internos foram normalizados para um país representativo $P_{0,t} = 1$, eliminando o efeito fixo de destino para esse país e a constante. Ou seja, $\theta_{0,t} = E_{0,t}$ e todos os demais efeitos são interpretados em relação a ele. Portanto, é possível a partir da estimação da equação (6) recuperar os termos de resistências multilaterais externos e internos através dos efeitos fixos como demonstrado nas equações (7) e (8),

$$\hat{\pi}_{i,t}^{1-\theta} = E_{0,t} Y_{i,t} \exp(-\hat{\mu}_{i,t}) \quad (7)$$

$$\hat{P}_{j,t}^{1-\theta} = \frac{E_{j,t}}{E_{0,t}} \exp(-\hat{\theta}_{j,t}), \quad (8)$$

onde $\hat{\mu}_{i,t}$ e $\hat{\theta}_{j,t}$ são os efeitos fixos da equação gravitacional (6), $Y_{i,t}$ são as vendas de i para todos os destinos j , ao preços de j , $E_{j,t}$ representa as despesas de todas as origens no destino j e $E_{0,t}$ é a despesa de todas as origens no país representativo. Dessa forma, tem-se que $Y_{i,t} = \sum_{j,t} T_{ij,t}$ e $E_{j,t} = \sum_{i,t} T_{ij,t}$. Em palavras, os termos de resistências multilaterais são obtidos simplesmente pela multiplicação de cada vetor de efeito fixo pelo exponencial do seu respectivo coeficiente. Como cada efeito fixo é zero ou “um”, o valor da exponencial será assumido apenas para os “uns”.

Após estimar os termos de resistência passa-se para a especificação do “upper level”, que busca captar os efeitos de tais termos na saúde das crianças, captada pela taxa de mortalidade infantil – variável que se relaciona diretamente com o nível de bem-estar humano e serve como um indicador da distribuição das condições de vida nas diferentes regiões, sobretudo nos primeiros anos de vida. A taxa de mortalidade para crianças de até cinco anos de idade será igualmente usada como variável dependente para confirmar a validade dos resultados.

Além do termo de resistência multilateral, alguns controles são inseridos na especificação de saúde, descritos na equação (9) por

$$\ln mort_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln GDPpc_{i,t} + \gamma_2 X_{i,t} + \gamma_3 \ln \left[\frac{1}{\Pi_{i,t}^{(1-\theta)}} \right] + \delta_i + \psi_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (9)$$

em que $GDPpc_{i,t}$ é o PIB per capita do país de origem ao qual se quer estimar o impacto na taxa de mortalidade infantil; $\Pi_{i,t}^{(1-\theta)}$ é o termo de resistência multilateral externo,¹⁹

¹⁸Na verdade os autores propõem duas soluções possíveis: a estimação em primeira diferença ou introduzir os feitos fixos. A opção pelo último é que a partir deles é possível construir os custos de comércio bilaterais.

¹⁹Segundo Anderson et al. (2020), o termo de resistência multilateral externo mede a incidência dos custos de comercio sobre o produto, e dessa forma, tem implicações para o cálculo da produtividade total dos fatores (PTF). Tal análise, no entanto, foga ao escopo desse artigo.

δ_i é um efeito fixo por país; ψ_t é um efeito fixo para controlar as variações no tempo, inclusive as demais variáveis dependentes; e $X_{i,t}$ é um vetor de variáveis que carrega informações que podem afetar a variável dependente, tais como a taxa de imunização contra o sarampo (% de crianças abaixo de 12 meses); o logaritmo dos gastos do governo em saúde pública como proporção do PIB; o logaritmo da população total do país; e a taxa de urbanização (% do total).

Como destacado na introdução, várias observações de alguns regressores são *missing values* ou iguais à zero, que com a log-transformação feita em (9) também passam a ser *missing values*. As principais soluções propostas pela literatura, a saber, omitir as observações de análise ou somar um a tais observações, carregam um viés substancial as estimativas (Figueiredo et al., 2016a). Uma solução para os dados faltantes são as técnicas de imputação, como o método de imputação GMM (IM-GMM) desenvolvido por Abrevaya e Donald (2017). No entanto, modelos log-linearizados estão sujeitos a viés na presença de heterocedasticidade, uma consequência direta da desigualdade de Jensen. Dessa forma, Figueiredo et al. (2016b) propuseram a utilização de regressão quantílica para estimar o modelo com a utilização de imputação.²⁰

Portanto, além de eliminar o viés causado pela falta de observações e um possível viés devido a log-linearização do modelo, o método de imputação quantílico é também considerável pela grande disparidade dos países em termos de renda, de taxas de mortalidade, comércio e muitas outras características observáveis e não observáveis. Salienta-se que o método é utilizado para cada variável que apresenta um número razoável de dados faltantes, quais sejam, o PIB per capita, o termo que capta a resistência ao comércio e a taxa de imunização conta o sarampo.²¹

Assim, a partir da equação (9) será aplicado o método de imputação quantílico (IM-QR) proposto por Wei et al. (2012), para estimar o seguinte modelo quantílico, pegando como exemplo a imputação do PIB per capita,

$$Q_{\tau}(\ln mort_{i,t} | \ln GDPpc_{i,t}, \ln x_{i,t}) = \ln GDP_{i,t} \beta_1(\tau) + \beta_2(\tau) \ln x_{i,t}, \quad (10)$$

onde $\ln x_{i,t}$ é sempre observado e contém o intercepto, e $\ln GDPpc_{i,t}$ é o PIB per capita que pode ter dados faltantes. Assume-se que n é o tamanho total da amostra, e que n_1 destas observações estão completas, enquanto o restante n_0 estão em falta. O objetivo principal é estimar o parâmetro $\beta(\tau) = (\beta_1(\tau), \beta_2^T(\tau))^T$. Assim, será estimado o $\beta(\tau)$ para os três quantis mais representativos ($\tau = 0,25; 0,50; 0,75$) para que se possa captar o efeito em países com baixas taxas de mortalidade ($\tau = 0,25$), na mediana ($\tau = 0,50$) e em países com elevadas taxas de mortalidade ($\tau = 0,75$). A subseção abaixo descreve o método IM-QR.

²⁰ Isso ocorre porque a função por quantis, ao contrário da média, é invariante a transformações monotônicas, de modo que se algum modelo que foi transformado em log-linear é identificado, este último também será, mesmo na presença de heterocedasticidade. Ou seja, a função quantílica não está sujeita a desigualdade de Jensen. Para mais detalhes, ver Figueiredo et al. (2016b).

²¹ Como mencionado, a simples exclusão das observações com dados faltantes pode resultar na exclusão de vários países da amostra, sobretudo aqueles mais pobres e consequentemente com um menor nível de renda e maior taxa de mortalidade. Tais países são em geral, os que não apresentam dados para todo o período e/ou informações incompletas.

5.1 Método de imputação quantílico (IM-QR)

Nessa seção é descrita as etapas do estimador desenvolvido por [Wei et al. \(2012\)](#), que é adaptado de ([Wei et al., 2012](#), pp. 424-425), para o caso da imputação do PIB per capita.²² No que se segue, é assumido que $\ln x$ é sempre observado e contém o termo constante, mas o PIB per capita dos países ($\ln GDP_{i,t}$) pode estar faltando. Além disso, considera-se a hipótese de que os dados faltantes são aleatórios condicionais a $\ln x$, o que significa que o evento que GDP é faltante é independente de x e da variável de resposta y (no caso a taxa de mortalidade infantil).

Dito isso, o primeiro passo do método é estimar a regressão quantílica, tal como na equação (10), apenas com os dados completos e escrever os coeficientes resultantes como $\hat{\beta}(\tau) = \arg \min_{\beta} \sum_{i,j=1}^{n_1} \rho_{\tau}(\ln y_{ij} - \ln GDP_{ij} \beta_1(\tau) + \beta_2(\tau) \ln x_{ij})$ onde $\rho_{\tau}(r) = r(\tau - I(r < 0))$ é uma função perda assimétrica de L_1 . Na prática, τ é geralmente escolhido para ser distribuído uniforme e suficientemente denso na grade $(0,1)$.

O segundo passo é imputar os valores em falta com base na densidade condicional $f(\ln GDP | \ln y, \ln x) \propto f(\ln y | \ln GDP, \ln x) f(\ln GDP, \ln x)$, de modo que possa ser determinado unicamente a partir de duas densidades $f(\ln y | \ln GDP, \ln x)$ e $f(\ln GDP, \ln x)$. Portanto, as duas densidades precisam ser estimadas separadamente para se ter a densidade condicional de interesse.

1. A densidade condicional $f(\ln y | \ln GDP, \ln x)$ pode ser escrita como uma função de processo de coeficientes por quantis, isto é,

$$f(\ln y | \ln GDP, \ln x) = f(\ln y | \ln GDP, \ln x, \beta_0(\tau)),$$

onde $\beta_0(\tau)$ é o verdadeiro coeficiente quantílico. Assim, são escolhidos os níveis quantílicos $\tau_k = k/(K_n + 1)$, com $k = 1, \dots, K_n$, onde K_n é o número de níveis de quantis.

2. Estimar a densidade condicional $f(\ln GDP, \ln x)$. O $\ln GDP$, dado $\ln x$, é modelado parametricamente como $f(\ln GDP, \ln x, e)$. De acordo com a hipótese de dados faltantes aleatórios, estima-se \hat{e} baseado em dados completos, e a densidade condicional estimada de $\ln GDP$ dado x como $\hat{f}(\ln GDP, \ln x, \hat{e})$.

Portanto, tendo estimados os itens 1 e 2, a densidade condicional $f(\ln GDP | \ln y, \ln x)$ pode ser estimada como

$$\hat{f}(\ln GDP | \ln y, \ln x) \propto \hat{f}(\ln y | \ln GDP, \ln x, \hat{\beta}(\tau)) \hat{f}(\ln GDP | \ln x, \hat{e}),$$

e imputar os faltantes de acordo com $\ln GDP$. Cada $\ln GDP$ faltante é simulado a partir de $\hat{f}(\ln GDP | \ln y, \ln x)$ extraíndo aleatoriamente uma variável $U_n(0,1)$, e inseri-la na função quantil $F^{-1}(u | \ln y, \ln x)$ para $u \in (0,1)$.

Por fim, o $\beta(\tau)$ é novamente estimado incluindo os dados imputados. É possível escrever uma nova função objetivo incluindo os dados completamente observados e o

²²O mesmo procedimento é aplicado trocando o PIB per capita pelas demais variáveis que serão imputadas.

l_{th} conjunto de dados imputados como

$$S_{n(l)}(\beta) = \sum_{i,j=1}^{n_1} \rho_{\tau}(\ln y_{ij} - \ln GDP_{ij} \beta_1(\tau) + \beta_2(\tau) \ln x_{ij}) \\ + \sum_{i,j=n_1+1}^n \rho_{\tau}(\ln y_{ij} - \ln GDP_{ij(l)} \beta_1(\tau) + \beta_2(\tau) + \beta_2(\tau) \ln x_{ij}),$$

e definir $\hat{\beta}_{*(l)} = \arg \min_{\beta} S_{n(l)}(\beta)$ como o coeficiente estimado usando o l_{th} dados completos montado. Essa etapa de imputação-estimação é repetida M vezes, e o estimador de imputação múltipla é $\tilde{\beta}(\tau) = M^{-1} \sum_{l=1}^M \hat{\beta}_{*(l)}$.

5.2 Procedimento contrafactual

Como procedimento contrafactual será analisado o impacto do comércio sobre a taxa de mortalidade infantil, dado que a exposição ao comércio internacional induzirá apenas as firmas mais produtivas passem a participar do comércio externo, que segundo Melitz (2003) resulta em ganhos de bem-estar e melhora em indicadores sociais. Seguindo o que Anderson et al. (2015) denomina de termo condicional, onde os coeficientes dos custos do contrafactual devam ser idênticos ao coeficientes dos custos da equação (6), será permitido que mudanças nos custos de comércio afetem os termos de resistência multilaterais internos e externos.

O contrafactual realizado foi testar o efeito de uma hiperglobalização, ou seja, a eliminação de todos os custos comerciais existentes, sendo a especificação econométrica dada pela equação (11) abaixo. O sobrescrito indica as novas variáveis e o acento reflete que os valores dos coeficientes do contrafactual são restritos aos valores da equação (6).

$$T_{ij} = \exp(\beta_1 \widehat{rta}_{ij}^c + \beta_2 \widehat{ldist}_{ij}^c + \beta_3 \widehat{col}_{ij}^c + \beta_4 \widehat{cnt}_{gij}^c + \beta_5 \widehat{idioma}_{ij}^c + \mu_{i,t}^c + \theta_{j,t}^c) + \varepsilon_{ij}^c, \quad (11)$$

onde no caso da hiperglobalização, os vetores para essas variáveis assumem valores iguais à zero. Uma vez estimada a equação (11), a obtenção dos efeitos fixos e dos termos de resistência multilaterais seguem os mesmos procedimentos descritos para o caso anterior, como visto nas equações (7) e (8).

Por fim, é possível obter a variação percentual da mortalidade infantil, que é na realidade a variação da taxa de mortalidade real, uma vez que $Mortalidade_i^c$ é a taxa de mortalidade supondo a hiperglobalização enquanto que $Mortalidade_i$ é a taxa de mortalidade real padrão.

$$\hat{\Delta}_i = \frac{Mortalidade_i^c - Mortalidade_i}{Mortalidade_i} \times 100 \quad \forall i. \quad (12)$$

6. Dados

Para a análise desse artigo, foi utilizado um painel com 141 países de origem e 143 países de destino para o período de 1980 a 2005, com os dados sobre o fluxo de comércio

bilateral obtidos da base UN *Comtrade Database* – *Comtrade* (que representa mais de 95% do comércio mundial), elaborada pela Divisão de Estatística das Nações Unidas. A lista de países tanto de origem quanto de destino está resumida na Tabela A.1 (Apêndice A). As informações sobre as variáveis gravitacionais padrões (distância, laços coloniais, contiguidade e idioma) são da Base BACI (CEPII),²³ enquanto os dados sobre os acordos comerciais regionais foram obtidos da *Mario Larch's Regional Trade Agreements Database*.

Os dados sobre taxa de mortalidade infantil, mortalidade infantil para crianças menores de 5 anos e produto per capita foram obtidos dos Indicadores do Desenvolvimento Mundial (WDI),²⁴ do Banco Mundial. Alguns controles adicionais como taxa de imunização contra o sarampo, gastos em saúde pública como proporção do PIB, o tamanho da população e a taxa de urbanização também foram obtidos dos Indicadores do Desenvolvimento do Banco Mundial.

7. Resultados

Esta seção mostra os resultados para o modelo em dois níveis apresentados na estratégia empírica. Primeiramente é estimado o modelo gravitacional descrito pela equação (6), eliminando a constante e o efeito fixo para um país de destino tal como descrito na seção anterior. A eliminação se dá de forma aleatória, e foram feitas diversas estimações eliminando um país diferente em cada, não alterando significativamente os coeficientes obtidos.

Foram eliminados também alguns efeitos fixos e/ou observações de países/anos devido à colinearidade entre os regressores, detectados pelo próprio estimador *Poisson pseudo-maximum likelihood* (PPML), proposto por Santos Silva e Tenreyro (2006). Depois de detectados e eliminados, estima-se novamente sem tais efeitos, uma vez que para os termos de resistências multilaterais externos e internos que serão obtidos indiretamente através dos efeitos fixos isso não poderá ocorrer (Anderson et al., 2015).

A Tabela 3 apresenta os coeficientes estimados para as variáveis gravitacionais tradicionais (*lower level*), praticamente todos estatisticamente significativos e com os sinais esperados pela literatura.²⁵ O único coeficiente não significativo foi para laços coloniais, resultado consistente com os encontrados por Anderson et al. (2020) e Anderson e Yotov (2016) que sugerem que os traços coloniais não desempenham um papel tão importante no estímulo ao comércio internacional a nível mundial. Os coeficientes referentes à contiguidade e idioma apresentam sinais positivos impulsionando o comércio bilateral entre os países, enquanto a distancia (em log) impacta negativamente o comércio, uma vez que quanto maior a distancia maior o custo para o fluxo bilateral de mercadorias.

Por fim, todos os custos bilaterais apresentaram-se maiores que 1, $t_{ij} > 1$, sendo o menor valor reportado de 1,8028 para Bélgica e Holanda e o maior valor foi de 4,6400

²³Centre D'Etudes Prospectives Et D'Informations Internationales.

²⁴Sigla em inglês para *World Development Indicators*.

²⁵Por questão de espaço, os coeficientes para os efeitos fixos não são apresentados na Tabela 3 e nem nos próximos resultados.

Tabela 3. Modelo gravitacional de comércio

Variável	Coefficiente
Rta	0,255*** (0,018)
Log (Distância)	-0,776*** (0,008)
Laços Coloniais	-0,022 (0,026)
Fronteira	0,520*** (0,020)
Idioma	0,219*** (0,018)
Pseudo log-likelihood	-15148285
R2	0,926
Amostra	328.312

Nota: Desvio Padrão entre parênteses. ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10. Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados.

para Paraguai e Taiwan. Assim como em [Anderson et al. \(2020\)](#) os menores custos encontrados foram para economias que são geográfica e culturalmente próximas e economicamente integradas, ao passo que os maiores custos foram obtidos para países econômica e geograficamente isolados.

Dados os resultados do *lower level* é possível obter os termos de resistências multilaterais através das exponenciais dos efeitos fixos, como demonstrado nas equações (7) e (8). De posse dos termos de resistência, o *upper level*, equação (9), foi resolvido usando três estimadores. São usados o OLS e o PPML em estimativas iniciais, que como discutido podem gerar coeficientes tendenciosos, para comparar com o método de imputação por quantis (IM-QR). Tal como em [Figueiredo et al. \(2016a\)](#) o IM-QR considerou uma grade de 19 pontos, ou seja, $\tau = 0,05; 0,10; 0,15; \dots; 0,90; 0,95$; e o erro padrão calculado por *clusters* de países importadores e exportadores.²⁶ Além da questão de identificação exposta na seção anterior, uma vantagem adicional é a possibilidade de capturar o efeito assimétrico dos fluxos de comércio entre os quantis da distribuição das taxas de mortalidade infantil dos países.

No entanto, os estimadores calculados a partir da média condicional não podem ser comparados diretamente com os coeficientes da regressão quantílica. Dessa forma, foi calculado o efeito médio de $x_{i,t}$ a partir dos coeficientes dos quantis e comparados com os coeficientes de OLS e PPML. [Koenker \(2005, pp. 32\)](#) mostra que integrando a função quantílica em todo o domínio (0,1) se chega a uma aproximação da função média,

$$E(y_i | x_i = x) \approx \int_0^1 Q_\tau(y_i | x_i = x) d\tau \quad (13)$$

Em outras palavras, a média dos coeficientes estimados para cada quantil consiste em uma boa aproximação do efeito na média condicional. Na Tabela 4 abaixo, o coeficiente para a mediana foi calculado dessa forma, tanto no caso com e sem imputação.

²⁶Para mais detalhes do estimador, ver [Parente e Silva \(2016\)](#).

As duas primeiras colunas da Tabela 4 apresentam os resultados para o estimador OLS e PPML, respectivamente, enquanto as duas últimas apresentam os resultados da regressão quantílica padrão e do IM-QR para a mediana. Conforme esperado (e coerente com a literatura), o aumento do PIB per capita, os gastos em saúde pública como proporção do PIB e a taxa de imunização contra o sarampo impactam na redução da taxa de mortalidade infantil, enquanto que o tamanho da população impacta de forma positiva. Os resultados são robustos a todos os estimadores usados e estatisticamente significativos para praticamente todas as variáveis, a exceção dos gastos públicos em saúde para os estimadores quantílicos, com e sem imputação. Dentre as variáveis que impactam negativamente na taxa de mortalidade tem-se o coeficiente de maior magnitude para o PIB per capita, denotando que a importância do crescimento econômico reflete a melhora de indicadores de saúde e sociais. Por outro lado, o tamanho da população impacta no aumento da taxa de mortalidade (em log) visto que países com grandes populações estão, em geral, mais suscetíveis de ter parcela desta vivendo em condições de pobreza assim como é necessário um maior gasto em saúde pública.

Tabela 4. Mortalidade infantil e comércio

Variáveis	OLS	PPML	$\tau = 0,50$	
			QR	IM-QR
In PIB per capita	-0,1680*** (0,0010)	-0,0620*** (0,0000)	-0,1510*** (0,0050)	-0,1810*** (0,0020)
In Gastos	-0,0004*** (0,0001)	-0,0003*** (0,0000)	0,0000 (0,0000)	-0,0001 (0,0007)
In Pop	0,0370*** (0,0030)	0,1530*** (0,0020)	0,1180*** (0,0040)	0,1780*** (0,0090)
Tx Imunização	-0,0200*** (0,0000)	-0,0040*** (0,0000)	-0,0010*** (0,0000)	-0,0010*** (0,0000)
$\ln \Pi_{i,t}^{-(1-\sigma)}$	0,0390*** (0,0010)	0,0100*** (0,0000)	0,0610*** (0,0010)	0,0700*** (0,0010)
Constante	4,5750*** (0,0940)	-1,5570*** (0,0500)	2,7600*** (0,0570)	1,8510*** (0,1120)
FE (país-ano)	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	241.807	241.807	241.807	259.897

Nota: Desvio Padrão entre parênteses. ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10. Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas.

Com relação ao comércio (coeficiente do termo de resistência multilateral externo), é verificada uma relação inversa com o log da mortalidade infantil. O coeficiente positivo indica que barreiras ao comércio são prejudiciais a esse indicador de saúde, ou dito de outro modo, uma maior abertura comercial pode reduzir a mortalidade infantil para aqueles países que se inserem nesse mercado mundial. Comparando os diferentes estimadores, os coeficientes para o método quantílico sem (QR) e com imputação (IM-QR) apresentam um maior impacto para a mediana, 0,061 e 0,070 respectivamente, quando comparado ao OLS (0,039) e o PPML (0,010), indicando que os *missing values* poderiam estar causando viés nos coeficientes destes métodos.

Em contrapartida as magnitudes dos coeficientes dos termos de resistência (para cada estimador) são menores que os impactos do log do PIB per capita e do log da população. Para o quantil 0,50 do estimador IM-QR, por exemplo, enquanto o termo de resistência impacta em 0,070 na taxa de mortalidade, o PIB per capita e o total da população impactam -0,181 e 0,178, respectivamente. Isso aponta que as estimativas são consistentes com o comércio ser um determinante, mas não o mais importante, da queda na mortalidade infantil.

Na prática, o comércio funciona como um canal de transmissão para que outras variáveis influenciem aspectos sociais dos países envolvidos. Um desses canais é o próprio crescimento, como mostrado pela importância do PIB per capita na redução da taxa de mortalidade nos resultados. Isso segue em linha com a constatação de Fogel (1994), onde afirma que o crescimento aumenta o PIB dos países, aumentando assim os recursos destinados a saúde pública e consequentemente impactando em indicadores sociais como a redução da taxa de mortalidade infantil. Nossos resultados também podem ser corroborados por Owen e Wu (2007), no qual alegam ser *spillovers* de conhecimento a partir de políticas macroeconômicas da própria abertura comercial o canal de transmissão entre comércio e redução de taxa de mortalidade.

Comparando diretamente as medianas do estimador IM-QR com o estimador quantílico padrão QR, também se observa maiores coeficientes para o método imputado. Os resultados levam a argumentar que a não correção para os dados faltantes por um método apropriado pode subestimar o real impacto do comércio e demais variáveis na taxa de mortalidade infantil.

Na Tabela 5 encontram-se nas três primeiras colunas as estimativas para a regressão quantílica padrão, sem imputação (QR), apresentados para os mesmos quantis do IM-QR que se encontram nas últimas três colunas, de modo a facilitar a comparação entre os dois casos.

Para o estimador IM-QR, observa-se um impacto maior na taxa de mortalidade no quantil inferior (0,25) quando comparado ao superior (0,75) para o comércio e outras variáveis, revelando que os países que já possuem uma menor taxa de mortalidade conseguem absorver de forma mais intensa os efeitos do comércio e, sobretudo difundi-los para seus habitantes. Tais países são em geral os mais desenvolvidos, e os resultados indicam que estes conseguem se aproveitar da estrutura já existente e, dessa forma, tirar benefícios com o comércio. É possível observar que, assim como na estimação com imputação, para o QR o impacto do comércio é maior para o quantil 0,25 quando comparado ao quantil 0,75, tal como para as demais variáveis já analisadas.

Quando se compara cada quantil dos dois estimadores, os coeficientes do IM-QR tem uma maior magnitude, semelhante à comparação da mediana imputada com os demais métodos expostos na Tabela 4. Os resultados parecem indicar que os dados em falta para algumas variáveis explicativas podem enviesar os resultados, independente do estimador utilizado.

Como robustez aos resultados discutidos, as Tabelas B.1 e B.2 (Apêndice B) apresentam estimações similares as Tabelas 4 e 5, respectivamente, com a modificação da variável dependente para a taxa de mortalidade para menores de cinco anos de idade. A análise ratifica o maior impacto do IM-QR (para a média dos quantis) comparado ao

Tabela 5. Mortalidade infantil e custos de comércio

Variáveis	QR			IM-QR		
	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$
In PIB per capita	-0,122*** (0,001)	-0,151*** (0,005)	-0,084*** (0,002)	-0,139*** (0,001)	-0,181*** (0,002)	-0,107*** (0,002)
In Gastos	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,001)	0,000 (0,000)
In Pop	0,204*** (0,004)	0,118*** (0,004)	0,101*** (0,013)	0,214*** (0,004)	0,178*** (0,009)	0,133*** (0,010)
Tx Imunização	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,004** (0,001)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	0,000*** (0,000)
$\ln \Pi_{i,t}^{-(1-\sigma)}$	0,011*** (0,000)	0,061*** (0,001)	0,018*** (0,000)	0,033*** (0,000)	0,070*** (0,001)	0,027*** (0,002)
Constante	1,816*** (0,050)	2,760*** (0,057)	2,694*** (0,142)	1,521*** (0,047)	1,851*** (0,112)	2,088*** (0,113)
FE (país-ano)	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	241.807	241.807	241.807	259.897	259.897	259.897

Nota: Desvio Padrão entre parênteses. ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10. Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas.

OLS, PPML e QR, na Tabela B.1 e a importância do PIB per capita e do tamanho da população pela magnitude dos seus coeficientes, tal como visto na Tabela 4.

Para a Tabela B.2 as demais variáveis de controle seguem os achados anteriores, com o maior impacto no quantil 0,25 frente ao 0,75, indicando que aqueles países que já possuem uma baixa taxa de mortalidade conseguem melhor desempenho em termos de redução. Contudo para o termo de resistência ao comércio é verificado o oposto da Tabela 5, com o maior impacto para o quantil 0,75. Dito de outro modo, quando se considera apenas a taxa de mortalidade infantil abaixo de cinco anos, os países que apresentam altas taxas (pobres; renda baixa) conseguem ter um ganho maior em termos de redução desse indicador com o comércio internacional. Já para a taxa de mortalidade infantil em sua totalidade (como foi visto na Tabela 5), a redução maior via comércio se dá para os países que já possuem um baixo índice (ricos; alta renda), o que indica que podem se beneficiar da melhor estrutura já existente em seus territórios e com isso aproveitar os ganhos do comércio.

Tais resultados corroboram com a literatura existente como [Jani e Dholakia \(2015\)](#) e [Levine e Rothman \(2006\)](#), que mostram impactos do comércio internacional e da globalização na redução da taxa de mortalidade infantil dos países. No entanto, contrariamente ao trabalho de [Owen e Wu \(2007\)](#), que verificaram um impacto do comércio na taxa de mortalidade infantil maior para os países de baixa renda, os coeficientes aqui encontrados para a taxa de mortalidade infantil total são maiores para os quantis inferiores, ou seja, para os países com menores taxa de mortalidade infantil. Esses países são em quase sua totalidade de renda alta e consequentemente de melhores indicadores sociais. Já para a taxa de mortalidade de crianças com menos de cinco anos de idade os resultados atestam com [Owen e Wu \(2007\)](#), conforme descrito na Tabela B.2.

Outro ponto a ser destacado é que a magnitude dos coeficientes referentes ao comércio encontrados nesse artigo é menor que a maioria dos demais trabalhos na lite-

Tabela 6. Variação percentual da taxa de mortalidade (globalização)

País	5 maiores reduções	País	5 menores reduções
Lesoto	-5,337%	Noruega	-4,421%
Botswana	-5,336%	Argentina	-4,423%
Kiribati	-5,305%	Sri Lanka	-4,424%
Suazilândia	-5,264%	Portugal	-4,424%
Brunei Darussalam	-5,029%	Suécia	-4,425%

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas.

ratura, além do fato que muitos autores encontraram estimativas estatisticamente não significativas do impacto da abertura comercial na taxa de mortalidade infantil. Evidente que é preciso ter cautela em fazer uma comparação direta entre tais coeficientes, visto a discrepância de métodos, base de dados e períodos de análise. No entanto, é possível ter indicativos de que uma estratégia que não busque lidar com o problema dos dados faltantes em algumas variáveis explicativas, os zeros nos fluxos comerciais bilaterais bem como um modelo capaz de controlar para a endogeneidade e possível causalidade reversa podem enviesar e superestimar e/ou subestimar o verdadeiro benefício advindo do comércio em variáveis relacionadas à saúde das crianças dos países envolvidos.

7.1 *Experimento contrafactual: Efeito da globalização*

Como destacado nos resultados da seção anterior, quando a variável dependente é a taxa de mortalidade para crianças de cinco anos abaixo, percebe-se que o comércio tem um maior impacto para aqueles países com uma taxa de mortalidade já elevada que são em geral os países pobres e/ou em desenvolvimento. Isso significa que nesses países há um maior espaço para absorver os ganhos advindos das transações comerciais. Foi verificado ainda que o PIB per capita afeta significativamente na redução da mortalidade, ratificando o próprio crescimento como canal de efeito direto e de transmissão do comércio no indicador de saúde.

Portanto, dado que o comércio internacional é capaz de reduzir a taxa de mortalidade infantil, seja diretamente ou através de canais indiretos como o crescimento, foi analisado o efeito hipotético de uma hiperglobalização, onde se eliminaram todos os custos de comércio para analisar o impacto sobre a taxa de mortalidade dos países de origem, sendo um importante indicador social para avaliar o desenvolvimento entre os países.

A Tabela 6 apresenta os cinco países que teriam uma maior redução na taxa de mortalidade em termos percentuais e os cinco que sofreriam uma menor redução nessa taxa, em virtude da eliminação de todos os custos de comércio.

Em geral os países que sofrem uma maior redução percentual da taxa de mortalidade são os que apresentam baixo PIB per capita e/ou em desenvolvimento, sendo também os que já possuem um elevado índice de mortalidade. Ainda são, em geral, de pequena extensão territorial, o que facilita a difusão do efeito do comércio para a melhora do indicador de saúde. Por outro lado, os países que conseguem um menor efeito

com a hiperglobalização seriam os que já figuram entre os de menor índice de mortalidade infantil, com destaque para os países europeus, em especial alguns nórdicos. Isso porque estes já desfrutam de um nível baixo para o indicador de mortalidade, ficando mais difícil qualquer redução marginal.

A despeito dos valores observados na Tabela 6, a redução média na taxa de mortalidade infantil é de -4,649%, refletindo o efeito geral médio da eliminação de todos os custos de comércio. É um efeito não desprezível, sobretudo quando se observa que as maiores reduções são para aqueles países que apresentam um quadro social, de índice de mortalidade infantil e outros indicadores, num nível bastante insatisfatório.

8. Considerações finais

Este artigo analisou o impacto do comércio bilateral internacional sobre a taxa de mortalidade infantil para um painel de países entre 1980 e 2005, baseado no modelo estrutural proposto por Anderson et al. (2020). A estratégia empírica seguiu a estimação de dois níveis. No primeiro, “*lower level*”, o comércio foi estimado pelo modelo gravitacional para corrigir o problema da possível causalidade reversa enquanto no segundo, “*upper level*”, foi estimado o impacto do comércio na taxa de mortalidade infantil com a utilização do método de imputação quantílico para correção do problema do fluxo de zeros nas transações bilaterais e dados faltantes em algumas variáveis explicativas.

Os resultados mostraram que o comércio consegue reduzir a taxa de mortalidade infantil, porém seu impacto é bem menor que o PIB per capita. Isso indica que o comércio pode ser um determinante, não o mais importante da queda na taxa de mortalidade, podendo funcionar como um canal de transmissão para outros fatores, como o próprio crescimento. O tamanho da população dos países também tem um impacto significativo, com coeficientes bem superiores aos dos termos de resistência multilaterais (comércio), porém no sentido de aumentar a taxa de mortalidade.

Quando a análise é feita com o método de imputação por quantis, é verificado que os países localizados no quantil inferior conseguem uma maior redução da taxa de mortalidade, indicando que estes podem se aproveitar de outros fatores como a própria estrutura e o nível de renda elevado que possuem. Por outro lado, quando a variável dependente passa a ser a taxa de mortalidade só para crianças de até cinco anos, o impacto maior do comércio é para o quantil superior. Em outras palavras, os países com altas taxas de mortalidade infantil para menores de cinco anos são os que conseguem ter um maior efeito em reduzi-la, aproveitando o fato de que é mais fácil ter aumentos significativos em um indicador quanto se tem níveis insatisfatórios deste, ou seja, quando se está mais distante de seu nível de longo prazo.

Por fim, foi realizado um exercício contrafactual supondo a eliminação de todos os custos comerciais bilaterais (hiperglobalização) para analisar o efeito sobre a taxa de mortalidade infantil. Os resultados indicam que, de forma geral, países com um nível de renda elevada e/ou desenvolvidos teriam uma menor redução enquanto que países com baixo nível de renda e/ou em desenvolvimento conseguiriam ter reduções maiores no indicador de mortalidade infantil com o comércio globalizado. Isso corrobora com as estimações quantílicas para crianças de até cinco anos de idade, de que é mais difícil

obter ganhos do comércio em termos de redução na taxa de mortalidade quando o nível desta já é extremamente baixo. Dito de outra forma, a taxa em alguns países ricos já é tão baixa que para conseguir qualquer redução marginal é muito mais difícil ou o esforço deve ser muito maior.

Apêndice A: Apêndice A

Tabela A.1. Lista de países

África do Sul	Costa Rica	Irlanda	Polônia
Albânia	Costa do Marfim	Islândia	Portugal
Alemanha	Dinamarca	Israel	Quênia
Angola	Djibouti	Itália	Quiribati
Antígua e Barbuda	Dominica	Jamaica	Reino Unido
Arábia Saudita	Egito	Japão	República Árabe da Síria
Argélia	El Salvador	Jordânia	República Centro-Africana
Argentina	Emirados Árabes Unidos	Lesoto	República Dominicana
Austrália	Equador	Líbano	Romênia
Áustria	Espanha	Libéria	Ruanda
Bahrein	Estados Unidos	Líbia	Samoa
Bangladesh	Etiópia	Madagáscar	Santa Lúcia
Barbados	Federação Russa	Malásia	São Cristóvão e Névis
Bélgica	Fiji	Malawi	São Vicente e Granadinas
Belize	Filipinas	Maldivas	Sengal
Benin	Finlândia	Mali	Serra Leoa
Bolívia	França	Malta	Seychelles
Botswana	Gabão	Marrocos	Sri Lanka
Brasil	Gâmbia	Maurício	Suazilândia
Brunei Darussalam	Gana	Mauritânia	Sudão
Bulgária	Grécia	México	Suécia
Burkina Faso	Grenada	Moçambique	Suíça
Burundi	Guatemala	Namíbia	Suriname
Cabo Verde	Guiana	Nepal	Tailândia
Camarões	Guiné	Nicarágua	Tanzânia
Canadá	Guiné-Bissau	Níger	Tonga
Catar	Haiti	Nigéria	Trinidad e Tobago
Chade	Honduras	Noruega	Tunísia
Chile	Hong Kong SAR	Nova Zelândia	Uganda
China	Hungria	Países Baixos	Uruguai
Cingapura	Ilhas Salomão	Panamá	Vanuatu
Colômbia	Índia	Papua Nova Guiné	Venezuela
Comores	Indonésia	Paquistão	Zâmbia
Congo	Ir	Paraguai	Zimbábue
Coreia	Irã	Peru	

Fonte: Elaboração dos autores.

Apêndice B: Apêndice B

Tabela B.1. Mortalidade infantil (abaixo de 5 anos) e comércio

Variáveis	OLS	PPML	$\tau=0,50$	
			QR	IM-QR
In PIB per capita	-0,168*** (0,001)	-0,060*** (0,000)	-0,149*** (0,002)	-0,187*** (0,002)
In Gastos	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	0,000* (0,000)
In Pop	-0,071*** (0,004)	0,130*** (0,002)	0,053*** (0,007)	0,079*** (0,007)
Tx Imunização	-0,032*** (0,001)	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
$\ln \Pi_{i,t}^{-(1-\sigma)}$	0,024*** (0,001)	0,008*** (0,000)	0,056*** (0,004)	0,070*** (0,001)
Constante	6,384*** (0,081)	-1,718*** (0,046)	4,061*** (0,168)	3,384*** (0,081)
FE (país-ano)	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	241.836	241.836	241.836	260.084

Nota: Desvio Padrão entre parênteses. ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10. Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas.

Tabela B.2. Mortalidade infantil (abaixo de 5 anos) e custos de comércio

Variáveis	QR			IM-QR		
	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$
In PIB per capita	-0,1270*** (0,0010)	-0,1490*** (0,0020)	-0,0800*** (0,0020)	-0,1470*** (0,0010)	-0,1870*** (0,0020)	-0,1110*** (0,0020)
In Gastos	-0,0003*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0001)	0,0000 (0,0000)	0,0000 (0,0001)	0,0000 (0,0001)	0,0000 (0,0000)
In Pop	0,0970*** (0,0060)	0,0530*** (0,0070)	0,0170*** (0,0090)	0,1170*** (0,0040)	0,0790*** (0,0070)	0,1270*** (0,0100)
Tx Imunização	-0,0210*** (0,0000)	-0,0020*** (0,0000)	-0,0010** (0,0010)	-0,0010*** (0,0000)	-0,0010*** (0,0000)	-0,0009*** (0,0000)
$\ln \Pi_{i,t}^{-(1-\sigma)}$	0,0300*** (0,0010)	0,0560*** (0,0040)	0,0330*** (0,0010)	0,0310*** (0,0010)	0,0700*** (0,0010)	0,0420*** (0,0010)
Constante	1,7500*** (0,1110)	4,0610*** (0,1680)	4,5950*** (0,1860)	3,1250*** (0,0530)	3,3840*** (0,0810)	4,0300*** (0,1060)
FE (país-ano)	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	241.836	241.836	241.836	260.084	260.084	259.897

Nota: Desvio Padrão entre parênteses. ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10. Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas.

Referências Bibliográficas

- Abrevaya, Jason e Stephen G. Donald (2017): "A GMM approach for dealing with missing data on regressors," *The Review of Economics and Statistics*, 99 (4), 657–662. [11]
- Anderson, James E. (1979): "A theoretical foundation for the Gravity Equation," *The American Economic Review*, 69 (1), 106–116. [7]
- (2011): "The Gravity model," *Annual Review of Economics*, 3 (1), 133–160. [7]

Anderson, James E., Mario Larch, e Yoto V. Yotov (2015): “[Estimating General Equilibrium trade policy effects: GE PPML](#),” CESifo Working Paper Series 5592, CESifo. [9, 10, 13, 14]

Anderson, James E., Mario Larch, e Yoto V Yotov (2020): “[Transitional growth and trade with frictions: A structural estimation framework](#),” *The Economic Journal*, 130 (630), 1583–1607. [1, 3, 6, 10, 14, 15, 20]

Anderson, James E e Eric van Wincoop (2003): “[Gravity with Gravitas: A solution to the border puzzle](#),” *American Economic Review*, 93 (1), 170–192. [3, 5, 6, 8]

——— (2004): “[Trade costs](#),” *Journal of Economic Literature*, 42 (3), 691–751. [7]

Anderson, James E e Yoto V Yotov (2010): “[The Changing Incidence of Geography](#),” *American Economic Review*, 100 (5), 2157–2186. [5, 8]

Anderson, James E. e Yoto V. Yotov (2016): “[Terms of trade and global efficiency effects of free trade agreements, 1990–2002](#),” *Journal of International Economics*, 99, 279–298. [14]

Baier, Scott L. e Jeffrey H. Bergstrand (2007): “[Do free trade agreements actually increase members’ international trade?](#)” *Journal of International Economics*, 71 (1), 72–95. [9]

Böckerman, Petri, Ari Hyytinen, e Jaakko Kaprio (2014): “[Smoking and long-term labour market outcomes](#),” *Tobacco Control*, 24 (4), 348–353. [5]

Cheng, I-Hui e Howard J. Wall (2005): “[Controlling for heterogeneity in gravity models of trade and integration](#),” *Review*, 87 (1), 49–64. [9]

Eaton, Jonathan e Samuel Kortum (2002): “[Technology, geography, and trade](#),” *Econometrica*, 70 (5), 1741–1779. [3]

Fally, Thibault (2015): “[Structural gravity and fixed effects](#),” *Journal of International Economics*, 97 (1), 76–85. [9]

Figueiredo, Erik, Luiz Renato Lima, e Gianluca Orefice (2016a): “[Third country effect of migration: The trade-migration nexus revisited](#),” Working Papers 2016-22, CEPII research center. [3, 11, 15]

Figueiredo, Erik, Luiz Renato Lima, e Georg Schaur (2016b): “[The effect of the Euro on the bilateral trade distribution](#),” *Empirical Economics*, 50 (1), 17–29. [11]

Fogel, Robert W. (1994): “[the relevance of Malthus for the study of mortality today: Long-run influences on health, mortality, labor force participation, and population growth](#),” NBER Historical Working Papers 0054, National Bureau of Economic Research, Inc. [5, 17]

Frankel, Jeffrey A e David Romer (1999): “[Does trade cause growth?](#)” *American Economic Review*, 89 (3), 379–399. [6]

Frankel, Jeffrey A. e Andrew K. Rose (2005): “[Is trade good or bad for the environment? Sorting out the causality](#),” *Review of Economics and Statistics*, 87 (1), 85–91. [5]

- Jani, Vishalkumar e Ravindra H. Dholakia (2015): “Does trade make Asian children healthier?” IIMA Working Papers WP2015-10-08, Indian Institute of Management Ahmedabad, Research and Publication Department. [2, 6, 18]
- Kassouf, A. L. (1997): “Saúde e mercado de trabalho,” *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 27 (3), 587–610. [5]
- Koenker, Roger (2005): *Quantile regression*, Cambridge University Press. [15]
- Levine, David I. e Dov Rothman (2006): “Does trade affect child health?” *Journal of Health Economics*, 25 (3), 538–554. [1, 2, 5, 6, 18]
- Levine, Phillip B., Tara A. Gustafson, e Ann D. Velenchik (1997): “More bad news for smokers? The effects of cigarette smoking on wages,” *ILR Review*, 50 (3), 493–509. [5]
- Mayda, Anna Maria e Dani Rodrik (2005): “Why are some people (and countries) more protectionist than others?” *European Economic Review*, 49 (6), 1393–1430. [2]
- Melitz, Marc J. (2003): “The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity,” *Econometrica*, 71 (6), 1695–1725. [13]
- Owen, Ann L. e Stephen Wu (2007): “Is trade good for your health?” *Review of International Economics*, 15 (4), 660–682. [2, 6, 17, 18]
- Parente, Paulo M.D.C. e João M.C. Santos Silva (2016): “Quantile regression with clustered data,” *Journal of Econometric Methods*, 5 (1), 1–15. [15]
- Samuelson, Paul A. (1952): “The transfer problem and transport costs: The terms of trade when impediments are absent,” *The Economic Journal*, 62 (246), 278–304. [7]
- Santos Silva, J. M. C. e Silvana Tenreyro (2006): “The log of gravity,” *The Review of Economics and Statistics*, 88 (4), 641–658. [3, 9, 14]
- Wei, Ying, Yanyuan Ma, e Raymond J. Carroll (2012): “Multiple imputation in quantile regression,” *Biometrika*, 99 (2), 423–438. [3, 11, 12]
- Weissman, R. (2003): “Grotesque inequality: Corporate globalization and the global gap between rich and poor,” *Multinational Monitor*, 24 (7). [2, 5]