

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Gabriel Sallum Pentagna Guimarães

Liberalização comercial e mortalidade infantil: um
estudo das microrregiões brasileiras.

Porto Alegre

2019

Gabriel Sallum Pentagna Guimarães

**Liberalização comercial e mortalidade infantil:
um estudo das microrregiões brasileiras.**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Hudson Torrent

Porto Alegre

2019

CIP - Catalogação na Publicação

Guimarães, Gabriel Sallum Pentagna
Liberalização comercial e mortalidade infantil: um
estudo das microrregiões brasileiras. / Gabriel Sallum
Pentagna Guimarães. -- 2019.
53 f.
Orientador: Hudson Torrent.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do
Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2019.

1. Liberalização comercial. 2. Mortalidade
infantil. I. Torrent, Hudson, orient. II. Título.

Gabriel Sallum Pentagna Guimarães

Liberalização comercial e mortalidade infantil: um estudo das microrregiões brasileiras.

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Hudson Torrent
Orientador

Professor
Convidado 1

Professor
Convidado 2

Professor
Convidado 3

Porto Alegre
2019

Agradecimentos

Aos meus pais, por sempre me apoiar em qualquer decisão que eu tome.

Aos meus amigos, irmãos e namorada por trazerem leveza à minha vida.

À Clai e ao Fábio, por me fazerem sentir em casa em Porto Alegre.

Aos professores e funcionários do Programa de Pós-Graduação em Economia por proverem ensino de alto nível.

*“Quando observamos o mundo caímos na ingênua crença de o que vemos é o que é,
sem perceber que o que é sempre nos escapará,
o que vemos, na verdade, conta muito mais de nós do que do mundo.”
(Clóvis de Barros Filho)*

Resumo

Este estudo avalia o impacto da liberalização comercial brasileira dos anos 1990 sobre a taxa de mortalidade infantil de 411 microrregiões. O método aplicado permite estimar o efeito direto da abertura comercial sobre a taxa de mortalidade infantil e também definir quais são as variáveis que intermedeiam essa relação. Variáveis governamentais e socioeconômicas são consideradas como potenciais mecanismos de transmissão do efeito da liberalização sobre a taxa de mortalidade infantil. Os resultados indicam que, no médio prazo, regiões mais afetadas pela política liberalizante experimentaram menores taxas de mortalidade infantil em relação às demais. Ademais, a despesa com saúde e saneamento se destacou entre as variáveis intermediadoras, sendo responsável por transmitir mais de 90% do efeito de médio prazo.

Palavras-chaves: Liberalização comercial; mortalidade infantil.

Abstract

This paper evaluates the impact of the Brazilian trade liberalization of the 1990s on the infant mortality rate across 411 microregions. The applied method allows an estimation of the direct effect the trade liberalization had on the infant mortality rate and also defines which variables intermediate this relationship. Governmental and socioeconomic variables are considered as potential channels of transmission of the effect of liberalization over the infant mortality rate. The results show that, in the medium term, regions most affected by the liberalization policy experienced lower rates of infant mortality than the others. In addition, spending on health and sanitation stood out among the intermediary variables, being responsible for transmitting more than 90% of the medium-term effect.

Key-words: Trade liberalization; infant mortality.

Lista de ilustrações

Figura 1 – Série de tempo da mortalidade infantil brasileira.	11
Figura 2 – Variação tarifária por indústria.	23
Figura 3 – Distribuição das variações tarifárias regionais.	26
Figura 4 – Efeitos estimados de médio e longo prazo.	36
Figura 5 – Visualização gráfica da hipótese 4.	51

Lista de tabelas

Tabela 1 – Teste de falsificação.	28
Tabela 2 – Estimções do efeito direto da liberalização comercial sobre a taxa de mortalidade infantil.	29
Tabela 3 – Avaliação do efeito da liberalização comercial sobre variáveis do mercado de trabalho e desigualdade.	31
Tabela 4 – Avaliação do efeito da liberalização comercial sobre variáveis governamentais e taxa de suicídio.	32
Tabela 5 – Definição dos limites superior e inferior.	38
Tabela 6 – Análise de robustez dos coeficientes estimados.	42

Sumário

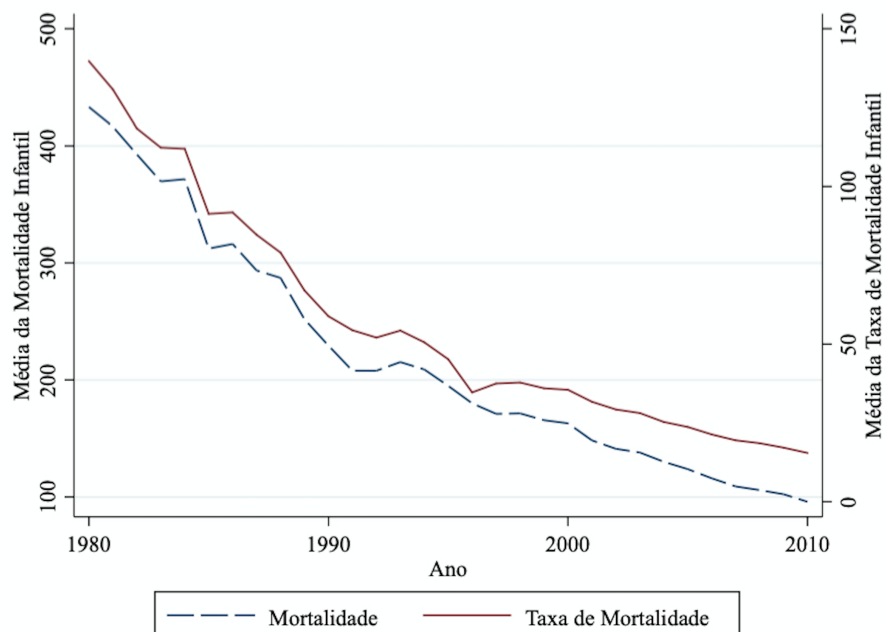
1	INTRODUÇÃO	11
2	REVISÃO DE LITERATURA	15
2.1	Abertura comercial brasileira	15
2.2	Liberalização e seus efeitos	16
2.3	Saúde, condições dos mercados e abertura comercial	18
3	DADOS	22
4	MÉTODOS E RESULTADOS	25
4.1	Variações tarifárias regionais	25
4.2	Abordagem econométrica	27
4.3	Equação na forma reduzida	27
4.4	Variáveis intermediadoras	30
4.5	Principais mecanismos de transmissão	33
5	ANÁLISE DE ROBUSTEZ	41
6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	43
	REFERÊNCIAS	45
	APÊNDICES	49
	APÊNDICE A – LIMITES DE $ \beta^s $	50

1 Introdução

Desde os anos 1980, a redução da mortalidade infantil é um fenômeno mundial. A figura 1 mostra que o Brasil acompanha esta tendência, tanto em nível como na taxa. Não obstante, ao comparar com outros países a taxa de mortalidade infantil brasileira é alta, além disso, este indicador apresenta valores bastante heterogêneos conforme a região, estado e município (ALVES; BELLUZZO, 2004). Compreender quais são os principais determinantes da redução da mortalidade infantil, bem como o que causa a sua heterogeneidade entre localidades é desafio recorrente na literatura.

Dentre os fatores responsáveis pela redução da mortalidade infantil, Pritchett e Summers (1996) destacam o crescimento econômico como uma condição essencial. Ademais, Biggs et al. (2010) mostram que, se acompanhado de uma redução da pobreza e desigualdade, o impacto do crescimento econômico é ainda mais relevante. O maior acesso à educação e maiores despesas públicas com saúde também promovem melhores indicadores de saúde e menores taxas de mortalidade infantil (FEINSTEIN et al., 2006; NIXON; ULMANN, 2006). Apesar do consenso acerca do efeito de algumas políticas sobre a taxa de mortalidade infantil, o papel de outras, como é o caso da liberalização comercial estudada no presente trabalho, ainda é incerto.

Figura 1 – Série de tempo da mortalidade infantil brasileira.



Evolução das médias entre microrregiões da mortalidade infantil e da taxa de mortalidade infantil por 100.000 habitantes. Elaboração própria.

Por um lado, o maior fluxo de remédios, vacinas, conhecimento e tecnologia provenientes de uma abertura comercial pode gerar menores taxas de mortalidade infantil

(BETTCHER; YACH; GUINDON, 2000). Por outro, a liberalização pode causar um maior consumo de bens nocivos à saúde, como álcool e tabaco, além de reduzir a receita de impostos que seriam redirecionadas para a saúde pública (SCHRAM *et al.*, 2017; MCNEILL *et al.*, 2017). McNamara (2017) ressalta que os efeitos da liberalização sobre a saúde são indiretos, de tal forma que existem mecanismos de transmissão que intermedeiam a relação entre liberalização e saúde. A autora fornece uma atenção especial aos determinantes sociais da saúde como variáveis intermediadoras, e, mediante uma revisão de 43 estudos estabelece que os efeitos da liberalização sobre a saúde são inconclusivos.

Neste contexto, o presente trabalho aborda o efeito da liberalização comercial dos anos 1990 no Brasil sobre a taxa de mortalidade infantil através de uma análise minuciosa de 411 microrregiões. Assim como em Kovak (2013), Dix-Carneiro (2014) e Hirata e Soares (2016) será considerado que a liberalização comercial brasileira ocorreu entre 1990 e 1995. Neste período já haviam sido extintas praticamente todas as barreiras não tarifárias, de tal modo que as tarifas de importação passaram a ser o principal determinante da política comercial brasileira. Para se ter uma ideia de quão expressiva foi liberalização brasileira, a média das tarifas nominais passou de 30,5% em 1990 para 12,8% em 1995 (KUME; PIANI; SOUZA, 2003).

Ademais, a variação tarifária não foi homogênea entre indústrias: os setores com maiores tarifas sofreram maiores reduções relativamente aos demais. Como o Brasil possui regiões bem definidas que se especializam em determinadas indústrias, o impacto da liberalização sobre cada microrregião foi distinto. Esta heterogeneidade tarifária consiste na estrutura central para estimar o impacto da liberalização sobre a taxa de mortalidade infantil. Diante disso, a estratégia de identificação deste trabalho segue Dix-Carneiro, Soares e Ulyssea (2018). Além de considerar os efeitos heterogêneos da abertura comercial, esta abordagem permite abranger algumas limitações dos estudos passados. Tais como lidar com o problema de endogeneidade das variáveis regressoras e identificar os mecanismos de transmissão mais relevantes, haja vista que a liberalização afeta variáveis sociais, econômicas e governamentais, que por sua vez transbordam os efeitos na saúde (BLOUIN; CHOPRA; HOEVEN, 2009; MARTIN; RICE; SMITH, 2008).

Em vista disso, a metodologia é abordada na seguinte ordem. Primeiro, para contemplar a heterogeneidade tarifária conforme as microrregiões, é definida a variação tarifária regional (ΔTR). Essa variável foi desenvolvida por Kovak (2013) e estabelece uma medida do quanto cada microrregião foi impactada pela liberalização. Em seguida, mediante uma equação na forma reduzida, estima-se o impacto direto da liberalização (medida pela ΔTR) sobre a taxa de mortalidade infantil. Depois, determina-se um conjunto de possíveis mecanismos de transmissão e verifica-se se estes são impactados pela liberalização. Os mecanismos que significativamente são afetados pela abertura comercial são aplicados ao método desenvolvido por Dix-Carneiro, Soares e Ulyssea (2018) e como resultado têm-se a

determinação das variáveis intermediadores mais relevantes, bem como a magnitude do impacto das mesmas.

Devido à limitação dos dados, este estudo realiza uma análise de médio e longo prazos, em que o médio prazo é representado pela comparação dos anos 2000 e 1991 e o longo pela comparação entre 2010 e 1991. Os resultados da equação na forma reduzida revelam que, como consequência da política liberalizante, microrregiões mais afetadas pela abertura comercial obtiveram menores taxas de mortalidade relativamente às demais no médio prazo. No longo, este efeito é dissipado e não há efeito significativo da liberalização sobre a taxa de mortalidade infantil. A magnitude do efeito de médio prazo mostra que, ao passar de uma microrregião do 90º percentil (menos impactada pela liberalização) da distribuição das variáveis tarifárias regionais para uma do 10º percentil, há uma redução da mortalidade infantil de 23,66%.

Baseado na literatura, as seguintes variáveis destacam-se como possíveis mecanismos de transmissão: salário, taxa de emprego, desigualdade, taxa de suicídio, despesa com saúde e saneamento e despesa com educação e cultura. Entretanto, para que estas variáveis sejam consideradas intermediadoras na relação entre liberalização e taxa de mortalidade infantil, é necessário que, de antemão, elas sejam afetadas pela política liberalizante. Desta maneira, estima-se regressões da abertura comercial contra os possíveis mecanismos e conclui-se que as variáveis de mercado de trabalho, assim como as despesas governamentais e a desigualdade são significativamente impactadas pela liberalização. Os resultados mostram que regiões mais afetadas pela liberalização possuem, relativamente às demais: menores salários e taxas de emprego, maiores índices de desigualdade, menor despesa com educação e cultura e maior despesa com saúde e saneamento.

O método para determinar os mecanismos mais relevantes estabelece que a despesa com saúde e saneamento é o principal intermediário do efeito da liberalização sobre a taxa de mortalidade infantil. Não por acaso, a relação entre liberalização e despesa com saúde e saneamento acompanha o padrão da relação entre liberalização e taxa de mortalidade infantil. Isto é, houve maiores despesas com saúde e saneamento nas microrregiões mais impactadas pela política no médio prazo, no entanto o efeito é dissipado no longo. Ademais, esta metodologia determina limites para o efeito intermediador da despesa com saúde e saneamento. De tal maneira que, no médio prazo, o movimento do 90º percentil da distribuição de ΔTR para o 10º percentil impacta positivamente a despesa com saúde e saneamento, este efeito transborda para a taxa de mortalidade infantil gerando uma redução de 21,58% a 33,28% da mesma.

Por fim, é realizada uma análise de robustez para avaliar a validade e confiabilidade do método utilizado. Os resultados exibem uma estabilidade no impacto da despesa com saúde e saneamento como mecanismo de transmissão, confirmando a relevância desse para explicar a relação da liberalização com a taxa de mortalidade infantil. Deste modo, o

presente trabalho investiga o porquê da despesa com saúde e saneamento possuir tamanha importância e argumenta-se a favor do Sistema Único de Saúde (SUS), haja vista que este é o principal destino dos repasses da despesa com saúde e saneamento e procura garantir universalidade, equidade e integralidade nos serviços públicos de saúde.

Deste modo, o presente estudo é estruturado da seguinte maneira. A segunda seção aborda a literatura dos temas investigados, através de pequenas revisões acerca da liberalização comercial brasileira e dos efeitos de políticas liberalizantes sobre a saúde e outras variáveis. A seção seguinte apresenta os dados utilizados, elucidando as variáveis estudadas. A quarta seção expõe a metodologia para a criação das variações tarifárias regionais, a estratégia de identificação utilizada, os resultados e a análise de robustez. A quinta seção conclui, evidenciando as contribuições e limitações deste trabalho.

2 Revisão de Literatura

É importante salientar que a revisão de literatura deste estudo é dividida em três: a liberalização dos mercados ocorrida na década de 1990 no Brasil; os estudos que avaliam os impactos da abertura comercial sobre diferentes variáveis de interesse; a relação entre mortalidade, condições de mercado e liberalização dos mercados.

2.1 Abertura comercial brasileira

Até o final da década de 1980 a política de importação brasileira apresentava características bastante restritivas que se mantinham por, aproximadamente, um século. Uma estrutura tarifária antiquada, utilização de múltiplas barreiras não tarifárias, impostos excessivos sobre a importação e a existência de 42 regimes especiais desenhavam a política que buscava proteger a indústria nacional. A intenção era proibir a entrada de bens homogêneos aos produzidos no Brasil e permitir a entrada apenas de bens cuja demanda estava em excesso (KUME; PIANI; SOUZA, 2003).

Em 1988 a Comissão de Política Aduaneira implementou uma reforma para aumentar a competição externa e tentar reduzir as distorções provocadas pelas políticas passadas. Entretanto as alterações realizadas foram modestas: houve uma pequena redução nas tarifas, extinguiu-se apenas parcialmente os tributos adicionais sobre a importação e foram eliminadas alguns dos regimes especiais. De tal maneira que, conforme Kume (1988), não houve impacto significativo sobre o nível de importações brasileiras.

As mudanças mais significantes na política de importação aconteceram a partir de 1990. O novo presidente eleito, Fernando Collor, estabeleceu um programa de liberalização das importações que tinha como objetivo extinguir os controles administrativos. Para tal fim o governo aboliu praticamente todas as barreiras não tarifárias, tais como a lista de produtos com as guias de importação suspensas e o restante dos regimes especiais. Diante disso, as tarifas aduaneiras seriam o principal determinante da política comercial brasileira e, portanto, a partir deste ano servem como uma medida precisa de proteção aduaneira (DIX-CARNEIRO; KOVAK, 2017).

Entre 1990 e 1995, portanto, ocorreram as mudanças tarifárias que possibilitaram a abertura comercial efetiva brasileira. De acordo com Kume, Piani e Souza (2003) a média das tarifas nominais passou de 30,5% em 1990 para 12,8% em 1995. Além disso, a estrutura tarifária brasileira variou conforme o setor industrial, por exemplo: a tarifa para importação de automóveis era de 41% em 1995, enquanto a tarifa para a indústria extrativa mineral era de 2,8% no mesmo ano. Dix-Carneiro e Kovak (2017) apontam que as reduções

tarifárias ocorridas entre 1990 e 1995 possuíam uma correlação próxima de perfeita com os níveis tarifários pré-liberalização. O coeficiente de correlação de -0,9 encontrado evidencia que, quanto maior era a tarifa nominal antes da liberalização, maior foi o corte realizado durante a liberalização.

A literatura que avalia o impacto da liberalização sobre variáveis socioeconômicas no Brasil tende a negligenciar o período de 1995 a 1998, entretanto, neste período houve um revés da liberalização brasileira, impulsionado principalmente pelo recrudescimento de barreiras não tarifárias. Conforme [Kume, Piani e Souza \(2003\)](#), graças a maior competitividade externa de alguns setores e devido ao surgimento de déficits comerciais no último bimestre de 1994, o governo brasileiro valeu-se de medidas administrativas para reduzir as importações. Dentre as decisões tomadas destaca-se a aplicação de quotas às importações de automóveis; exigência de pagamento à vista de importações financiadas com prazo menor do que um ano; a licença prévia na importação de vários produtos.

2.2 Liberalização e seus efeitos

As teorias que discutem os possíveis efeitos da liberalização comercial são datadas do princípio da economia moderna. [Smith \(1776\)](#) criticava o mercantilismo presente em sua época, diferentemente do praticado pelos países ricos, ele sugeriu que os metais preciosos não deveriam ser acumulados mas sim utilizados para promover o livre comércio. O livre comércio, por sua vez, provocaria uma especialização na produção dos países, e, conseqüentemente aumentaria a riqueza de cada país. Posteriormente, [Ricardo \(1891\)](#) estendeu a ideia de Smith e desenvolveu a lei da vantagem comparativa. Esta lei determina que o comércio entre dois países é capaz de beneficiar ambos mesmo se um país for melhor produtor do que o outro em todos os setores da economia. Desta maneira, países se especializariam em setores que são mais produtivos internamente e em seguida realizariam o comércio entre si.

A liberalização dos mercados, incentivada por estas e outras teorias, guiaram muitas aplicações práticas. As estratégias principais do Fundo Monetário Internacional para promover crescimento aos países dos anos 1987 a 1999 se sustentavam na abertura comercial dos mesmos. Diante disso, estudos empíricos foram realizados para avaliar os impactos da liberalização sobre variáveis de interesse e verificar a veracidade das teorias propostas. As análises avaliam o efeito da abertura comercial não apenas sobre variáveis econômicas, como desemprego e salários, mas também sobre aspectos sociais, como desigualdade, crimes e discriminação.

Conforme [Hollweg et al. \(2014\)](#) o impacto de longo prazo da liberalização comercial em um modelo Ricardiano com custos de mobilidade (fricções de procura) promove uma menor taxa de desemprego, maior participação no mercado de trabalho e maiores salários.

Modelos deste tipo consideram que, no curto prazo, choques econômicos como a abertura comercial podem impactar negativamente variáveis econômicas. Mas no longo prazo, devido à mobilidade dos fatores de produção, o impacto pode ser positivo.

Dix-Carneiro e Kovak (2017) utilizam a metodologia de Kovak (2013) e avaliam o impacto da abertura comercial sobre variáveis do mercado de trabalho para o Brasil. Conforme os autores, regiões mais atingidas pela abertura comercial brasileira apresentaram menores níveis de salários relativamente às regiões menos atingidas tanto no curto quanto no longo prazo. Além disso, o efeito de longo prazo foi maior do que de curto prazo, contradizendo teorias formuladas anteriormente. Já sobre o desemprego, a abertura comercial promoveu um aumento no curto prazo seguida por uma recuperação no longo prazo. De acordo com os autores, esta recuperação foi guiada devido a uma expansão do setor informal da economia, haja vista que o emprego formal nas regiões mais afetadas pela liberalização apresentou uma tendência decrescente durante 10 anos após o fim da abertura comercial brasileira.

Não obstante o efeito da liberalização sobre renda ser amplamente estudado, poucos trabalhos analisam o seu impacto sobre a pobreza. Modelos teóricos convencionais, como o de Heckscher e Ohlin (1991), estão em consonância com a lei da vantagem comparativa e indicam que o livre comércio fará com que países evitem a utilização de fatores de produção escassos e focalizem nos fatores abundantes e baratos. Conforme Topalova (2007), teorias como estas propõem que, para países em desenvolvimento, a mão de obra não qualificada se beneficiará da liberalização, haja vista que este é um fator abundante nestes países. Entretanto, a evidência empírica estabelecida por Topalova (2007) sugere o oposto. Em especial, os distritos rurais indianos que possuíam mais indústrias expostas à abertura comercial apresentaram um crescimento tanto na incidência da pobreza como na profundidade da pobreza relativamente aos distritos menos afetados pelo comércio exterior. De acordo com a autora, a liberalização da Índia correspondeu a um revés equivalente a 15% do progresso contra a pobreza alcançado pelo país na década de 1990.

Além disso, a maior competitividade proveniente da abertura comercial pode auxiliar a reduzir a discriminação. Becker et al. (1971) estabeleceu um modelo no qual o mercado competitivo incentiva a redução da diferença de salários entre grupos. A sua teoria indica que, com o intuito de obter vantagem competitiva, firmas podem escolher não discriminar e conseqüentemente usufruir de uma redução de custos ao empregar indivíduos de grupos discriminados, uma vez que sob discriminação estes grupos recebem menos relativamente aos demais. Hirata e Soares (2016) comprovaram o modelo de Becker para o Brasil utilizando a abertura comercial dos anos 1990 como um indicador de competitividade. As regiões brasileiras mais expostas à competição internacional apresentaram maiores reduções do *gap* salarial entre brancos e negros. Os resultados mais robustos apontam que uma redução de 9,7% nas tarifas de importação promoveram uma redução no diferencial

de rendimentos entre estes grupos de 18%.

Por fim, os choques econômicos provenientes de uma liberalização econômica podem substituir metodologias convencionais, porém com potenciais problemas¹, que avaliam o impacto das condições de mercado no crime. [Dix-Carneiro, Soares e Ulyssea \(2018\)](#) utilizam a experiência brasileira para constatar que as regiões mais afetadas pela abertura comercial apresentaram um maior crescimento de crime no médio prazo. Entretanto, este efeito foi temporário: no longo prazo, este crescimento relativo desapareceu. Conforme os autores a recuperação do emprego foi o principal determinante que evitou que este efeito fosse duradouro.

2.3 Saúde, condições dos mercados e abertura comercial

Choques econômicos, como a abertura comercial, também são capazes de afetar o estado de saúde dos indivíduos. Na realidade, condições econômicas em geral possuem potencial para afetar indicadores de saúde. Diante disso, vários estudos empíricos e teóricos analisam a relação entre estas duas variáveis. Modelos teóricos sugerem que condições econômicas favoráveis podem impactar a salubridade dos indivíduos tanto positivamente como negativamente. Os resultados das evidências empíricas são inconclusivos, no entanto estudos mais robustos indicam que, para países em desenvolvimento, quanto melhor o estado da economia, melhores os resultados na saúde. O oposto ocorre para países desenvolvidos.

A começar pelas teorias, [Ruhm \(1996\)](#) estabelece um modelo simples mas elucidativo sobre as vias de impacto do mercado sobre a saúde. O modelo determina que um indivíduo considera sua saúde e o consumo de outros bens para maximizar sua utilidade. A saúde neste caso é função da sua linha de base, da assistência médica e do período fora do trabalho (lazer). Por um lado, este modelo possui características pró-cíclicas. O aumento de renda tende a promover melhorias na saúde, pois, para a maioria dos indivíduos, a saúde é um bem normal. A redução dos preços relativos da assistência médica aumenta a sua quantidade de equilíbrio, beneficiando a saúde. Além disso, em períodos de recessão econômica é provável que haja uma redução da linha de base da saúde, uma vez que eleva-se o nível de *stress* dos indivíduos. Por outro lado, o mesmo modelo mostra que a saúde pode apresentar caráter contracíclico. O custo de oportunidade do tempo de trabalho dos indivíduos, representado pelo lazer, tende a aumentar em condições econômicas favoráveis. Isso faz com que indivíduos abstenham-se de práticas preventivas em saúde fora do horário de trabalho. Em modelos como esse o impacto final da economia sobre a saúde é ambíguo e depende dos efeitos que se sobressaem.

¹ [Dix-Carneiro, Soares e Ulyssea \(2018\)](#) alegam que metodologias como o choque de [Bartik et al. \(1991\)](#) não satisfazem a restrição de exclusão de Variáveis Instrumentais.

Dentre os estudos empíricos realizados para os países desenvolvidos, destaca-se o artigo seminal de [Ruhm \(2000\)](#). Mediante uma estrutura com efeitos fixos, o autor analisou dados em painel dos estados americanos por um período de 20 anos (1972-1991), relacionando renda e desemprego com 10 indicadores de mortalidade distintos. Os resultados indicam que o aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego de um estado reduz a mortalidade naquele estado em aproximadamente 0,5%, o que representa 11000 mortes a menos anualmente. [Ruhm \(2000\)](#) também utiliza microdados para tentar identificar os canais que podem explicar o caráter contracíclico da saúde. Conforme sua análise, períodos recessivos estão associados com: elevação das práticas de atividade física, menor consumo de tabaco, redução da obesidade e adoção de dietas mais saudáveis. Essas práticas, por sua vez, contribuem para reduzir o número de mortes causadas por doenças cardiovasculares, doenças hepáticas, gripes e pneumonia.

Para países em desenvolvimento, [Pritchett e Summers \(1996\)](#) utilizam uma abordagem de variáveis instrumentais e constatam que o crescimento de 1% da renda nestes países seria capaz de causar uma redução anual de até 53000 mortes infantis para dados entre 1960 e 1990. Já a expectativa de vida não aparenta ser impactada pela variação da renda, uma das justificativas dos autores para isso é que práticas que aumentam o risco de morte dos adultos estão positivamente associadas com o nível de renda.

[Biggs et al. \(2010\)](#) estendem o trabalho de [Pritchett e Summers \(1996\)](#) e analisam se o crescimento econômico *per se* é capaz de promover melhorias na saúde ou se outros fatores, como pobreza e desigualdade, são determinantes para a saúde. Os resultados analisados para países latino-americanos indicam que, quando o crescimento econômico é acompanhado por quedas na pobreza e na desigualdade, variáveis como taxa de mortalidade infantil, taxa de mortalidade causada por tuberculose e expectativa de vida ao nascer melhoram substancialmente. Por outro lado, se concomitantemente ao crescimento houver aumento da pobreza, há efeito significativo das condições econômicas apenas sobre a taxa de mortalidade infantil. Já se a melhora da economia é acompanhada por um crescimento na desigualdade, há uma melhora significativa porém tímida sobre a taxa de mortalidade infantil e a expectativa de vida ao nascer.

Vale ressaltar que os estudos reportados acima relacionam condições temporárias da economia com a saúde. Um aumento permanente na renda de um país, por exemplo, está associado com menores taxas de mortalidades mesmo em países desenvolvidos ([GRAHAM; CHANG; EVANS, 1992](#)). Diante disso, uma estratégia interessante é avaliar tanto o efeito no curto como no longo prazo. Mesmo no longo prazo a relação entre renda e saúde pode não ser causal. Evidências mostram que os efeitos da educação sobre a saúde são mais consistentes que os efeitos da renda, entretanto como há uma correlação positiva entre estas variáveis, atribui-se o resultado final à característica econômica. Sob uma perspectiva histórica, o desenvolvimento em ciência, conhecimento e tecnologia constituem

o âmago da evolução da saúde ao longo do tempo. Apesar de essas competências serem mais abundantes em países ricos, o desenvolvimento das mesmas não depende apenas de riqueza, mas também de vontade política e habilidade institucional. (CUTLER; DEATON; LLERAS-MUNEY, 2006)

Além disso, estabelecer o nexo causal entre condições econômicas e saúde pode ser desafiador, principalmente para países pobres. O senso comum indica que mais renda promove mais saúde, entretanto a causalidade pode ser reversa. Modelos de armadilha da pobreza, como o de Dasgupta e Ray (1986), determinam que a subnutrição em países muito pobres afeta a produtividade dos indivíduos e conseqüentemente os seus rendimentos. Diante da dificuldade em estabelecer a direção da causalidade, a utilização de choques econômicos pode ser uma estratégia útil, uma vez que são exógenos e raramente se repetem.

Embora pouco estudada pelos economistas, a relação entre liberalização comercial e saúde é de grande interesse dos epidemiologistas e acadêmicos da área da saúde. Conforme destaca McNamara (2017), a maioria dos estudos analisa o impacto da liberalização na saúde sob a ótica do maior acesso a bens, como remédios, álcool, tabaco e alimentos. Entretanto, é de suma importância considerar também o efeito da liberalização mediante os determinantes sociais da saúde, ou seja, analisar como se altera as condições sociais que permitem ou obstruem a possibilidade dos indivíduos de viverem uma vida mais saudável.

A maior comercialização de bens proveniente de aberturas comerciais pode afetar a saúde positivamente e negativamente. De acordo com Bettcher, Yach e Guindon (2000) a liberalização comercial permite uma elevação de importações de bens que melhoram a qualidade da saúde, como remédios e vacinas. Ademais, os autores argumentam que o maior fluxo de conhecimento e tecnologia promove uma melhoria nos tratamentos médicos e na gestão da saúde pública. Por outro lado, a liberalização pode levar ao maior consumo de tabaco, álcool e piores dietas. (SCHRAM et al., 2017; BARLOW; MCKEE; STUCKLER, 2018). Além disso, com a liberalização comercial, a receita de impostos de importação pode ser reduzida e por consequência haverá menos recursos disponíveis para a saúde pública (MCNEILL et al., 2017).

Com respeito aos determinantes sociais da saúde, a literatura determina que existem canais de transmissão que ligam o efeito da abertura comercial sobre a saúde, com os principais canais sendo a renda e o emprego (LABONTÉ; SCHRECKER, 2007b; MCNAMARA, 2017; BLOUIN; CHOPRA; HOEVEN, 2009). Além disso, estudos como o de Vogli, Gimeno e Mistry (2009) e Vogli et al. (2014) relatam que o impacto da globalização pode ser heterogêneo conforme o estrato social dos indivíduos. Diante disso, Labonté e Schrecker (2007a) e McNamara (2017) defendem a implementação de políticas sociais para corrigir as distorções que podem ser provocadas pela liberalização comercial. Dentre as medidas para atenuar as potenciais externalidades negativas da abertura comercial destacam-se as transferências de renda, como seguro desemprego e pensões, e a provisão

de serviços e regulações que lidem com a maior competitividade externa.

Existem poucos estudos que analisam a relação entre liberalização e saúde na área de economia, dois exemplos são [Pierce e Schott \(2016\)](#) e [McManus e Schaur \(2016\)](#). [Pierce e Schott \(2016\)](#) analisam o impacto de um choque promovido por mudanças na política de comércio exterior dos Estados Unidos sobre a mortalidade. Em 2000, o país estabeleceu relações normais e permanentes de comércio com a China. Esta medida impediu a possibilidade de mudanças repentinas das tarifas de importação norte-americanas aplicadas à produtos chineses. Para avaliar o impacto, os autores estabeleceram uma medida de o quanto cada indústria foi atingida por esta política. Como resultado, os autores encontram que regiões as quais possuem indústrias mais expostas à política apresentaram maiores taxas de suicídio, mais mortes devido a câncer no aparelho digestivo e relacionadas à intoxicação acidental.

[McManus e Schaur \(2016\)](#) realizam um estudo para avaliar o efeito do aumento da competitividade das firmas estadunidenses proporcionado pelo crescimento das importações chinesas sobre a condição de saúde dos trabalhadores. Teorias sugerem que, para aumentar a produtividade devido a maior competição, firmas se envolvem em atividades mais intensivas cujas põem em risco a segurança e saúde dos trabalhadores. Os resultados do artigo indicam que a competição externa provoca crescimento das taxas de doença e de lesões no curto e médio prazos. Ademais, o efeito é maior para firmas menores.

3 Dados

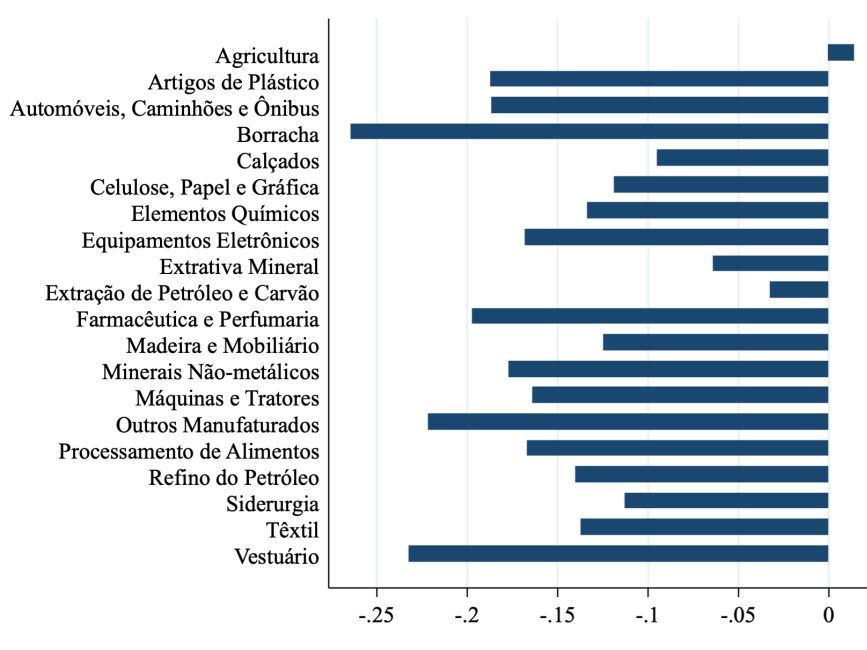
Assim como [Kovak \(2013\)](#), [Dix-Carneiro e Kovak \(2015\)](#), [Hirata e Soares \(2016\)](#) e [Dix-Carneiro, Soares e Ulysea \(2018\)](#) o presente trabalho utilizará microrregiões como unidade de análise. Este tipo de segregação agrupa municípios que possuem características geográficas e econômicas similares. Ademais, não obstante a criação e destruição de municípios ao longo do tempo, este trabalho considerará 411 microrregiões fixas entre os períodos de 1991 a 2010. Uma análise mais micro é impossibilitada, haja vista que estas microrregiões são compostas por polos industriais, os quais foram afetados de forma distinta pela liberalização comercial.

Normalmente, a literatura utiliza a taxa de mortalidade por 1.000 nascidos vivos, entretanto estes dados são indisponíveis para microrregiões nos períodos anteriores a 1994. Consequentemente, a variável que será utilizada como indicador de saúde é a taxa de mortalidade infantil, sendo determinada por 100.000 habitantes. Os dados de mortalidade infantil podem ser obtidos através do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS). A utilização dessa variável como medida de saúde é impugnada por trabalhos como o de [Murray \(1996\)](#). Os críticos argumentam que um bom indicador de saúde deve, além de abranger morbidades não fatais, contemplar a população por inteira e não apenas uma pequena parcela, como é o caso da mortalidade infantil. Infelizmente, variáveis mais abrangentes, como a Esperança de Vida Corrigida por Incapacidade (EPCI), sugerida pela Organização Mundial da Saúde (OMS) como um bom indicador de saúde são inexistentes para microrregiões brasileiras ao longo dos anos. No entanto, [Reidpath e Allotey \(2003\)](#) mostram que, em um conjunto de 180 países, a taxa de mortalidade infantil é altamente correlacionada com a EPCI ($\rho = 0,91$). A justificativa dos autores para isso se sustenta no fato de que as causas que impactam a mortalidade infantil são as mesmas que afetam a saúde de toda a população.

A redução da mortalidade infantil é também foco de várias políticas públicas, logo, avaliar o impacto da liberalização comercial sobre esta variável pode auxiliar o desenho de programas governamentais. A figura 1 exibe a tendência decrescente da taxa de mortalidade infantil ao longo dos anos nas microrregiões brasileiras. Este fenômeno acompanha os padrões mundiais, conforme [You et al. \(2015\)](#) entre 1990 e 2015 a taxa de mortalidade infantil reduziu 53% mundialmente. No Brasil, o Projeto Nacional para a Redução da Mortalidade Infantil (PNRMI) criado pelo Ministério da Saúde contribui em diminuir as taxas de mortalidade infantil ao promover um atendimento focalizado em municípios carentes, aprimorando o saneamento de regiões vulneráveis e combatendo a desnutrição e doenças infecciosas ([TEJADA et al., 2007](#)).

Microdados como salário mensal dos indivíduos, taxa de emprego, índice de desigualdade de Gini e a população de cada microrregião são obtidos através dos Censos Demográficos decenais. Vale frisar que tanto os salários como as taxas de emprego contemplam os empregos formais e informais, uma vez que o questionário dos Censos Demográficos não diferencia formalidade e informalidade. Estas informações são úteis para definir os determinantes sociais da saúde e por consequência estabelecer por quais vias a liberalização impacta a taxa de mortalidade infantil. Infelizmente, para estes dados não há periodicidade anual de todas as microrregiões brasileiras. Desta maneira, a análise do presente estudo sempre será realizada mediante evidências de médio e longo prazos. Sendo assim, bem como em [Dix-Carneiro, Soares e Ulyssea \(2018\)](#) o médio prazo é definido como a comparação entre os anos 2000 e 1991, e o longo como a relação entre 2010 e 1991. Não coincidentemente estes são os anos em que os Censos Demográficos decenais estão disponíveis.

Figura 2 – Variação tarifária por indústria.



Variação de $\ln(1+\text{tarifa})$ por indústria brasileira entre 1990 e 1995. Elaboração própria

Outra fonte de dados utilizada no presente trabalho provém do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea). As variáveis despesa com saúde e saneamento e despesa com educação e cultura foram adquiridas no *ipeadata*, serviço deste instituto que disponibiliza publicamente indicadores macroeconômicos, regionais e sociais. Ademais, informações sobre as indústrias e taxa de suicídio foram obtidas através do Registro Anual de Informações Sociais (RAIS) e DATASUS respectivamente. Já as tarifas de importação utilizadas são provenientes de [Kume, Piani e Souza \(2003\)](#). A figura 2 expõe a variação tarifária por indústria entre 1990 e 1995, período considerado pela literatura que promoveu a efetiva liberalização comercial brasileira. A figura 2 evidencia que as indústrias foram afetadas de maneira desigual pela abertura comercial. Este fato juntamente com a característica de

as microrregiões brasileiras se especializarem em determinadas indústrias constituem a premissa que permite a análise do impacto da liberalização sobre a saúde neste estudo.

4 Métodos e Resultados

A seção metodológica deste trabalho é dividida em duas. A primeira subseção considera as variações tarifárias regionais. De acordo com [Kovak \(2013\)](#) esta é a forma correta de medir o impacto da liberalização, haja vista que a liberalização afeta as regiões de forma heterogênea. A segunda indica a abordagem econométrica e a estratégia de identificação utilizadas para definir a relação causal entre liberalização e saúde. Os resultados são expostos conforme a apresentação de cada metodologia.

4.1 Variações tarifárias regionais

O presente trabalho utiliza a abordagem desenvolvida por [Kovak \(2013\)](#) para avaliar o efeito da liberalização sobre a mortalidade infantil. Em suma, esta abordagem considera que a abertura comercial afeta as indústrias de forma desigual, uma vez que a variação das tarifas durante uma liberalização é bastante heterogênea entre os setores industriais. Além disso, este método contempla a composição industrial de cada região mediante a análise da proporção de trabalhadores em cada indústria.

Desta maneira, a heterogeneidade das tarifas brasileiras promoveu efeitos singulares da abertura comercial sobre a economia de cada região. Este fenômeno ocorre pois a composição industrial e subsequente composição do mercado de trabalho brasileiro varia substancialmente conforme a região. Traipu em Alagoas, por exemplo, possuía em 1991 uma estrutura industrial tal que 96% dos trabalhadores eram do setor agrícola. Já o mercado de trabalho da cidade Rio de Janeiro era composto majoritariamente pelas indústrias de metais, vestuário e processamento de alimentos. ([KOVAK, 2013](#))

Além da concentração industrial por região, o Brasil apresentou características heterogêneas nas tarifas de importação. O setor de vestuário, por exemplo, apresentava tarifa nominal de importação de 51,1% em 1990 e até 1995 obteve uma queda de aproximadamente 30 pontos percentuais. Já o setor agrícola, possuía tarifa nominal de 5,9% em 1990 e em 1995 registrou tarifa equivalente a 7,4%. Para abranger essas singularidades do impacto da liberalização comercial em cada região, esta seção desenvolve uma medida denominada pela literatura como variação tarifária regional (ΔTR).

O modelo de [Kovak \(2013\)](#) considera que cada região de um país consiste em uma economia de fatores específicos. A medida de liberalização por região, ΔTR_r , é definida como uma média ponderada das variações tarifárias de cada indústria, onde o peso é dado por características do mercado de trabalho de cada região. Seja $i \in I$ uma indústria

qualquer, a variação tarifária regional para a região r é:

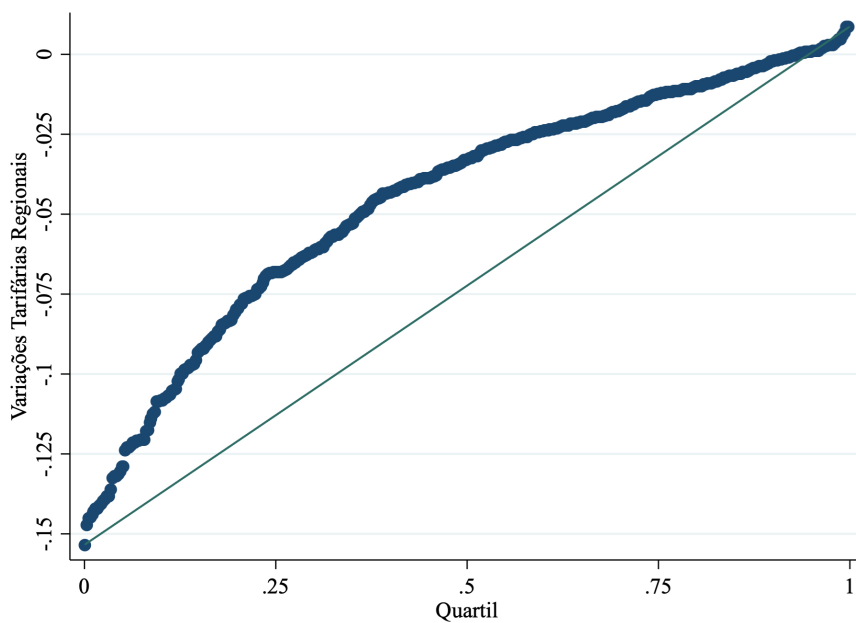
$$\Delta TR_r = \sum_{i \in I} \phi_{ri} \Delta \log(1 + \tau_i) \quad (4.1)$$

$$\text{tal que } \phi_{ri} = \frac{\frac{\lambda_{ri}}{\psi_i}}{\sum_{j \in I} \frac{\lambda_{rj}}{\psi_j}} \quad (4.2)$$

A variação tarifária do período pré e pós liberalização em uma determinada indústria é medida a partir de $\Delta \log(1 + \tau_i)$, em que τ_i é a tarifa para a indústria i . Além disso, ϕ_{ri} representa o termo de ponderação, cujo depende da proporção de trabalhadores da região r empregados na indústria i , λ_{ri} , e ψ_i representa 1 menos a proporção dos salários pagos pela indústria i . Uma vantagem deste modelo é dada pelo fato de que o setor não comercializável não precisa ser incorporado explicitamente. Haja vista que os preços dos bens comercializáveis e não comercializáveis variam conjuntamente durante uma liberalização.

A figura 3 apresenta a ordenação das microrregiões brasileiras conforme sua variação tarifária regional. Cada ponto representa uma das 411 microrregiões estudadas neste trabalho. Nota-se que a mediana da distribuição possui uma ΔTR próximo a -0,030. Além disso percebe-se que aproximadamente todas as microrregiões foram expostas à liberalização, haja vista que 90% das mesmas possuíam variações tarifárias regionais negativas.

Figura 3 – Distribuição das variações tarifárias regionais.



Representação dos quartis das variações tarifárias regionais de 411 microrregiões brasileiras. Regiões mais afetadas pela liberalização se encontram no começo da distribuição.

4.2 Abordagem econométrica

Para avaliar o impacto da liberalização brasileira, medida pelas variações tarifárias regionais, sobre a mortalidade infantil serão realizadas duas abordagens. Primeiro, para estimar o efeito direto de ΔTR sobre a taxa de mortalidade infantil será estimada uma equação na forma reduzida. Em seguida, será utilizado o método desenvolvido por [Dix-Carneiro, Soares e Ulyssea \(2018\)](#) para determinar os canais de transmissão que fazem com que a liberalização impacte a taxa de mortalidade infantil. Isto é: procura-se determinar por quais vias a liberalização afeta a saúde.

4.3 Equação na forma reduzida

Em virtude do processo de liberalização brasileiro entre 1990 e 1995 ter sido guiado, em sua grande maioria, apenas por variações tarifárias, uma boa especificação é aquela que consegue isolar o impacto das variações tarifárias sobre a variável de interesse. Apesar de as microrregiões mais e menos afetadas pela liberalização não serem similares em suas características, devido à possibilidade de comparar microrregiões ao longo do tempo surge a capacidade de isolar o efeito das variações tarifárias regionais sobre a taxa de mortalidade infantil mediante o uso da equação na forma reduzida especificada abaixo. Sendo assim, para contemplar o efeito direto da liberalização sobre a taxa de mortalidade infantil, é estimada:

$$\log(TM_{r,\bar{t}}) - \log(TM_{r,\underline{t}}) = \alpha_{\bar{t}} + \gamma_{s,\bar{t}} + \theta_{\bar{t}}\Delta TR_r + \epsilon_{r,\bar{t}} \quad (4.3)$$

A regressão será feita para o médio prazo ($\bar{t} = 2000$) e para o longo prazo ($\bar{t} = 2010$), em relação ao ano anterior ao início do processo de liberalização brasileiro ($\underline{t} = 1991$). A variável $TM_{r,t}$ representa a taxa de mortalidade infantil da região r no ano t , $\alpha_{\bar{t}}$ é uma constante, $\gamma_{s,\bar{t}}$ são efeitos fixos dos estados e $\epsilon_{r,\bar{t}}$ representa o termo de erro. Considerar a existência de efeitos fixos nos estados é de suma importância, a inserção dos mesmos permite considerar as políticas de saúde não observáveis que são singulares a cada estado. Vale notar também que o modelo estimado no presente trabalho é um modelo de equilíbrio geral. Diferentemente de modelos de equilíbrio parcial, este tipo de modelagem permite que haja efeito transbordamento (*spillover*) entre as regiões (veja [Heckman, Lochner e Taber \(1998\)](#)).

A estimação do impacto das variações tarifárias regionais, $\hat{\theta}_{\bar{t}}$, não mede o efeito da liberalização sobre a taxa de mortalidade infantil em nível, mas sim em termos relativos. Ou seja, por essa estratégia de identificação não é possível saber se a mortalidade infantil do Brasil como um todo foi impactada positivamente ou negativamente pela abertura comercial. Na realidade, o objetivo da equação 4.3 é analisar se a mortalidade infantil

das regiões mais expostas à liberalização foi mais ou menos afetada do que a mortalidade infantil das regiões menos expostas. Segundo [Dix-Carneiro, Soares e Ulyssea \(2018\)](#), esta é uma limitação das estimativas de forma reduzida em modelos de equilíbrio geral. Vale destacar também que a tendência decrescente da taxa de mortalidade infantil ao longo dos anos não causa uma confusão nos efeitos das variáveis, uma vez que a análise é feita entre microrregiões e não ao longo do tempo.

Apesar de simples, a estimação da forma reduzida é bastante útil. A sua utilização permite avaliar a dinâmica do efeito da liberalização ao longo do tempo. Desta maneira, é possível determinar se o efeito da abertura comercial sobre a mortalidade infantil foi temporário ou permanente. Além disso, para avaliar a robustez do modelo é possível realizar testes de falsificação ao regressar a variação da taxa de mortalidade infantil anterior à liberalização com a variação tarifária regional calculada. Esta estratégia é utilizada para avaliar se tendências preexistentes da mortalidade são correlacionadas com a medida de liberalização.

Tabela 1 – Teste de falsificação.

Var. dep.: $\log(TM_{r,1991}) - \log(TM_{r,1980})$	(1)	(2)	(3)
ΔTR	4,220** (-1,611)	3,019*** (1,101)	2,587** (1,231)
Peso	Não	Sim	Sim
EF	Não	Não	Sim
R^2	0,032	0,062	0,527

Teste de falsificação entre (ΔTR) e variação da taxa de mortalidade infantil (variável dependente). Erros-padrão entre parêntesis. "*"representa significante a 10%, "***"5%, "****"1%. Elaboração própria.

A tabela 1 exibe o teste de falsificação para três especificações distintas. Nota-se que, em todas as especificações, as variações tarifárias regionais são estatisticamente significantes e possuem sinais positivos. Este resultado pode indicar que a relação entre a liberalização comercial e a taxa de mortalidade infantil é apenas uma coincidência de tendência. De fato, ao analisar as figuras 1 e 2 percebe-se que ambas as variáveis possuem tendências decrescentes. Não obstante a isso, a tabela 1 fornece informações úteis: a inclusão de Efeitos Fixos (EF) assim como a atribuição de pesos populacionais contribuem para uma melhora do coeficiente de determinação (R^2) e uma redução da magnitude do impacto da ΔTR sobre a taxa de mortalidade infantil.

A tabela 2 mostra os valores estimados da equação 4.3 tanto para o médio prazo ($\underline{t} = 1991$ a $\bar{t} = 2000$) como para o longo prazo ($\underline{t} = 1991$ a $\bar{t} = 2010$). Em todas as regressões, controlou-se pela autocorrelação espacial ao agrupar o erro padrão em mesorregiões, desta maneira é possível considerar efeitos transbordamento das regiões vizinhas. Para ambos os períodos são estimadas três especificações distintas: a primeira realiza a análise entre ΔTR

e as taxas de mortalidade infantil via Mínimos Quadrados Ordinários (MQO); a segunda adiciona como controle tendências da taxa de mortalidade infantil existentes antes da liberalização comercial: $\log(TM_{r,1991}) - \log(TM_{r,1980})$; a terceira inclui um instrumento ¹ para estas tendências prévias e a regressão é feita por Mínimos Quadrados em 2 Estágios (MQ2E). A inclusão das tendências da mortalidade anteriores à abertura comercial nestas estimações possuem o mesmo objetivo dos testes de falsificação, avaliar se há alguma relação espúria entre a mortalidade infantil e liberalização.

Tabela 2 – Estimções do efeito direto da liberalização comercial sobre a taxa de mortalidade infantil.

Var. dep.: $\log(TM_{r,\bar{t}}) - \log(TM_{r,1991})$	Médio Prazo ($\bar{t} = 2000$)			Longo Prazo ($\bar{t} = 2010$)		
	MQO	MQO	MQ2E	MQO	MQO	MQ2E
ΔTR	2,119** (0,910)	2,341** (0,931)	2,160** (0,889)	-2,026 (1,448)	-1,473 (1,487)	-1,776 (1,420)
Tendências		-0,0850 (0,0753)	-0,0158 (0,0696)		-0,213** (0,0855)	-0,0961 (0,0909)
R^2	0,447	0,451	0,448	0,436	0,450	0,446

Relação entre variações tarifárias regionais (ΔTR) e variação da taxa de mortalidade infantil (variável dependente). Estimção da equação 4.3, todas as regressões foram ponderadas pela população e controladas por autocorrelação espacial via agrupamento do erro padrão de 91 mesorregiões. Erros-padrão entre parêntesis. "*"representa significativa a 10%, "***"5%, "****"1%. Elaboração própria.

Ao analisar a tabela 2, percebe-se que diferentemente do teste de falsificação as tendências da mortalidade infantil anteriores à abertura comercial não são significantes na especificação mais robusta (MQ2E), indicando que ΔTR e a taxa de mortalidade infantil não são correlacionadas de forma espúria. Nota-se, também, que a taxa de mortalidade infantil foi impactada pela liberalização apenas no médio prazo. No longo, a ausência de significância das variações tarifárias regionais aponta que não houve efeito da abertura comercial sobre a variável de interesse. O sinal positivo do coeficiente de médio prazo indica que as microrregiões mais afetadas pela liberalização comercial experimentaram, relativamente às demais microrregiões, maiores reduções na taxa de mortalidade infantil. Para que este resultado fique claro, basta notar que as regiões mais afetadas pela liberalização possuem ΔTR mais negativos.

A magnitude do efeito de médio prazo é notável. Conforme a figura 3, ao passar de uma microrregião do terceiro quartil (menos impactada pela liberalização) para uma do primeiro quartil há uma variação da ΔTR igual a -0,0625, desta maneira, de acordo com os resultados expostos na tabela 2 isso significa uma redução relativa de 12,62%² da

¹ A inclusão de instrumento para as tendências anteriores à liberalização é necessária pela provável existência de endogeneidade ao inserir $\log(TM_{r,1991})$ tanto do lado esquerdo como do lado direito da equação 4.3. Como instrumento para $\log(TM_{r,1991}) - \log(TM_{r,1980})$ é utilizado: $\log \frac{\text{Mortalidade Infantil Total}_{1991,r}}{\text{Mortalidade Infantil Total}_{1980,r}}$

² Para chegar neste resultado é necessário notar que a equação 4.3 consiste em um modelo log-linear, desta forma o coeficiente é interpretado da seguinte maneira: $\Delta\%TM = \exp(\Delta(\Delta TR) \times \theta) - 1$

taxa de mortalidade infantil atribuída à abertura comercial. Movendo de microrregiões do 90º percentil para microrregiões do 10º ($\Delta TR \simeq -0,125$), tem-se uma redução da taxa de mortalidade infantil equivalente a 23,66%.

Este resultado está em conformidade com [Levine e Rothman \(2006\)](#), [Owen e Wu \(2007\)](#) e [Gerring e Thacker \(2008\)](#). Em todos estes estudos, reformas e políticas que promoveram maiores níveis de comércio exterior levaram a menores taxas de mortalidade infantil. [Barlow \(2018\)](#), por outro lado, promove evidências que a liberalização pode não impactar significativamente taxa de mortalidade infantil. Entretanto, se a liberalização estiver inserida em contextos de crescimento econômico, o resultado encontrado pela autora está em consonância com o resultado deste trabalho.

4.4 Variáveis intermediadoras

Geralmente, o impacto da liberalização comercial sobre a saúde não é direto, de tal maneira que existem mecanismos subjacentes à abertura comercial que guiam o seu efeito. Em especial, a literatura destaca quatro mecanismos principais que são impactados pela liberalização comercial e subsequentemente impactam a saúde. 1) Renda: como visto, a renda dos indivíduos é afetada pela liberalização e possui a capacidade de afetar a saúde. 2) Desigualdade e estratificação social: estas variáveis possuem a capacidade de promover o estresse crônico, além disso, os diferentes segmentos sociais possuem acessos desiguais à assistência médica. 3) Transtornos psicossociais: a insegurança econômica estimula o estresse agudo aumentando a probabilidade de doenças cardiovasculares, hipertensivas e mentais. 4) Padrões de vida nocivos: dietas insalubres e consumo de tabaco cresceram com a globalização e são prejudiciais à saúde ([BLOUIN; CHOPRA; HOEVEN, 2009](#)).

Além destes aspectos econômicos e sociais, a despesa pública é potencialmente afetada pela liberalização, dado que este choque impacta as receitas tarifárias das microrregiões. Consequentemente, a capacidade do governo em fornecer bens públicos é afetada. Por essa razão, é relevante considerar fatores da gestão pública que impactam a saúde. Conforme [Nixon e Ulmann \(2006\)](#), a despesa pública em saúde foi responsável por 78,8% da redução da mortalidade infantil em países da União Europeia entre os anos 1980 e 1995. A educação pública é outra variável gerida pelo governo que potencialmente impacta a saúde, de acordo com [Cutler e Lleras-Muney \(2006\)](#) o subsídio e investimento do governo em educação é crucial pois os indivíduos alocam recursos à educação de forma subótima, impactando negativamente a saúde dos mesmos.

Portanto, para abranger estes aspectos como mecanismos de transmissão da abertura comercial, o presente trabalho utiliza o método desenvolvido por [Dix-Carneiro, Soares e Ulyssea \(2018\)](#). Este método considera que a liberalização impacta variáveis sociais, econômicas e governamentais, estas por consequência impactam a variável de interesse,

neste caso: a taxa de mortalidade infantil. Dadas as evidências empíricas anteriores, serão considerados como mecanismos de transmissão variáveis socioeconômicas, expressas pelos salários (w), taxas de emprego (Emp), desigualdade (Des) e taxa de suicídio (Sui) e despesas governamentais, representadas pelo percentual da despesa orçamentária gasto com saúde e saneamento (D_Sau) e o percentual gasto com educação e cultura (D_Edu).

O método determina que, para as variáveis serem consideradas como mecanismos de transmissão, de antemão é necessário que elas sejam afetadas pela liberalização. Assim, equações similares à 4.3 são regredidas, mas ao invés de utilizar a taxa de mortalidade infantil como variável dependente, utiliza-se X_r , onde $X_r \in \{w_r, Emp_r, Des_r, Sui_r, D_Sau_r, D_Edu_r\}$. As tabelas 3 e 4 apresentam o impacto da liberalização, medida pelas variações tarifárias regionais (ΔTR), sobre as variáveis em estudo.

O impacto da liberalização comercial sobre variáveis de mercado de trabalho é recorrentemente estudado e os resultados presentes nesta seção estão em consonância com muitos destes estudos. Assim como em [Hasan et al. \(2012\)](#), no longo prazo (LP) não há efeito significativo da liberalização comercial sobre a taxa de emprego. Já no médio prazo (MP), a evidência mostra que microrregiões mais impactadas pela abertura comercial obtiveram, relativamente às demais, menores taxas de emprego. [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#) relatam que esse impacto negativo apenas temporário sobre o emprego brasileiro se deve a uma recuperação no longo prazo guiada pela informalidade. O coeficiente da regressão indica que o movimento de uma microrregião do 90º percentil da distribuição das variações tarifárias regionais para uma do 10º percentil ($\Delta TR \simeq -0,125$) é acompanhado por uma redução de 7,72% da taxa de emprego.

Tabela 3 – Avaliação do efeito da liberalização comercial sobre variáveis do mercado de trabalho e desigualdade.

Var. Dep.	Salário		Taxa de Emprego		Desigualdade (Gini)	
	MP	LP	MP	LP	MP	LP
ΔTR	0,527*** (0,123)	0,460* (0,243)	0,643*** (0,0627)	-0,051 (0,102)	-0,252*** (0,0740)	-0,753*** (0,166)
R^2	0,731	0,737	0,528	0,637	0,468	0,535

Relação entre variações tarifárias regionais (ΔTR) e salário, taxa de emprego e índice de desigualdade de Gini (variáveis dependentes). Todas as regressões possuem efeitos fixos dos estados, foram ponderadas pela população e controladas por autocorrelação espacial via agrupamento do erro padrão de 91 mesorregiões. Erros-padrão entre parêntesis. "*" representa significativa a 10%, "***"5%, "****"1%. Elaboração própria.

A tabela 3 também indica que regiões mais expostas à abertura comercial obtiveram menores salários relativamente às demais regiões, tanto no médio e no longo prazos, com o efeito sendo amenizado ao longo do tempo. [Amiti e Davis \(2011\)](#) encontram resultados similares aos do presente trabalho para a Indonésia, o modelo teórico dos autores prevê que a liberalização promove uma maior competição às firmas nacionais, forçando uma

redução dos preços das mesmas, isto impacta negativamente os lucros destas firmas e o salário de seus empregados. A magnitude do efeito para $\Delta TR = -0,125$ indica uma redução de 6,38% dos salários nas regiões mais impactadas pela liberalização no médio prazo, no longo, este efeito se reduz para 5,59%.

O efeito sobre a desigualdade acompanha os resultados das variáveis do mercado de trabalho. Microrregiões mais expostas à abertura comercial apresentam maiores índices de desigualdade, medidos pelo coeficiente de Gini, em relação às demais. O efeito se intensifica ao longo do tempo, para $\Delta TR = -0,125$ tem-se um aumento de 3,2% e 9,87% do coeficiente de Gini no médio e longo prazos, respectivamente. Conforme Wood (1997), a maior exposição internacional prejudica as indústrias intensivas em mão de obra barata, haja vista a grande competição externa de países como a China que pagam baixos salários. Consequentemente, há um impacto negativo sobre os trabalhadores pouco qualificados, aumentando a desigualdade.

Tabela 4 – Avaliação do efeito da liberalização comercial sobre variáveis governamentais e taxa de suicídio.

Var. Dep.	Despesa Edu. (%)		Despesa Saúde (%)		Taxa de Suicídio	
	MP	LP	MP	LP	MP	LP
ΔTR	0,714 (0,678)	2,103* (1,220)	-2,407*** (0,914)	0,548 (1,296)	1,551 (1,138)	2,148 (2,017)
R^2	0,460	0,486	0,346	0,447	0,301	0,482

Relação entre variações tarifárias regionais (ΔTR) e percentual da despesa orçamentária gasto com educação e cultura, percentual da despesa orçamentária gasto com saúde e saneamento e taxa de suicídio (variáveis dependentes). Todas as regressões possuem efeitos fixos dos estados, foram ponderadas pela população e controladas por autocorrelação espacial via agrupamento do erro padrão de 91 mesorregiões. Fontes: *ipeadata* e Censo. Erros-padrão entre parêntesis. "*"representa significante a 10%, "***"5%, "****"1%. Elaboração própria.

Diferentemente da evidência encontrada por Pierce e Schott (2016) para os Estados Unidos, a tabela 4 evidencia que no caso brasileiro não houve efeito significativo da liberalização sobre a taxa de suicídio. Isto indica que a saúde mental dos indivíduos não foi prejudicada pela liberalização comercial brasileira. O percentual da despesa orçamentária gasto com saúde seguiu o padrão da taxa de mortalidade apresentado na seção anterior: microrregiões mais afetadas pela abertura comercial possuíram maiores percentuais da despesa gastos com saúde do que as demais, mas apenas no médio prazo. A magnitude do coeficiente indica que, ao passar de uma microrregião do 90° percentil da distribuição de ΔTR para uma do 10° percentil, ocorre uma elevação de 35,10% no percentual da despesa gasto com saúde e saneamento. Para a despesa com educação e cultura a evidência vai na direção contrária. No longo prazo, quanto mais exposta a microrregião, menor o percentual da despesa gasto com educação. O coeficiente indica que para $\Delta TR = -0,125$, têm-se uma redução de 23,12% do percentual gasto com educação.

Em suma, tanto as variáveis de mercado de trabalho, como a desigualdade e as despesas com saúde e educação são potenciais mecanismos de transmissão da liberalização sobre a taxa de mortalidade infantil. Por outro lado, a ausência de significância da taxa de suicídio exclui esta variável como possível intermediadora da relação entre liberalização e mortalidade infantil. Diante disso, definida as variáveis que significativamente são afetadas pela liberalização, parte-se para definir quais são as principais variáveis que podem de fato serem consideradas como mecanismos de transmissão.

4.5 Principais mecanismos de transmissão

O método de [Dix-Carneiro, Soares e Ulyssea \(2018\)](#) impõe três condições para que os mecanismos de transmissão sejam legítimos e de fato guiem o impacto de um determinado choque sobre a variável de interesse. Primeiro, é necessário que haja uma relação estável entre as variáveis intermediadoras e a variável de interesse. Em segundo lugar, deve-se impor restrições teóricas acerca dos sinais que relacionam os mecanismos de transmissão com o objeto em análise. Por último, é preciso considerar as diferentes respostas dinâmicas possíveis das variáveis intermediadoras ao choque ocorrido. Estas condições serão utilizadas no decorrer desta seção para desenvolver o método apresentado.

Assim como nas subseções anteriores, realiza-se uma análise de médio e longo prazos. Defina o médio prazo como período 1, representado pela comparação entre 2000 e 1991, e seja o longo prazo determinado como período 2, que representa a comparação entre 2010 e 1991. Seja Y_r as variáveis que significativamente são impactadas pela liberalização. Com base na literatura e nos resultados encontrados na subseção anterior tem-se: $Y_r \in \{w_r, Emp_r, Des_r, D_Sau_r, D_Edu_r\}$. Seja Δ_i , com $i = 1, 2$, a variação das variáveis em questão para o período 1 e 2. A relação de médio e longo prazos entre estas variáveis e as variações tarifárias regionais pode ser escrita como:

$$\Delta_1 \log(Y_r) = b_1^Y \Delta TR_r + u_{r,1}^Y \quad (4.4)$$

$$\Delta_2 \log(Y_r) = b_2^Y \Delta TR_r + u_{r,2}^Y \quad (4.5)$$

As equações 4.4 e 4.5 representam a variação da variável de interesse como projeção das variações tarifárias regionais, ΔTR_r , e um resíduo ortogonal a ΔTR_r , $u_{r,i}^Y$, para $i = 1, 2$. Logo, por construção: $Cov(\Delta TR_r, u_{r,1}) = Cov(\Delta TR_r, u_{r,2}) = 0$. Com efeito, estas equações consistem nas regressões estimadas na subseção anterior. Estudos como [Bettcher, Yach e Guindon \(2000\)](#), [Labonté e Schrecker \(2007b\)](#) e [Schram et al. \(2017\)](#) apontam que o efeito da liberalização sobre a saúde é indireto. Logo, para entender como a abertura comercial afeta a taxa de mortalidade infantil, de antemão é necessário estabelecer como a taxa de mortalidade infantil é impactada pelos potenciais mecanismos de transmissões. Desta maneira, será suposto que existe uma relação estável entre a taxa de mortalidade infantil e os mecanismos de transmissão sintetizada pela seguinte equação:

$$\begin{aligned} \Delta_i \log(TM_r) = & \beta^w \Delta_i \log(w_r) + \beta^e \Delta_i \log(Emp_r) + \beta^d \Delta_i \log(Des_r) + \\ & \beta^s \Delta_i \log(D_Sau_r) + \beta^{ed} \Delta_i \log(D_Edu_r) + \eta_{r,i} \end{aligned} \quad (4.6)$$

Assumindo que as variações tarifárias regionais afetam a taxa de mortalidade apenas através das variáveis da equação 4.6, tem-se: $Cov(\Delta TR_r, \eta_{r,i}) = 0$. Desta maneira, ao substituir cada valor das equações 4.4 e 4.5 em 4.6, tem-se, para $i = 1, 2$:

$$\begin{aligned} \Delta_i \log(TM_r) = & (\beta^w b_i^w + \beta^e b_i^e + \beta^d b_i^d + \beta^s b_i^s + \beta^{ed} b_i^{ed}) \Delta TR_r + \\ & \underbrace{\beta^w u_{r,i}^w + \beta^e u_{r,i}^e + \beta^d u_{r,i}^d + \beta^s u_{r,i}^s + \beta^{ed} u_{r,i}^{ed} + \eta_{r,i}}_{\xi_{r,i}} \end{aligned} \quad (4.7)$$

Como não há correlação de ΔTR_r com $u_{r,i}^Y$, nem com $\eta_{r,i}$, por consequência vale: $Cov(\Delta TR_r, \xi_{r,i}) = 0$. Note que, assim como foi feito para as variáveis socioeconômicas, Y_r , a projeção da taxa de mortalidade, TM , sobre ΔTR_r e um resíduo ortogonal também pode ser feita:

$$\Delta_1 \log(TM_r) = \theta_1 \Delta TR_r + \varepsilon_{r,1} \quad (4.8)$$

$$\Delta_2 \log(TM_r) = \theta_2 \Delta TR_r + \varepsilon_{r,2} \quad (4.9)$$

Os coeficientes de projeção, θ_1 e θ_2 , possuem interpretação de coeficientes da forma reduzida sempre quando o impacto da variável independente sobre a variável dependente não é direto. Deste modo, as equações 4.8 e 4.9 são bastante similares à equação 4.3. Pela unicidade da projeção da taxa de mortalidade sobre as variações tarifárias regionais, deve valer ³:

$$\begin{pmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \end{pmatrix} = \beta^w \begin{pmatrix} b_1^w \\ b_2^w \end{pmatrix} + \beta^e \begin{pmatrix} b_1^e \\ b_2^e \end{pmatrix} + \beta^d \begin{pmatrix} b_1^d \\ b_2^d \end{pmatrix} + \beta^s \begin{pmatrix} b_1^s \\ b_2^s \end{pmatrix} + \beta^{ed} \begin{pmatrix} b_1^{ed} \\ b_2^{ed} \end{pmatrix} \quad (4.10)$$

Dada uma relação estável e de longo prazo entre a taxa de mortalidade infantil e Y_r , a equação 4.10 indica que o efeito das variações tarifárias regionais sobre a taxa de mortalidade infantil, θ_i , é composto pela combinação linear dos efeitos da liberalização sobre as variáveis intermediadoras, b_i^Y . Ademais, o peso dessa combinação linear é dado pelo impacto das variáveis intermediadoras sobre a taxa de mortalidade infantil: β^Y . Entretanto, para que a identificação dos β 's seja feita, será necessário impor restrições teóricas em

³ Esta igualdade é facilmente percebida ao comparar as equações 4.8 e 4.9 com 4.7

relação aos sinais destes coeficientes. Estas restrições são feitas com embasamento na literatura e de tal forma que a combinação linear dos b_i^Y 's estimados se iguale ao θ_i estimado. Portanto, para impor estas restrições é necessário estimar θ_i e b_i^Y em um passo anterior. Note que este exercício foi feito nas subseções antecedentes à esta.

O modelo teórico de Grossman (1972) prevê que quanto maior o salário dos indivíduos maior a sua demanda por saúde e por cuidados médicos. Os estudos de Ettner (1996) e Pritchett e Summers (1996) comprovam esta teoria empiricamente. Logo, será imposta uma restrição teórica em que os salários e a taxa de mortalidade infantil vão em sentidos opostos, isto é: $\beta^w \leq 0$. Teorias mostram que o efeito da taxa de emprego sobre a saúde é ambíguo. Por um lado, a menor taxa de emprego pode reduzir o custo de oportunidade do tempo, sendo benéfica à saúde. Por outro, o desemprego pode elevar o *stress* dos indivíduos, prejudicando sua saúde (RUHM, 1996; CATALANO; DOOLEY, 1983). As evidências recentes de Jacinto, Tejada e Sousa (2010) mostram que, para o Brasil, a relação entre a taxa de emprego e taxa de mortalidade é negativa. Diante disso, será assumido que a taxa de emprego não possui uma associação positiva com a taxa de mortalidade infantil: $\beta^e \leq 0$.

A relação entre desigualdade e saúde é fato estilizado na literatura. Pickett e Wilkinson (2015) promovem uma revisão deste tema e mostram que maiores índices de desigualdade estão associados com piores indicadores de saúde, inclusive a mortalidade infantil. Logo, será assumida uma relação não negativa entre desigualdade e taxa de mortalidade infantil, $\beta^d \geq 0$. Notoriamente, uma maior despesa com saúde está associada com melhores índices de saúde (NIXON; ULMANN, 2006). Portanto, será suposta uma relação não positiva entre despesa com saúde e saneamento e a taxa de mortalidade infantil, isto é: $\beta^s \leq 0$. Da mesma maneira, Feinstein et al. (2006) mostram que o maior acesso à educação é capaz de promover melhores indicadores de saúde, deste modo será assumido que a maior despesa em educação não é capaz de aumentar a taxa de mortalidade infantil, isto é: $\beta^{ed} \leq 0$.

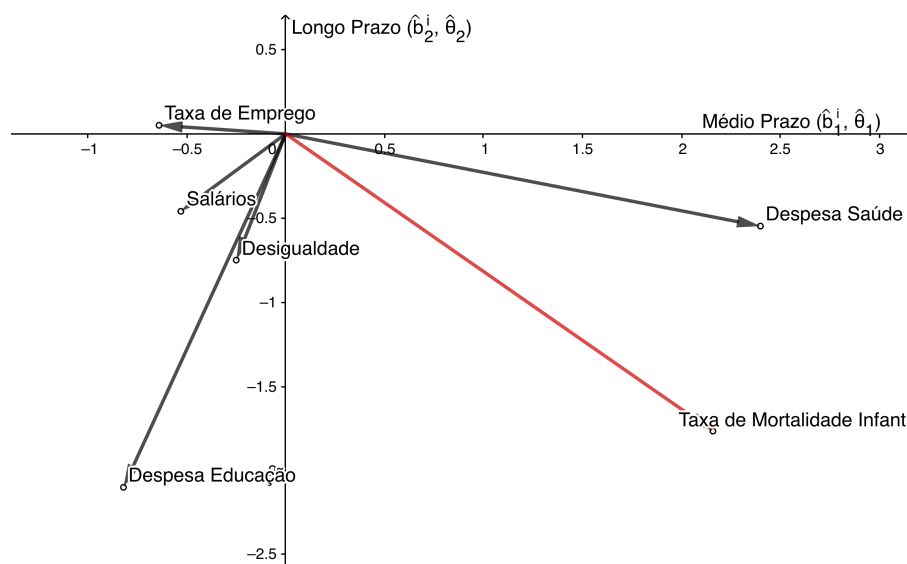
Posto isto, doravante será assumido que as restrições teóricas acima determinadas acerca dos sinais dos β 's serão válidas. Consequentemente, a equação 4.10 pode ser escrita como uma combinação linear positiva dos vetores $\{-b^w, -b^e, b^d, -b^s, -b^{ed}\}$, isto é:

$$\begin{pmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \end{pmatrix} = |\beta^w| \begin{pmatrix} -b_1^w \\ -b_2^w \end{pmatrix} + |\beta^e| \begin{pmatrix} -b_1^e \\ -b_2^e \end{pmatrix} + |\beta^d| \begin{pmatrix} b_1^d \\ b_2^d \end{pmatrix} + |\beta^s| \begin{pmatrix} -b_1^s \\ -b_2^s \end{pmatrix} + |\beta^{ed}| \begin{pmatrix} -b_1^{ed} \\ -b_2^{ed} \end{pmatrix} \quad (4.11)$$

Dado $j \in \{w, e, d, s, ed\}$ e de acordo com os resultados das subseções anteriores, a figura 4 exibe os coeficientes estimados de \hat{b}^j conforme as imposições teóricas. Em síntese, a figura 4 exibe as estimações das equações 4.4 e 4.5, expostas nas tabelas 3 e 4, mediante a imposição da restrição de sinais determinada previamente. Cada ponto nesta figura

estabelece o par ordenado dos coeficientes estimados de médio e longo prazos, os quais são representados pelo eixo horizontal e vertical do gráfico, respectivamente. Além de exibir os coeficientes dos potenciais mecanismos de transmissão, a figura 4 mostra os coeficientes estimados da equação na forma reduzida que analisa a relação entre as variações tarifárias regionais e a taxa de mortalidade infantil, $\hat{\theta}$, expostos na tabela 2.

Figura 4 – Efeitos estimados de médio e longo prazo.



Valores estimados dos coeficientes b^j 's e θ para o médio e longo prazos conforme a restrição teórica imposta nos valores dos β 's. Elaboração própria.

A figura 4 clarifica alguns fatos a respeito da relação entre os mecanismos de transmissão e a taxa de mortalidade infantil. Em primeiro lugar, é evidente mediante a verificação gráfica que o elo entre a liberalização e a taxa de mortalidade infantil não pode ser explicado apenas pelas variáveis: taxa de emprego, salários, desigualdade e despesa com educação e cultura. Isto é, não existe nenhuma combinação linear positiva dos coeficientes dessas quatro variáveis que gere o vetor $\hat{\theta}$. Em decorrência, a variável despesa com saúde é um mecanismo de transmissão indispensável para explicar a relação entre liberalização comercial e a taxa de mortalidade infantil. Sendo assim, para que exista solução para a equação 4.11 é necessário que $|\beta^s| > 0$, ou $\beta^s < 0$.

Em termos matemáticos, as evidências empíricas do presente trabalho mostram que $\hat{\theta}$ pertence ao espaço vetorial gerado pela combinação linear positiva dos vetores $\{-\hat{b}^w, -\hat{b}^e, \hat{b}^d, -\hat{b}^s, -\hat{b}^{ed}\}$. Isso significa que as restrições teóricas quanto aos sinais dos β 's expostas na equação 4.11 não estão dissonantes com os dados. Como a despesa com saúde é uma variável indispensável para definir $\hat{\theta}$, a identificação dos β 's será feita a partir de $|\beta^s|$. Note que existem várias combinações lineares positivas possíveis entre os vetores $\{-\hat{b}^w, -\hat{b}^e, \hat{b}^d, -\hat{b}^s, -\hat{b}^{ed}\}$ que gere $\hat{\theta}$. Desta maneira, uma estratégia interessante consiste em definir limites para o valor de $|\beta^s|$ que garantam que θ seja combinação linear dos vetores b^j , haja vista que todas as outras combinações lineares positivas estarão entre estes limites.

O Apêndice A mostra que o limite inferior das combinações lineares positivas é definido ao expressar θ pelos coeficientes $-\mathbf{b}^d$ e $-\mathbf{b}^s$. Já o limite superior determina θ pelos coeficientes \mathbf{b}^e e $-\mathbf{b}^s$. Defina $|\beta_I^s|$ como o limite inferior de $|\beta^s|$ que garante que a combinação de \mathbf{b}^j 's gere θ . Do mesmo modo, seja $|\beta_S^s|$ o limite superior de $|\beta^s|$. O Apêndice A mostra que:

$$\underbrace{\frac{-\theta_1 b_2^e + \theta_2 b_1^e}{b_1^s b_2^e - b_1^e b_2^s}}_{|\beta_I^s|} < |\beta^s| < \underbrace{\frac{-\theta_1 b_2^d + \theta_2 b_1^d}{b_1^s b_2^d - b_1^d b_2^s}}_{|\beta_S^s|} \quad (4.12)$$

Com estes limites, é possível encontrar soluções factíveis para a equação 4.11. Logo, $|\beta_I^s|$ e $|\beta_S^s|$ resolvem as respectivas equações:

$$\begin{pmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \end{pmatrix} = |\beta_I^s| \begin{pmatrix} -b_1^s \\ -b_2^s \end{pmatrix} + |\beta^e| \begin{pmatrix} -b_1^e \\ -b_2^e \end{pmatrix} \quad (4.13)$$

$$\begin{pmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \end{pmatrix} = |\beta_S^s| \begin{pmatrix} -b_1^s \\ -b_2^s \end{pmatrix} + |\beta^d| \begin{pmatrix} b_1^d \\ b_2^d \end{pmatrix} \quad (4.14)$$

Foi visto que, para haver solução é necessário que $\beta^s < 0$. Logo, a seguinte desigualdade também é válida:

$$\underbrace{\frac{\theta_1 b_2^d - \theta_2 b_1^d}{b_1^s b_2^d - b_1^d b_2^s}}_{\beta_I^s} < \beta^s < \underbrace{\frac{\theta_1 b_2^e - \theta_2 b_1^e}{b_1^s b_2^e - b_1^e b_2^s}}_{\beta_S^s} \quad (4.15)$$

A estimação dos limites de β^s é feita pela contrapartida amostral dos termos populacionais da inequação 4.15, ou seja:

$$\hat{\beta}_I^s = \frac{\hat{\theta}_1 \hat{b}_2^d - \hat{\theta}_2 \hat{b}_1^d}{\hat{b}_1^s \hat{b}_2^d - \hat{b}_1^d \hat{b}_2^s} \quad (4.16)$$

$$\hat{\beta}_S^s = \frac{\hat{\theta}_1 \hat{b}_2^e - \hat{\theta}_2 \hat{b}_1^e}{\hat{b}_1^s \hat{b}_2^e - \hat{b}_1^e \hat{b}_2^s} \quad (4.17)$$

Consequentemente, $\hat{\beta}_I^s$ e $\hat{\beta}_S^s$ resolvem, respectivamente:

$$\begin{pmatrix} \hat{\beta}^d \\ \hat{\beta}_I^s \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{b}_1^d & \hat{b}_1^s \\ \hat{b}_2^d & \hat{b}_2^s \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \hat{\theta}_1 \\ \hat{\theta}_2 \end{pmatrix} \quad (4.18)$$

$$\begin{pmatrix} \hat{\beta}^e \\ \hat{\beta}_S^s \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \hat{b}_1^e & \hat{b}_1^s \\ \hat{b}_2^e & \hat{b}_2^s \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \hat{\theta}_1 \\ \hat{\theta}_2 \end{pmatrix} \quad (4.19)$$

Dix-Carneiro, Soares e Ulyssea (2018) mostram que equações como a 4.18 e 4.19 são algebricamente equivalentes ao estimador de Mínimo Quadrado em Dois Estágios (MQ2E)

que empilha as regressões de médio e longo prazos e utiliza $\Delta TR \times MP$ e $\Delta TR \times LP$ ⁴ como instrumentos para os b_i^s 's. Mas, diferentemente do MQ2E, o benefício da utilização deste método é a possibilidade de decompor os canais de transmissão e escolher os mais relevantes conforme a literatura prévia e de tal maneira que a restrição da combinação linear seja satisfeita.

No entanto, este método gera estimadores limítrofes. Deste modo, as equações 4.18 e 4.19 promovem estimadores viesados. Em outras palavras, ao desconsiderar os demais mecanismos de transmissão e regredir via MQ2E a taxa de mortalidade infantil contra apenas as variáveis despesa com saúde e saneamento e desigualdade, utilizando ΔTR como instrumento, o resultado produzirá um estimador viesado para baixo (equação 4.18). Da mesma maneira, se apenas despesa com saúde e saneamento e taxa de emprego forem consideradas como relevantes para explicar a taxa de mortalidade infantil, tendo ΔTR como instrumento, o resultado produzirá um estimador viesado para cima (equação 4.19).

A tabela 5 exhibe os estimadores $\hat{\beta}_I^s$ e $\hat{\beta}_S^s$ em dois painéis distintos. No painel A, são expostos os limites inferiores e superiores conforme as especificações 4.18 e 4.19 sem a inclusão de nenhuma variável adicional. Nesta especificação, o valor de $\hat{\beta}^s$ se limita entre -1,24 e 0, haja vista que $\hat{\beta}^s < 0$ é uma condição necessária para que a equação 4.11 possua solução. Já no painel B, há o acréscimo de efeitos fixos dos estados e das taxas de urbanização e alfabetização das microrregiões como controles sociodemográficos. A escolha deste fatores sociodemográficos é motivada por [Bicego e Ahmad \(1996\)](#), estes autores mostram que áreas rurais e ausência de educação estão associadas com maiores taxas de mortalidade infantil. Neste caso, o valor de $\hat{\beta}^s$ está entre -1,34 e 0,81. Este painel será utilizado na análise dos resultados por ser melhor especificado.

Tabela 5 – Definição dos limites superior e inferior.

Painel A: Sem controles		Painel B: Com controles	
Limite Inferior	Limite Superior	Limite Inferior	Limite Superior
-1,239*** (0,456)	0,528 (0,593)	-1,345*** (0,493)	-0,808 (0,553)

Estimação dos limites inferior e superior de β^s em duas especificações distintas. O painel A exhibe a estimação das equações 4.18 e 4.19 sem a inclusão de nenhuma variável adicional. O painel B adiciona como controle efeitos fixos dos estados e as taxas de urbanização e alfabetização das microrregiões. Ambos os painéis controlam por autocorrelação espacial via agrupamento do erro padrão de 91 mesorregiões. Erros-padrão entre parêntesis. "*"representa significante a 10%, "***"5%, "****"1%. Elaboração própria.

Como visto na equação 4.6, $\hat{\beta}^s$ é o estimador que avalia o impacto da variação logarítmica da despesa com saúde e saneamento sobre a variação logarítmica da taxa de mortalidade infantil. Note que este estimador pode ser analisado com uma medida de elasticidade, portanto ao aumentar em 1% a despesa com saúde e saneamento é esperado que a taxa de mortalidade infantil se reduza entre 0,81% e 1,34%. Além disso, a

⁴ MP e LP são variáveis indicadoras que representam o médio e longo prazos, respectivamente.

equação 4.7 mostra que $\hat{\beta}^s \times b_i^s$ constitui o efeito intermediador da despesa com saúde e saneamento na relação entre variações tarifárias regionais e taxa de mortalidade infantil. Para $\Delta TR = -0,125$, este efeito intermediador gera uma redução de 21,58% a 33,28% da taxa de mortalidade infantil no médio prazo. Em outras palavras, o movimento do 90° percentil da distribuição de ΔTR para o 10° percentil gera um impacto positivo sobre a despesa com saúde e saneamento no médio prazo, este efeito é transmitido à taxa de mortalidade infantil causando uma redução entre 21,58% e 33,28% da mesma neste período.

A participação da despesa com saúde e saneamento como efeito intermediador no médio prazo é considerável. Dados os coeficientes estimados na tabela 2,4 e 5 é possível calcular que a despesa com saúde e saneamento representa de 90,15% a 149,51%⁵ do efeito direto da abertura comercial sobre a taxa de mortalidade infantil no médio prazo. Devido à possibilidade do efeito transmitido exclusivamente pela despesa com saúde e saneamento exceder o efeito total da liberalização sobre a taxa de mortalidade infantil, torna-se provável que outros mecanismos de transmissão provoquem elevação da taxa de mortalidade infantil. Entretanto, uma limitação desta metodologia é não conseguir identificar a magnitude do impacto dos outros mecanismos. Dados os valores limítrofes estimados, apenas pode ser dito que a desigualdade e a taxa de emprego são responsáveis pelo percentual restante do impacto direto da liberalização, de tal forma que os efeitos intermediadores se equilibrem.

De toda maneira, a despesa com saúde e saneamento se destaca como o mecanismo essencial para explicar o elo entre liberalização e taxa de mortalidade infantil. [Alves e Belluzzo \(2004\)](#) abrangem 30 anos em dados em painel e mostram que para o Brasil a alta taxa de mortalidade infantil está relacionada com escassez de saneamento, pobreza e falta de educação. A despesa pública com saúde e saneamento lida com duas dessas três adversidades, através do maior acesso dos pobres à assistência pública à saúde e mediante melhorias dos serviços de saneamento.

A literatura promove evidências que, de fato, a maior despesa com saúde está relacionada com melhores indicadores de saúde. [Nixon e Ulmann \(2006\)](#) realizam uma revisão de 16 estudos e destacam que os gastos com saúde promoveram melhorias substanciais na taxa de mortalidade infantil mas moderadas na expectativa de vida ao nascer. Por outro lado, [Martin, Rice e Smith \(2008\)](#) ressaltam que muitos dos estudos passados não consideram a possibilidade de endogeneidade da despesa com saúde, haja vista que essa pode ser afetada pelos níveis de saúde passados. Todavia, a metodologia apresentada no presente trabalho lida com o problema de endogeneidade e promove evidências em concordância com a literatura.

⁵ Os limites inferior e superior são dados pela razão entre o efeito intermediador e o efeito direto. Logo, o limite inferior é: $\frac{-2,41 \times -1,34 \times \Delta TR}{2,16 \times \Delta TR} = 90,15\%$ e o superior: $\frac{-2,41 \times -0,81 \times \Delta TR}{2,16 \times \Delta TR} = 149,51\%$.

O serviço público de saúde (SUS) destaca-se dentre os repasses da despesa com saúde e saneamento. Conforme dados da Secretaria do Tesouro Nacional (STN), em 2018 87,36% das despesas com saúde e saneamento foram destinadas ao SUS. Implantado na Constituição Federal de 1988 o SUS possui o objetivo de garantir que a saúde seja um direito de toda a população, provido pelo Estado. Conforme [Mendes \(2013\)](#) o SUS possui a responsabilidade exclusiva da assistência à saúde de 140 milhões de brasileiros. Ademais, o seu programa de atenção primária à saúde é referência internacional. Por conseguinte o autor considera o SUS como a maior política de inclusão social da história brasileira. Portanto, embora não seja possível segregar o efeito do SUS dos demais componentes da despesa com saúde e saneamento para os anos analisados neste estudo, é possível inferir que o mesmo possuiu um papel relevante na redução da taxa de mortalidade infantil.

5 Análise de Robustez

Com o objetivo de verificar a robustez da metodologia apresentada até aqui, esta seção propõe-se em avaliar qual seria o impacto da liberalização sobre a taxa de mortalidade infantil se não fossem analisados apenas os limites inferior e superior. Em outras palavras, ao invés de instrumentalizar apenas as variáveis desigualdade e taxa de emprego em adição à despesa com saúde e saneamento, serão também instrumentalizados os outros potenciais mecanismos de transmissão exibidos na figura 4. Matematicamente, dado $Z \in \{w, Emp, Des, D_Edu\}$, sendo $\gamma_{s,t}$ os efeitos fixos de estado e $K_{t,r} = \Delta_t \log(Urban_r) + \Delta_t \log(Alfab_r)$ os controles sociodemográficos definidos anteriormente, a seguinte equação será regredida via MQ2E:

$$\Delta_t \log(TM_r) = \beta^s \Delta_t \log(D_Sau_r) + \beta^Z \Delta_t \log(Z_r) + \gamma_{t,s} + K_{t,r} + e_{t,r}^Z \quad (5.1)$$

Novamente, os instrumentos são definidos por $\Delta TR \times MP$ e $\Delta TR \times LP$. Ao analisar a tabela 6, é possível notar que as colunas 2 e 5 representam especificações em que são definidos os limites superior e inferior apresentados no painel B da tabela 5. Estas especificações são as únicas em que as restrições dos β 's são válidas, uma vez que nas demais o espaço vetorial gerado pelas variáveis não abrange todos os mecanismos de transmissão em análise. Como visto, as restrições impostas definem que $\beta^s < 0$, $\beta^e \leq 0$ e $\beta^d \geq 0$. Portanto, dada a significância dos coeficientes, com exceção da variável despesa com saúde e saneamento na especificação da coluna 2, todas as variáveis das colunas 2 e 5 satisfazem as restrições teóricas.

Não obstante a ausência de significância da taxa de pessoas alfabetizadas, a adição da taxa de urbanização como controle sociodemográfico se mostrou útil em todas as especificações. Os resultados vão ao encontro do sugerido pela literatura, áreas urbanizadas tendem a possuir menores taxas de mortalidade infantil em relação às zonas rurais. Além disso, para avaliar a relevância dos instrumentos, é realizado o teste de subidentificação de Kleibergen-Paap (K-P LM). Com exceção da coluna 3, as especificações rejeitam a hipótese nula de subidentificação dos instrumentos a 5% de significância. Isto indica posto cheio na matriz de instrumentos e variáveis regressoras, de tal maneira que a equação é identificável.

A especificação da coluna 1 suscita o questionamento de qual seria o impacto da despesa com saúde e saneamento se essa fosse a única variável intermediadora entre a liberalização e a taxa de mortalidade infantil. Neste caso, para $\Delta TR = -0,125$, o efeito intermediador da despesa com saúde e saneamento gera uma redução de 26,81% da taxa

Tabela 6 – Análise de robustez dos coeficientes estimados.

Var. Dep.: $\Delta_t \log(TM_r)$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta_t \log(D_Sau_r)$	-1,036*** (0,394)	-0,808 (0,553)	-0,966 (0,633)	-1,150*** (0,400)	-1,345*** (0,493)
$\Delta_t \log(Emp_r)$		1,743 (2,046)			
$\Delta_t \log(D_Edu_r)$			-0,977 (1,496)		
$\Delta_t \log(w_r)$				0,915 (1,243)	
$\Delta_t \log(Des_r)$					-1,470 (2,116)
$\Delta_t \log(Urban_r)$	-1,178* (0,668)	-1,125* (0,625)	-1,666* (0,986)	-1,425* (0,765)	-1,640* (0,975)
$\Delta_t \log(Alfab_r)$	0,030 (1,357)	0,065 (1,201)	1,916 (2,856)	0,148 (1,351)	-0,008 (1,507)
Estatística K-P LM	7,092	5,563	2,083	5,929	4,689
P-valor	0,029	0,018	0,149	0,015	0,030

Estimação dos coeficientes dos β 's em cinco especificações distintas. Todas especificações controlam por autocorrelação espacial via agrupamento do erro padrão de 91 mesorregiões. Erros-padrão entre parêntesis. "*" representa significativa a 10%, "***"5%, "****"1%. Elaboração própria.

de mortalidade infantil no médio prazo. Em suma, as 5 regressões expostas na tabela 6 demonstram a estabilidade do coeficiente da despesa com saúde e saneamento. A adição ou exclusão de nenhuma variável alterou consideravelmente o valor do coeficiente, de tal maneira que nenhum valor estimado ultrapassou as fronteiras definidas pelos limites superior e inferior. Este resultado fornece robustez ao modelo teórico adotado na subseção anterior, uma vez que os dados promovem evidências que suportam a veracidade da equação 4.15.

6 Considerações Finais

Conforme McNamara (2017), a dificuldade em utilizar uma política que é de fato liberalizante e a impossibilidade de determinar o impacto da liberalização sobre as variáveis intermediadoras são as duas maiores limitações dos estudos que avaliam os efeitos da liberalização sobre a saúde. O presente trabalho lida com ambos os problemas mediante a utilização do episódio brasileiro que levou a uma redução extensiva das tarifas de importação como objeto de análise e a partir da inclusão *a priori* dos potenciais mecanismos de transmissão e subsequente definição dos mecanismos mais relevantes.

Ademais, este trabalho pretende agregar à literatura que estuda a relação entre liberalização dos mercados e saúde mediante a utilização de uma abordagem inovadora. Este método, desenvolvido por Dix-Carneiro, Soares e Ulyssea (2018), permite estimar o efeito direto da liberalização sobre a taxa de mortalidade infantil, determinar quais são as variáveis que intermedeiam essa relação e definir quais variáveis mais contribuíram para a redução da taxa de mortalidade infantil como efeito da política liberalizante brasileira dos anos 1990.

Neste contexto, a heterogeneidade do efeito da abertura comercial sobre as microrregiões brasileiras possibilita concluir que as localidades mais afetadas pela liberalização registraram menores taxas de mortalidade infantil relativamente às demais no médio prazo. Além disso, mostra-se que este efeito foi guiado principalmente por uma maior despesa com saúde e saneamento nessas microrregiões. A taxa de emprego e a desigualdade também se destacaram como mecanismos de transmissão relevantes. Logo, tanto os determinantes sociais da saúde como a capacidade do governo em prover bens públicos se manifestaram como meios para promover menores taxas de mortalidade infantil.

Além de informar sobre a eficácia das políticas passadas, os resultados apresentados servem como orientação para políticas futuras. Os resultados indicam que regiões mais suscetíveis à abertura comercial apresentam menores taxas de mortalidade infantil sob o custo de experimentarem piores indicadores no mercado de trabalho e maiores índices de desigualdade. Deste modo, dadas as circunstâncias de cada região, este *tradeoff* pode ser analisado e conseqüentemente decisões acerca do incentivo ou desencorajamento de políticas liberalizantes podem ser tomadas.

Devido à capacidade de contemplar os mecanismos de transmissão, a contribuição dos resultados da presente análise vai além da literatura que analisa a relação entre liberalização e saúde. Foi mostrado que, independentemente da liberalização comercial, uma maior despesa com saúde e saneamento é capaz de assumir uma relação elástica e negativa com a taxa de mortalidade infantil. De forma similar, independentemente dos

efeitos sobre a taxa de mortalidade infantil, este estudo contribui para a literatura que analisa os efeitos da liberalização comercial ao avaliar o seu impacto sobre variáveis do mercado de trabalho, sociais e governamentais.

Todavia, a importância da despesa com saúde e saneamento como mecanismo de transmissão e como redutora da taxa de mortalidade infantil se destaca dentre os resultados apresentados. Esta evidência vai ao encontro do documentado por [Alves e Belluzzo \(2004\)](#), uma vez que esta despesa visa evitar duas das principais causas de mortalidade infantil no Brasil: escassez de saneamento e pobreza. O SUS, maior destino dos repasses da despesa com saúde e saneamento, consiste no principal meio que visa combater esta última causa. Mediante a universalização da saúde e através de objetivos que visam reduzir as desigualdades no acesso à saúde, este serviço busca fornecer medicamentos e atendimento médico de qualidade aos mais pobres ([MENDES, 2013](#)).

No entanto, este estudo apresenta algumas limitações que devem ser consideradas e tratadas em trabalhos futuros. Não obstante à extensa participação da despesa com saúde e saneamento como mecanismo de transmissão e subsequente confirmação acerca de sua estabilidade como tal, os resultados deste trabalho não permitem definir qual foi o impacto exato desta variável sobre a taxa de mortalidade infantil. Da mesma maneira, esta metodologia não permite identificar o impacto das demais variáveis intermediadoras, apenas pôde ser dito que as variáveis desigualdade e taxa de emprego são responsáveis pelo restante do efeito da liberalização sobre a saúde, sem um conhecimento do impacto das outras variáveis.

A abordagem desenvolvida por [Kovak \(2013\)](#) e utilizada neste estudo trata a liberalização apenas pela via tarifária, no entanto estudos futuros devem buscar considerar também o revés da liberalização ocorrido entre 1995 e 1998 e guiado principalmente por barreiras não tarifárias à importação. Ademais, o método econométrico abordado não permite avaliar o efeito em nível da liberalização comercial sobre a saúde. Isto é, não foi possível definir se a liberalização afetou positivamente ou negativamente a taxa de mortalidade infantil brasileira como um todo, a análise apresentada apenas permitiu uma avaliação relativa entre microrregiões. Finalmente, apesar da relevância da despesa com saúde e saneamento em promover menores taxas de mortalidade infantil, o presente estudo não avalia a eficiência e qualidade do gasto público com saúde. Esta questão é de extrema importância, haja vista a escassez dos recursos governamentais e o atual estado de calamidade financeira de vários estados brasileiros.

Referências

- ALVES, D.; BELLUZZO, W. Infant mortality and child health in brazil. *Economics & Human Biology*, Elsevier, v. 2, n. 3, p. 391–410, 2004. Citado 3 vezes nas páginas 11, 39 e 44.
- AMITI, M.; DAVIS, D. R. Trade, firms, and wages: Theory and evidence. *The Review of economic studies*, Oxford University Press, v. 79, n. 1, p. 1–36, 2011. Citado na página 31.
- BARLOW, P. Does trade liberalization reduce child mortality in low-and middle-income countries? a synthetic control analysis of 36 policy experiments, 1963-2005. *Social Science & Medicine*, Elsevier, v. 205, p. 107–115, 2018. Citado na página 30.
- BARLOW, P.; MCKEE, M.; STUCKLER, D. The impact of us free trade agreements on calorie availability and obesity: A natural experiment in canada. *Am J Prev Med*, v. 54, n. 5, p. 637–643, 2018. Citado na página 20.
- BARTIK, T. J. et al. Who benefits from state and local economic development policies? *Books from Upjohn Press*, WE Upjohn Institute for Employment Research, 1991. Citado na página 18.
- BECKER, G. S. et al. The economics of discrimination. *University of Chicago Press Economics Books*, University of Chicago Press, 1971. Citado na página 17.
- BETTCHER, D. W.; YACH, D.; GUINDON, G. E. Global trade and health: key linkages and future challenges. *Bulletin of the World Health Organization*, SciELO Public Health, v. 78, p. 521–534, 2000. Citado 3 vezes nas páginas 12, 20 e 33.
- BICEGO, G.; AHMAD, O. B. Infant and child mortality. *Demographic and Health Surveys Comparative Studies n. 20. Calverton, USA: Macro International*, 1996. Citado na página 38.
- BIGGS, B. et al. Is wealthier always healthier? the impact of national income level, inequality, and poverty on public health in latin america. *Social science & medicine*, Elsevier, v. 71, n. 2, p. 266–273, 2010. Citado 2 vezes nas páginas 11 e 19.
- BLOUIN, C.; CHOPRA, M.; HOEVEN, R. van der. Trade and social determinants of health. *The lancet*, Elsevier, v. 373, n. 9662, p. 502–507, 2009. Citado 3 vezes nas páginas 12, 20 e 30.
- CATALANO, R.; DOOLEY, D. The health effects of economic instability: A test of the economic stress hypothesis. In: *Influence of Economic Instability on Health*. [S.l.]: Springer, 1983. p. 225–262. Citado na página 35.
- CUTLER, D.; DEATON, A.; LLERAS-MUNEY, A. The determinants of mortality. *Journal of economic perspectives*, v. 20, n. 3, p. 97–120, 2006. Citado na página 20.
- CUTLER, D. M.; LLERAS-MUNEY, A. Education and health: Evaluating theories and evidence. national poverty center working paper series 06-19. *National Poverty Center, University of Michigan*, ERIC, 2006. Citado na página 30.
- DASGUPTA, P.; RAY, D. Inequality as a determinant of malnutrition and unemployment: theory. *The Economic Journal*, JSTOR, v. 96, n. 384, p. 1011–1034, 1986. Citado na página 20.

- DIX-CARNEIRO, R. Trade liberalization and labor market dynamics. *Econometrica*, JSTOR, p. 825–885, 2014. Citado na página 12.
- DIX-CARNEIRO, R.; KOVAK, B. K. Trade liberalization and the skill premium: A local labor markets approach. *American Economic Review*, v. 105, n. 5, p. 551–57, 2015. Citado na página 22.
- DIX-CARNEIRO, R.; KOVAK, B. K. Trade liberalization and regional dynamics. *American Economic Review*, v. 107, n. 10, p. 2908–46, 2017. Citado 3 vezes nas páginas 15, 17 e 31.
- DIX-CARNEIRO, R.; SOARES, R. R.; ULYSSEA, G. Economic shocks and crime: Evidence from the brazilian trade liberalization. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 10, n. 4, p. 158–95, October 2018. Citado 10 vezes nas páginas 12, 18, 22, 23, 27, 28, 30, 33, 37 e 43.
- ETTNER, S. L. New evidence on the relationship between income and health. *Journal of health economics*, Elsevier, v. 15, n. 1, p. 67–85, 1996. Citado na página 35.
- FEINSTEIN, L. et al. What are the effects of education on health. In: *Proceedings of the Copenhagen Symposium "Measuring the Effects of Education on Health and Civic Engagement*. [S.l.: s.n.], 2006. Citado 2 vezes nas páginas 11 e 35.
- GERRING, J.; THACKER, S. C. Do neoliberal economic policies kill or save lives? *Business and Politics*, Cambridge University Press, v. 10, n. 3, p. 1–31, 2008. Citado na página 30.
- GRAHAM, J. D.; CHANG, B.-H.; EVANS, J. S. Poorer is riskier. *Risk Analysis*, Wiley Online Library, v. 12, n. 3, p. 333–337, 1992. Citado na página 19.
- GROSSMAN, M. On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political economy*, The University of Chicago Press, v. 80, n. 2, p. 223–255, 1972. Citado na página 35.
- HASAN, R. et al. Trade liberalization and unemployment: Theory and evidence from india. *Journal of Development Economics*, Elsevier, v. 97, n. 2, p. 269–280, 2012. Citado na página 31.
- HECKMAN, J. J.; LOCHNER, L.; TABER, C. General-equilibrium treatment effects: A study of tuition policy. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 88, n. 2, p. 381–386, 1998. Citado na página 27.
- HECKSCHER, E. F.; OHLIN, B. G. *Heckscher-Ohlin trade theory*. [S.l.]: The MIT Press, 1991. Citado na página 17.
- HIRATA, G.; SOARES, R. Competition and the racial wage gap: Testing becker's model of employer discrimination. *IZA discussion paper*, n. 9764, 2016. Citado 3 vezes nas páginas 12, 17 e 22.
- HOLLWEG, C. H. et al. Sticky feet: How labor market frictions shape the impact of international trade on jobs and wages. *World Bank Publications*, The World Bank, 2014. Citado na página 16.

JACINTO, P. d. A.; TEJADA, C. A. O.; SOUSA, T. R. V. d. Effects of macroeconomic conditions on health in brazil. *Revista de saude publica*, SciELO Brasil, v. 44, n. 2, p. 310–317, 2010. Citado na página 35.

KOVAK, B. K. Regional effects of trade reform: What is the correct measure of liberalization? *American Economic Review*, v. 103, n. 5, p. 1960–76, 2013. Citado 5 vezes nas páginas 12, 17, 22, 25 e 44.

KUME, H. A reforma aduaneira proposta pela cpa: um primeiro passo para a formação de uma política tarifária. *Revista Brasileira de Comércio Exterior*, v. 3, n. 15, 1988. Citado na página 15.

KUME, H.; PIANI, G.; SOUZA, C. F. A política brasileira de importação no período 1987-98: descrição e avaliação. *A abertura comercial brasileira nos anos 1990*, Ipea, 2003. Citado 4 vezes nas páginas 12, 15, 16 e 23.

LABONTÉ, R.; SCHRECKER, T. Globalization and social determinants of health: Promoting health equity in global governance (part 3 of 3). *Globalization and health*, BioMed Central, v. 3, n. 1, p. 7, 2007. Citado na página 20.

LABONTÉ, R.; SCHRECKER, T. Globalization and social determinants of health: the role of the global marketplace (part 2 of 3). *Globalization and Health*, BioMed Central, v. 3, n. 1, p. 6, 2007. Citado 2 vezes nas páginas 20 e 33.

LEVINE, D. I.; ROTHMAN, D. Does trade affect child health? *Journal of health Economics*, Elsevier, v. 25, n. 3, p. 538–554, 2006. Citado na página 30.

MARTIN, S.; RICE, N.; SMITH, P. C. Does health care spending improve health outcomes? evidence from english programme budgeting data. *Journal of health economics*, Elsevier, v. 27, n. 4, p. 826–842, 2008. Citado 2 vezes nas páginas 12 e 39.

MCMANUS, T. C.; SCHAUR, G. The effects of import competition on worker health. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 102, p. 160–172, 2016. Citado na página 21.

MCNAMARA, C. Trade liberalization and social determinants of health: A state of the literature review. *Social Science & Medicine*, Elsevier, v. 176, p. 1–13, 2017. Citado 3 vezes nas páginas 12, 20 e 43.

MCNEILL, D. et al. Trade and investment agreements: implications for health protection. *Journal of world trade.*, Kluwer Law International, v. 51, n. 1, p. 159–182, 2017. Citado 2 vezes nas páginas 12 e 20.

MENDES, E. V. 25 anos do sistema único de saúde: resultados e desafios. *Estudos avançados*, SciELO Brasil, v. 27, n. 78, p. 27–34, 2013. Citado 2 vezes nas páginas 40 e 44.

MURRAY, C. J. Rethinking dalys. *The global burden of disease*, Harvard University Press, p. 1–96, 1996. Citado na página 22.

NIXON, J.; ULMANN, P. The relationship between health care expenditure and health outcomes. *The European Journal of Health Economics*, Springer, v. 7, n. 1, p. 7–18, 2006. Citado 4 vezes nas páginas 11, 30, 35 e 39.

- OWEN, A. L.; WU, S. Is trade good for your health? *Review of International Economics*, Wiley Online Library, v. 15, n. 4, p. 660–682, 2007. Citado na página 30.
- PICKETT, K. E.; WILKINSON, R. G. Income inequality and health: a causal review. *Social science & medicine*, Elsevier, v. 128, p. 316–326, 2015. Citado na página 35.
- PIERCE, J. R.; SCHOTT, P. K. Trade liberalization and mortality: Evidence from us counties. NBER Working Paper, n. 22849, 2016. Citado 2 vezes nas páginas 21 e 32.
- PRITCHETT, L.; SUMMERS, L. H. Wealthier is healthier. *Journal of Human resources*, JSTOR, p. 841–868, 1996. Citado 3 vezes nas páginas 11, 19 e 35.
- REIDPATH, D. D.; ALLOTEY, P. Infant mortality rate as an indicator of population health. *Journal of Epidemiology & Community Health*, BMJ Publishing Group Ltd, v. 57, n. 5, p. 344–346, 2003. Citado na página 22.
- RICARDO, D. *Principles of political economy and taxation*. UK: G. Bell, 1891. Citado na página 16.
- RUHM, C. J. Are recessions good for your health? NBER Working Paper, n. 5570, 1996. Citado 2 vezes nas páginas 18 e 35.
- RUHM, C. J. Are recessions good for your health? *The Quarterly journal of economics*, MIT Press, v. 115, n. 2, p. 617–650, 2000. Citado na página 19.
- SCHRAM, A. et al. A conceptual framework for investigating the impacts of international trade and investment agreements on noncommunicable disease risk factors. *Health policy and planning*, Oxford University Press, v. 33, n. 1, p. 123–136, 2017. Citado 3 vezes nas páginas 12, 20 e 33.
- SMITH, A. *The wealth of nations*. 1776. Citado na página 16.
- TEJADA, C. A. et al. Mortalidade e as condições socioeconômicas em alagoas. *Revista da ABET*, v. 7, n. 1, 2007. Citado na página 22.
- TOPALOVA, P. Trade liberalization, poverty and inequality: Evidence from indian districts. In: *Globalization and poverty*. [S.l.]: University of Chicago Press, 2007. p. 291–336. Citado na página 17.
- VOGLI, R. D.; GIMENO, D.; MISTRY, R. The policies-inequality feedback and health: the case of globalization. *Journal of Epidemiology & Community Health*, BMJ Publishing Group Ltd, p. jech–2008, 2009. Citado na página 20.
- VOGLI, R. D. et al. Economic globalization, inequality and body mass index: a cross-national analysis of 127 countries. *Critical Public Health*, Taylor & Francis, v. 24, n. 1, p. 7–21, 2014. Citado na página 20.
- WOOD, A. Openness and wage inequality in developing countries: the latin american challenge to east asian conventional wisdom. *The World Bank Economic Review*, Oxford University Press, v. 11, n. 1, p. 33–57, 1997. Citado na página 32.
- YOU, D. et al. Global, regional, and national levels and trends in under-5 mortality between 1990 and 2015, with scenario-based projections to 2030: a systematic analysis by the un inter-agency group for child mortality estimation. *The Lancet*, Elsevier, v. 386, n. 10010, p. 2275–2286, 2015. Citado na página 22.

Apêndices

APÊNDICE A – Limites de $|\beta^s|$

Na seção 4.2.3 as restrições teóricas impostas determinaram que θ é dado pela combinação linear positiva dos vetores $\{-b^w, -b^e, b^d, -b^s, -b^{ed}\}$. Matematicamente, pode-se dizer que θ pertence ao espaço vetorial gerado pelos vetores $\{-b^w, -b^e, b^d, -b^s, -b^{ed}\}$. Desta maneira, para facilitar a exposição, defina $ev(v_1, v_2, \dots, v_n)$ o espaço vetorial gerado por quaisquer vetores v_1, v_2, \dots, v_n . Logo, $\theta \in ev(-b^w, -b^e, b^d, -b^s, -b^{ed})$. Note que esta é uma consequência das imposições teóricas, mas foi visto que empiricamente vale: $\hat{\theta} \in ev(-\hat{b}^w, -\hat{b}^e, \hat{b}^d, -\hat{b}^s, -\hat{b}^{ed})$. Ademais, é possível perceber que:

$$ev(-\hat{b}^w, -\hat{b}^e, \hat{b}^d, -\hat{b}^s, -\hat{b}^{ed}) = ev(-\hat{b}^e, -\hat{b}^s)$$

Pois:

$$\{-\hat{b}^w, \hat{b}^d, -\hat{b}^{ed}\} \in ev(-\hat{b}^e, -\hat{b}^s)$$

Como visto, a despesa com saúde e saneamento é indispensável para explicar o elo entre liberalização comercial e taxa de mortalidade infantil. Portanto, empiricamente também vale: $\hat{\theta} \notin ev(-\hat{b}^e, -\hat{b}^d)$, haja vista que $ev(-\hat{b}^e, -\hat{b}^d) = ev(-\hat{b}^w, -\hat{b}^e, \hat{b}^d, -\hat{b}^{ed})$. Para definir os limites de $|\beta^s|$, será necessário tecer algumas hipóteses sobre os coeficientes populacionais. Em suma, estas hipóteses apenas generalizam para população o que é encontrado empiricamente na amostra:

Hipótese 1 $\theta \in ev(-b^w, -b^e, b^d, -b^s, -b^{ed})$

Hipótese 2 $ev(-b^w, -b^e, b^d, -b^s, -b^{ed}) = ev(-b^e, -b^s)$

Hipótese 3 Dado $ev(-b^e, -b^d) = ev(-b^w, -b^e, b^d, -b^{ed})$, $\theta \notin ev(-b^e, -b^d)$

A Hipótese 1 garante que exista uma combinação linear positiva destes vetores que gere θ , isto é, exige solução para a equação 4.11. A hipótese 2 e 3 fazem com que a despesa com saúde e saneamento seja indispensável para explicar a relação entre liberalização e taxa de mortalidade infantil, ou seja $|\beta^s| > 0$. Isto posto, seja z , tal que:

$$\begin{pmatrix} z_1 \\ z_2 \end{pmatrix} = |\beta^w| \begin{pmatrix} -b_1^w \\ -b_2^w \end{pmatrix} + |\beta^e| \begin{pmatrix} -b_1^e \\ -b_2^e \end{pmatrix} + |\beta^d| \begin{pmatrix} b_1^d \\ b_2^d \end{pmatrix} + |\beta^{ed}| \begin{pmatrix} -b_1^{ed} \\ -b_2^{ed} \end{pmatrix}$$

Logo, a equação 4.11 pode ser reescrita como:

$$\begin{pmatrix} \theta_1 \\ \theta_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} z_1 \\ z_2 \end{pmatrix} + |\beta^s| \begin{pmatrix} -b_1^s \\ -b_2^s \end{pmatrix}$$

Ou então:

$$\begin{pmatrix} \theta_1 - z_1 \\ \theta_2 - z_2 \end{pmatrix} = |\beta^s| \begin{pmatrix} -b_1^s \\ -b_2^s \end{pmatrix}$$

Da mesma maneira:

$$\begin{cases} \theta_1 - z_1 = -|\beta^s|b_1^s \\ \theta_2 - z_2 = -|\beta^s|b_2^s \end{cases}$$

Dividindo as equações acima e isolando z_2 :

$$z_2 = -\frac{b_2^s}{b_1^s}(\theta_1 - z_1) + \theta_2$$

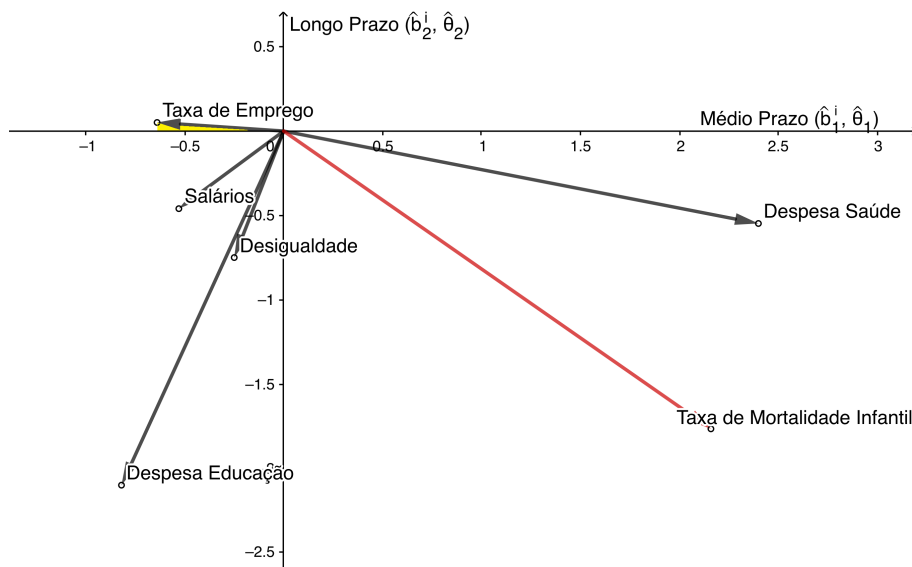
Isolando $|\beta^s|$:

$$|\beta^s| = \frac{\theta_2 - z_2}{-b_2^s} = \frac{\theta_1 - z_1}{-b_1^s}$$

Hipótese 4 $-b_1^e < z_1 < 0$

Para facilitar a derivação matemática, a hipótese 4 é feita. Note que $\mathbf{z} \in ev(-\mathbf{b}^e, -\mathbf{b}^d)$, logo a hipótese $z_1 < 0$ é uma hipótese fraca, haja vista que as contrapartidas amostrais de $-b^e$ e $-b^d$ apenas gerariam contrapartidas amostrais de z_1 negativas. Em termos práticos, esta hipótese desconsidera que a área hachurada na figura 5 pode ser gerada pelo $ev(-\mathbf{b}^e, -\mathbf{b}^d)$.

Figura 5 – Visualização gráfica da hipótese 4.



Valores estimados dos coeficientes b^j 's e θ para o médio e longo prazos conforme a restrição teórica imposta nos valores dos β 's. A área hachurada em amarelo consiste no espaço vetorial excluído pela hipótese 4. Elaboração própria.

Sob a hipótese 4, a seguinte desigualdade é válida: $\frac{b_2^e}{b_1^e} < \frac{z_2}{z_1} < \frac{b_2^d}{b_1^d}$. Usando esta desigualdade e o fato de z_1 ser negativo, têm-se:

$$\frac{b_2^e}{b_1^e} z_1 > -\frac{b_2^s}{b_1^s} (\theta_1 - z_1) + \theta_2 > \frac{b_2^d}{b_1^d} z_1$$

Subtraindo a desigualdade por $\frac{b_2^s}{b_1^s} z_1$:

$$\left(\frac{b_2^e}{b_1^e} - \frac{b_2^s}{b_1^s} \right) z_1 > -\frac{b_2^s}{b_1^s} \theta_1 + \theta_2 > \left(\frac{b_2^d}{b_1^d} - \frac{b_2^s}{b_1^s} \right) z_1$$

Como está sendo assumido que a população acompanha a evidência amostral, tem-se: $\frac{b_2^s}{b_1^s} < 0$, $\left(\frac{b_2^e}{b_1^e} - \frac{b_2^s}{b_1^s} \right) > 0$ e $\left(\frac{b_2^d}{b_1^d} - \frac{b_2^s}{b_1^s} \right) > 0$. Rearranjando:

$$\frac{-\frac{b_2^s}{b_1^s} \theta_1 + \theta_2}{\left(\frac{b_2^e}{b_1^e} - \frac{b_2^s}{b_1^s} \right)} > z_1 > \frac{-\frac{b_2^s}{b_1^s} \theta_1 + \theta_2}{\left(\frac{b_2^d}{b_1^d} - \frac{b_2^s}{b_1^s} \right)}$$

Foi visto que $|\beta^s| = \frac{\theta_1 - z_1}{-b_1^s}$, suponha também que b_1^s também acompanhe a sua contrapartida amostral, de tal forma que $b_1^s < 0$. Logo, isolando $|\beta^s|$:

$$\frac{-\theta_1 b_2^d + \theta_2 b_1^d}{b_1^s b_2^d - b_1^d b_2^s} > |\beta^s| > \frac{-\theta_1 b_2^e + \theta_2 b_1^e}{b_1^s b_2^e - b_1^e b_2^s}$$

Como é necessário que $\hat{\beta}^s < 0$, têm-se também:

$$\frac{\theta_1 b_2^d - \theta_2 b_1^d}{b_1^s b_2^d - b_1^d b_2^s} < \beta^s < \frac{\theta_1 b_2^e - \theta_2 b_1^e}{b_1^s b_2^e - b_1^e b_2^s}$$

Por fim, seja $\hat{\beta}_I^s$ o estimador do limite inferior da desigualdade acima e $\hat{\beta}_S^s$ o limite superior. Estes podem ser estimados pela contrapartida amostral desta desigualdade. Isto é:

$$\hat{\beta}_I^s = \frac{\hat{\theta}_1 \hat{b}_2^d - \hat{\theta}_2 \hat{b}_1^d}{\hat{b}_1^s \hat{b}_2^d - \hat{b}_1^d \hat{b}_2^s}$$

$$\hat{\beta}_S^s = \frac{\hat{\theta}_1 \hat{b}_2^e - \hat{\theta}_2 \hat{b}_1^e}{\hat{b}_1^s \hat{b}_2^e - \hat{b}_1^e \hat{b}_2^s}$$