

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

WALLACE PATRICK SANTOS DE FARIAS SOUZA

ENSAIOS SOBRE COMÉRCIO INTERNACIONAL, SAÚDE E
MERCADO DE TRABALHO

Porto Alegre
2018

WALLACE PATRICK SANTOS DE FARIAS SOUZA

ENSAIOS SOBRE COMÉRCIO INTERNACIONAL, SAÚDE E
MERCADO DE TRABALHO

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Flávio A. Ziegelmann

Porto Alegre

2018

CIP - Catalogação na Publicação

Souza, Wallace Patrick Santos de Farias
ENSAIOS SOBRE COMÉRCIO INTERNACIONAL, SAÚDE E
MERCADO DE TRABALHO / Wallace Patrick Santos de
Farias Souza. -- 2018.

96 f.

Orientador: Flávio Augusto Ziegelmann.

Tese (Doutorado) -- Universidade Federal do Rio
Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas,
Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre,
BR-RS, 2018.

1. Comércio Internacional. 2. Saúde. 3. Mercado
de Trabalho. 4. Salários. I. Ziegelmann, Flávio
Augusto, orient. II. Título.

WALLACE PATRICK SANTOS DE FARIAS SOUZA

ENSAIOS SOBRE COMÉRCIO INTERNACIONAL, SAÚDE E
MERCADO DE TRABALHO

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como parte dos requisitos para obtenção do título de Doutor em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Aprovada em: Porto Alegre, 15 de janeiro de 2018.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Flávio Augusto Ziegelmann – Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto
UFPR

Prof. Dr. Cláudio Djissey Shikida
UFPEL

Prof. Dr. Hudson da Silva Torrent
UFRGS

À Deus e todos que me ajudaram de forma direta ou indireta.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente agradeço a Deus por se fazer presente em minha vida e me conceder saúde, força e perseverança para alcançar meus objetivos.

Aos meus pais, Alcivan e Omanita, a minha irmã Withaynara, minha vó Raimunda Ramos (Tanina), e meu Tio/Primo Zenildo (Dedé) por sempre me apoiar e acreditar no meu potencial.

À minha vó Antônia Anita, a todos os meus tios e tias, ao meu avô Omar (In memoriam), aos meus primos e primas, por todos os momentos que torceram pela conclusão dessa etapa em minha vida.

Ao meu avô Chico Leonel (In memoriam) por sempre acreditar e falar que eu conseguiria concluir este curso. Sem dúvidas esta etapa é dedicada a ele.

Ao meu orientador prof. Dr. Flávio Ziegelmann, por todas as oportunidades concedidas durante o curso e pelos conhecimentos repassados.

Ao meu Professor, coorientador e amigo Erik Figueiredo por todos os ensinamentos, conselhos e orientações que me fizeram chegar até aqui.

À todos os amigos de curso pelas horas de estudo e momentos compartilhados.

Aos amigos de Porto Alegre por todos os momentos vividos.

Aos grandes amigos de João Pessoa pelo convívio diário e por me ajudarem a ser uma pessoa melhor.

Aos meus professores que desde a graduação me proporcionaram conhecimentos para a minha formação acadêmica e pessoal.

Aos membros da banca Prof. Dr. Paulo Jacinto, Prof. Dr. Cláudio Shikida e Prof. Dr. Hudson Torrent, pela participação e contribuições a este trabalho.

Devo agradecimentos aos Professores do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE-UFRGS). Muito Obrigado por terem compartilhado seus conhecimentos.

Aos Professores da UFPB e da UERN pelos ensinamentos e motivação nas etapas da Graduação e mestrado.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior- CAPES pela oportunidade de dedicar-me exclusivamente a vida acadêmica.

Ao pessoal da secretaria do PPGE pela competência e atenção de sempre.

Enfim, a todos que de uma forma direta ou indireta contribuíram para a conclusão do meu curso de doutorado e realização deste trabalho. Sabendo que todo agradecimento é um reconhecimento de que, por mais que um trabalho acadêmico possa parecer individual, ele é, na verdade, fruto de muitos outros esforços individuais e coletivos.

RESUMO

Esta tese é composta por três ensaios que relacionam o comércio internacional, condições de saúde e mercado de trabalho. O primeiro deles investiga o impacto do comércio internacional sobre a taxa de mortalidade infantil para um painel de países entre 1980 e 2005. Para tanto, emprega-se o modelo estrutural proposto por Anderson, Larch e Yotov (2014) em dois níveis, sendo possível abordar tanto o problema da engogeneidade existente na condição de saúde, o significativo fluxo de zeros do comércio bilateral entre os países e a ausência de dados para algumas variáveis explicativas da mortalidade infantil (equação de saúde). Os resultados indicam que o comércio bilateral reduz a taxa de mortalidade infantil, sendo esse efeito maior para os países que já possuem um baixo índice de mortalidade. Os exercícios contrafactuais sugerem que a liberalização comercial a partir de um processo de hiperglobalização reduz a taxa de mortalidade infantil, com maior impacto nos países que apresentam altas taxas de mortalidade (países pobres ou em desenvolvimento), corroborando com o benefício que os países com indicadores sociais insatisfatórios podem conseguir via comércio. O segundo ensaio objetiva investigar a relação entre o status de exportação das empresas e o salário pago aos trabalhadores. Mais especificamente será testado se a exportação leva a um prêmio salarial para os empregados das empresas do setor externo ou se as empresas exportadoras já pagam um salário maior antes de começar a exportar. Para isso, utilizou-se um painel de dados empregador-empregado do Brasil para os anos de 2003 a 2013, fornecidos pela Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) e dados sobre o status de exportação da firma oriundas da Secretaria de Comércio Exterior (Secex). Foi empregado o método de Guimarães e Portugal (2009) e regressão quantílica para dados em painel presente em Koenker (2004). Os resultados indicam que já existe um diferencial de salário para os trabalhadores das empresas exportadoras mesmo antes dessas entrarem no mercado externo, ao passo que o uso das regressões quantílicas corrobora que esse efeito é maior para os estratos superiores da distribuição de salários. Existe, portanto, uma auto-seleção onde as empresas pagam maiores salários por serem mais produtivas e conseqüentemente começam a exportar. Por fim, o terceiro ensaio buscou mensurar o efeito das condições de saúde sobre o rendimento dos trabalhadores no mercado de trabalho brasileiro, usando dados da PNAD de 2008, que traz um suplemento de saúde individual. Para tanto, adotou-se uma estratégia empírica baseada em quatro passos para tentar minimizar a endogeneidade existente. Foram utilizados como tratamento quatro especificações de condições de saúde. Os resultados mostram um impacto negativo de uma má condição de saúde na renda do trabalho para todas as especificações utilizadas, sendo que os indivíduos que sofrem as maiores reduções salariais são justamente os que estão nos quantis mais baixos de renda. A estimação dos bounds fornece robustez aos resultados, mostrando que o viés causado pelas não observáveis não é suficiente para invalidar os resultados.

Palavras chave: Comércio Internacional, Saúde, Mercado de Trabalho, Salários.

ABSTRACT

This thesis is made up of three essays that relate international trade, health care and the labor market. The first of them investigates the impact of international trade on the child mortality rate for a panel of countries between 1980 and 2005. For this purpose, we use the structural model proposed by Anderson, Larch and Yotov (2014) at two levels, it is possible to address both the endogeneity problem in the health condition, the significant flow of zeros Bilateral trade between countries and lack of data for some explanatory variables of child mortality (health equation). The results indicate that bilateral trade reduces child mortality rate, and this effect is greater for countries that already have a low mortality rate. Counterfactual exercises suggest that trade liberalization through a process of hyperglobalization has reduced child mortality rates, with the highest impact in countries with high mortality rates (poor or developing countries), corroborating the benefit that countries with unsatisfactory social indicators can get with trade. The second objective essay is to investigate the relationship between the export status of companies and the salary paid to workers. More specifically it will be tested whether exports leads to a salary premium for the employees of the companies in the external sector or if the exporting companies already pay a higher salary before starting to export. For that, an employer-employee data panel from Brazil was used for the years 2003 to 2013, provided by the Annual Social Information Ratio (RAIS) and data on is the export status of the firm from the Foreign Trade Secretary (Secex). We used the Guimarães and Portugal (2009) method and quantile regression for panel data present in Koenker (2004). The results indicate that there is already a wage differential for workers in exporting companies even before entering in the export market, whereas the use of quantile regressions corroborates that this effect is greater for the upper stratum of the wage distribution. There is, therefore, a self-selection, where the companies pay higher salaries to be more productive and, consequently, begin to export. Finally, the third trial sought measure the impact of health conditions on the income of workers in the Brazilian labor market, using data from PNAD 2008, which has an individual health supplement. Therefore, we adopted an empirical strategy based in four steps to try to minimize the existing endogeneity. We used as treatment four specifications for health conditions. The results show a negative impact of a bad health condition in labor income for all specifications used, and individuals suffering the biggest pay cuts are precisely those in the lowest income quantile. The estimation of bounds provides robustness to results, showing that the bias caused by unobservable variables is not sufficient to invalidate the results.

Keywords: International Trade, Health, Labor market, Wages.

Sumário

1	INTRODUÇÃO	11
2	O IMPACTO DO COMÉRCIO INTERNACIONAL SOBRE AS CONDIÇÕES DE SAÚDE: UMA ABORDAGEM ESTRUTURAL	14
2.1	INTRODUÇÃO	16
2.2	DADOS FALTANTES E A TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL	18
2.3	RELAÇÃO ENTRE ABERTURA COMERCIAL E SAÚDE INFANTIL	19
2.4	FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	21
2.5	ESPECIFICAÇÃO EMPÍRICA	24
2.5.1	Método de Imputação Quantílico (IM-QR)	27
2.5.2	Procedimento Contrafactual	28
2.6	DADOS	29
2.7	RESULTADOS	30
2.7.1	Experimento Contrafactual: Efeito da Globalização	35
2.8	CONSIDERAÇÕES FINAIS	36
2.9	REFERÊNCIAS	37
2.10	Anexos	41
3	DIFERENÇA SALARIAL ENTRE EMPRESAS EXPORTADORAS E NÃO EXPORTADORAS: AUTO-SELEÇÃO OU APRENDIZAGEM POR EXPORTAÇÃO? EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL	44
3.1	INTRODUÇÃO	46
3.2	RELAÇÃO ENTRE STATUS DE EXPORTAÇÃO E SALÁRIOS	48
3.3	DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS	49
3.4	PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS	52
3.4.1	Modelo Empírico	52
3.4.2	Estimação	54
3.5	RESULTADOS	56
3.6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	60
3.7	REFERÊNCIAS	61
4	AS CONDIÇÕES DE SAÚDE AFETAM OS RENDIMENTOS DO TRABALHO? EVIDÊNCIAS PARA O MERCADO DE TRABALHO NO BRASIL	64
4.1	INTRODUÇÃO	65
4.2	REVISÃO DE LITERATURA	67
4.3	BASE DE DADOS	69
4.3.1	Análise do Estado de saúde no Brasil	69
4.3.2	Base de Dados	72
4.4	ESTRATÉGIA EMPÍRICA	76
4.4.1	Efeito de Tratamento	76
4.4.2	Identificação com Heterocedasticidade	80
4.4.3	<i>Bounding</i> para o Efeito de Tratamento	81

4.5	RESULTADOS	83
4.5.1	Análise de Robustez	89
4.6	CONSIDERAÇÕES FINAIS	92
4.7	REFERÊNCIAS	92
5	Considerações Finais	98
6	Referências	99

Lista de Tabelas

2.1	Relação entre PIB per capita x Mortalidade Infantil	19
2.2	Relação entre Comércio x Mortalidade Infantil	20
2.3	Modelo Gravitacional de Comércio	31
2.4	Mortalidade Infantil e Comércio	32
2.5	Mortalidade Infantil e Custos de Comércio	34
2.6	Variação Percentual da Taxa de Mortalidade (Globalização)	36
2.7	Lista de Países	41
2.8	Mortalidade Infantil (abaixo de 5 anos) e Comércio	42
2.9	Mortalidade Infantil (abaixo de 5 anos) e Custos de Comércio	43
3.1	Estatísticas Descritivas – Características dos Empregados por coorte	51
3.2	Estatísticas Descritivas – Características das Empresas por coorte	53
3.3	Nível Salarial e Status de Exportação – Painel com Efeitos Fixos	59
3.4	Nível Salarial e Status de Exportação – Regressões Quantílicas – FE	60
4.1	Autoavaliação do Estado de Saúde Individual - PNAD (2008) - em %	70
4.2	Indivíduos diagnosticados com alguma doença - PNAD (2008) em %	71
4.3	Autoavaliação do Estado de Saúde de Indivíduos diagnosticados com alguma doença - PNAD (2008) em %	72
4.4	Estatísticas Descritivas – PNAD - 2008	75
4.5	Matching Logit - Regressão do Tratamento em todas as outras variáveis	84
4.6	Estimação do Efeito de Tratamento Médio	86
4.7	Efeito de Tratamento Médio Tratamento – Cada Doença Individualmente	87
4.8	ATT Estimado usando o Método de Lewbel (2012)	90
4.9	Bounds para o Efeito Do Tratamento - Oster (2015)	91

1 INTRODUÇÃO

A literatura tem analisado que o comércio pode ter efeitos em variáveis que captam o desenvolvimento e qualidade de vida dos países envolvidos, tais como o nível de educação, pobreza, trabalho infantil e as condições de saúde (LEVINE; ROTHAMAN, 2006). Apesar de questionamentos que os benefícios do comércio não transbordariam para a maioria das pessoas ou que estes não superam seus custos, existem trabalhos enfatizando que o comércio pode afetar a condição de saúde das crianças por diferentes canais, tais como: renda, que por sua vez é afetada através do crescimento econômico, incentivos públicos e privados na medida em que influencia o grau de comprometimento dos governos em financiar a saúde pública, políticas públicas, qualidade ambiental, urbanização, influências culturais, entre outras.

A importância de analisar os efeitos em variáveis relacionadas as condições de saúde, é que o acesso à esta é considerado um dos principais fatores de acumulação de capital humano e influencia positivamente na função de bem-estar dos indivíduos, dado que quanto maior seu estoque de saúde maior a disponibilidade para o trabalho, estudo e/ou lazer. A condição saudável é também considerada um fim em si mesmo, pois só o fato de ter uma boa saúde contribui para o aumento do bem-estar dos indivíduos. Além disso, indivíduos saudáveis possuem um maior estoque de capital humano e tendem a ser mais produtivos quando comparados aos seus pares não saudáveis. (ALVES, 2002).

A saúde, diferente de outras formas de capital humano, tem uma importância peculiar para o retorno econômico, pois as condições físicas e mentais com que o indivíduo se encontra determinam a quantidade e intensidade com que os mesmos podem se dedicar a atividade laboral, contribuindo para o aumento dos rendimentos e bem-estar (GROSSMAN, 1972). Trabalhos pioneiros como Schultz (1961) e Mincer (1974) apontam saúde e educação como componentes principais do capital humano.

Dito isso, o objetivo do primeiro ensaio da tese será investigar se a abertura ao comércio internacional afeta a taxa de mortalidade infantil, dada a condição de saúde, sobretudo das crianças, como importante indicador de desenvolvimento dos países. No entanto é necessário ter cautela em caracterizar a correlação entre comércio e saúde das crianças como uma relação causal. Além disso, é preciso atentar para dois problemas potenciais que podem viesar as estimativas: a causalidade reversa e a presença de muitos zeros nos fluxos comerciais e muitos dados faltantes (*missing values*) em algumas variáveis explicativas importantes como o PIB per capita dos países e gastos com saúde pública

como proporção do PIB.

Para isso, inicialmente será estimado o comércio bilateral entre os países a partir de características geográficas exógenas (variáveis tradicionais da literatura gravitacional) através de um modelo gravitacional para os fluxos comerciais. Tal procedimento visa contornar a causalidade reversa, dado que é improvável que a taxa de mortalidade infantil exerça influência em características geográficas dos países. Em seguida, as estimativas do efeito do comércio na taxa de mortalidade infantil serão realizadas utilizando um método de imputação quantílico como solução para a presença de muitos zeros nos fluxos comerciais, dado que de outro modo teriam muitos *missing values* quando transformados em log e de dados faltantes em variáveis explicativas como mencionado acima.

Outro fator impactado pela abertura comercial é a desigualdade salarial. É um fato estilizado na literatura especializada que as empresas que atuam como exportadoras no mercado internacional pagam, em média, salários mais altos que as atuantes apenas no mercado doméstico. Tal argumento tem sido confirmado por vários estudos com dados de empregadores-empregados, que encontram uma relação positiva entre as atividades de exportação e nível de salários mesmo após controlar por características observadas e não observadas dos trabalhadores e das empresas (MUNCH; SKAKSEN, 2006; SCHANK et al., 2007; ALCALÁ; HERNANDEZ, 2007).

No entanto é necessário ter cautela em caracterizar a relação entre firmas exportadoras e maiores salários como uma relação causal. Além disso, uma vez encontrada alguma evidência é preciso determinar o sentido dessa causalidade.

Portanto, o objetivo do segundo ensaio dessa tese é investigar, para o caso brasileiro, se as firmas que atuam no mercado internacional pagam salários maiores em relação as que atendem somente o mercado interno, bem como verificar se esse diferencial de salário já acontecia antes ou apenas quando a firma se torna exportadora. Para atingir os objetivos propostos, será usado um painel de dados empregador-empregado do Brasil para os anos de 2003 a 2013, fornecidos pela Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) no qual contém informações sobre trabalhadores e firmas além de informações sobre variável de interesse, qual seja, o status de exportação da firma oriundas da Secretaria de Comércio Exterior (Secex). Foi empregado o método de Guimarães e Portugal (2009) para as estimativas na média com a inclusão de efeitos fixos para os empregados e as empresas e regressão quantílica para dados em painel presente em Koenker (2004).

Por fim, as condições de saúde também podem afetar a participação no mercado de trabalho, o nível de salário por hora individual via efeitos sobre a produtividade e a quantidade de horas trabalhadas pelos indivíduos. Para o terceiro ensaio, o foco será no efeito que as condições de saúde exercem sobre os rendimentos do trabalho, sendo a variável dependente o salário por hora semanal auferido, em logaritmo.

Dito isso, o objetivo do primeiro ensaio é mensurar o impacto das condições de saúde dos indivíduos no seu nível salarial, a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por

Amostra de Domicílios para o ano de 2008, que contem um suplemento de saúde dos entrevistados . Para alcançar tal objetivo, as estimativas serão baseadas em quatro estratégias empíricas, como forma de tentar mitigar a possibilidade de variáveis não observadas estarem viesando os resultados. A primeira delas é estimar o efeito de tratamento médio das condições de saúde sobre a renda do trabalho através do propensity score matching, como forma de ter estimativas mais razoáveis que as obtidas por OLS. Em seguida será estimado o efeito por quantis, como forma de ver o impacto do tratamento (status de saúde) por toda a distribuição de salários. Para os dois casos é feita uma estimação em primeiro estágio para corrigir o viés de seleção , verificando as variáveis que afetam a probabilidade do indivíduo esta inserido no mercado de trabalho. Dado a ausência de instrumentos externos disponíveis, em terceiro lugar é usado um estimador de dois estágios proposto por Lewbel (2012) que explora a heterocedasticidade do primeiro estagio para gerar instrumentos para identificação; e por fim, serão estimados os *bounds* para o efeito de tratamento desenvolvido por Oster (2015) que informa sobre o viés que persiste devido a variáveis não observadas, dada à preocupação com variáveis omitidas na estimação do coeficiente de interesse.

Acredita-se que esse estudo possa contribuir para a ampliação e uma melhor compreensão da relação entre as temáticas abordadas. Ainda abre considerações e propostas para uma agenda de pesquisa futuras em uma das áreas relacionadas.

2 O IMPACTO DO COMÉRCIO INTERNACIONAL SOBRE AS CONDIÇÕES DE SAÚDE: UMA ABORDAGEM ESTRUTURAL

WALLACE SOUZA¹, FLAVIO A. ZIEGELMANN², E ERIK FIGUEIREDO³

Resumo. Este artigo investiga o impacto do comércio internacional sobre a taxa de mortalidade infantil para um painel de países entre 1980 e 2005. Para tanto, emprega-se o modelo estrutural proposto por Anderson, Larch e Yotov (2014) em dois níveis. A partir do modelo gravitacional para a equação de comércio no *lower level* e de técnicas econométricas de imputação com regressão quantílica na equação de saúde no *upper level*, é possível abordar tanto o problema da engogeneidade existente na condição de saúde, o significativo fluxo de zeros do comércio bilateral entre os países e a ausência de dados para algumas variáveis explicativas da mortalidade infantil (equação de saúde). Os resultados indicam que o comércio bilateral reduz a taxa de mortalidade infantil, sendo esse efeito maior para os países que já possuem um baixo índice de mortalidade. Por outro lado, quando se considera a taxa de mortalidade apenas para crianças de até 5 anos, o efeito passa a ser maior para os países com alto índice. Os exercícios contrafactuais sugerem que a liberalização comercial a partir de um processo de hiperglobalização reduz a taxa de mortalidade infantil, com maior impacto nos países que apresentam altas taxas de mortalidade (países pobres ou em desenvolvimento), corroborando com o benefício que os países com indicadores sociais insatisfatórios podem conseguir via comércio.

Palavras-chave: Comércio, Mortalidade Infantil, Modelo Estrutural, Regressão quantílica, Imputação.

Abstract. This article investigates the impact of international trade on the child mortality rate for a panel of countries between 1980 and 2005. For this purpose, we use the structural model proposed by Anderson, Larch and Yotov (2014) at two levels. From the gravitational model for the trade equation in lower level and the econometric techniques of imputation with quantile regression in the health equation in the upper level, it is possible to address both the endogeneity problem in the health condition, the significant flow of zeros Bilateral trade between countries and lack of data for some explanatory variables of child mortality (health equation). The results indicate that bilateral trade reduces child mortality rate, and this effect is greater for countries that already have a low mortality rate. On the other hand, when the mortality rate is considered only for children up to 5 years of age, the effect is higher for countries with high rates. Counterfactual exercises suggest that trade liberalization through a process of hyperglobalization has reduced child mortality rates, with the highest impact in countries with high mortality rates (poor or developing countries), corroborating the benefit that countries with unsatisfactory social

¹Departamento de Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, Brasil, e-mail: wpsfarias@gmail.com

²Departamento de Estatística, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, Brasil, e-mail: flavioz@ufrgs.br

³Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Brasil, e-mail: eafigueiredo@gmail.com

indicators can get with trade.

Keywords: Trade, Child Mortality, Structural Model, Quantile Regression, Imputation.

2.1 INTRODUÇÃO

A literatura tem analisado que o comércio pode ter efeitos em variáveis que captam o desenvolvimento e qualidade de vida dos países envolvidos, tais como o nível de educação, pobreza, trabalho infantil e as condições de saúde (LEVINE; ROTHAMAN, 2006). No entanto, existem muitos questionamentos sobre a possibilidade de o comércio melhorar o padrão de vida dos países (MAYDA; RODRIG, 2001; WEISSMAN, 2003), sob o argumento principal de que os benefícios do comércio não transbordam para a maioria das pessoas ou que estes não superam seus custos.

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

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

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

O primeiro é a possibilidade de causalidade reversa, dado que um país com crianças saudáveis tenderá a ter uma população adulta mais produtiva, conseqüentemente com rendimentos mais elevados que podem então optar por comercializar mais, visto o maior excedente agregado que são capazes de gerar. O segundo problema é a presença de muitos zeros nos fluxos comerciais¹, e muitos dados faltantes (*missing values*) em algumas variáveis explicativas importantes como o PIB per capita dos países e gastos com saúde pública como proporção do PIB. A falta de dados surge por não confiabilidade ou a inexistência

¹Na verdade uma parcela dos “zeros” nas bases sobre comércio são dados censurados, pois as transações inferiores a US\$1.000 não são contabilizadas no comércio internacional e, dessa forma, os “zeros” podem representar tanto a ausência de comércio bem como censura aos dados.

de órgãos e sistemas que consigam coletar, organizar e divulgar tais informações, o que é de se esperar que sejam mais presentes em países pobres e menos desenvolvidos, consequentemente onde tem maiores taxas de mortalidade. Com relação ao comércio, é natural que os países que menos transacionam também sejam aqueles menos desenvolvidos, com mercados menos dinâmicos e políticas protecionistas.

Na tentativa de superar esses problemas, a contribuição do trabalho baseia-se nos seguintes passos da estratégia empírica: Primeiramente é estimado o comércio bilateral entre os países a partir de características geográficas exógenas (variáveis tradicionais da literatura gravitacional) através de um modelo gravitacional para os fluxos comerciais. Tal procedimento visa contornar a causalidade reversa, dado que é improvável que a taxa de mortalidade infantil exerça influência em características geográficas dos países. Em seguida, as estimativas do efeito do comércio na taxa de mortalidade infantil serão realizadas utilizando um método de imputação quantílico como solução para a presença de muitos zeros nos fluxos comerciais, dado que de outro modo teriam muitos *missing values* quando transformados em \log^2 , e de dados faltantes em variáveis explicativas como mencionado acima.

A estratégia é robusta a essa e outras questões de identificação dos modelos gravitacionais, a partir do modelo estrutural proposto por Anderson et al (2014), e consegue lidar com os custos de comércio para uma grande quantidade de países de todo o mundo, conectando tais custos com outras variáveis através das resistências multilaterais. A estimação fornece estimativas dos custos comerciais, dos termos de resistências multilaterais além de todos os parâmetros do modelo. Outra inovação do artigo é, portanto, conectar os fluxos comerciais com a variável relacionada à saúde, além de ser um modelo gravitacional estrutural dinâmico, ao contrário do modelo estático gravitacional estrutural de Anderson e Wincoop (2003) e do modelo de equilíbrio geral de estática comparativa em Eaton e Kortum (2002). Os custos comerciais combinados com as demais variáveis do modelo estimado ainda servirão de base para um exercício contrafactual pelo qual é possível quantificar os canais de impacto do comércio na variável de saúde³.

Quanto ao método de imputação, será usado o *quantile imputation regression* (IM-QR) proposto por Wei, Ma e Carroll (2012), que busca recuperar dados faltantes ao invés de usar as soluções tradicionais da literatura como omitir dados em falta ou somar o número um as variáveis que apresentam zeros. O estimador corrige o viés que o *Poisson Pseudo Maximum Likelihood estimator* sugerido por Santos Silva e Tenreyro (2006) pode apresentar, além de identificar o efeito em toda a distribuição e não apenas o efeito médio. Ainda é importante mencionar que a simples eliminação de observações faltantes ou zeros

²Figueiredo, Lima e Orefice (2016) mostram que as soluções comumente adotadas pela literatura como omitir observações da análise ou adicionar "um" à variável explicativa, ocasiona um viés substancial nas estimativas.

³Para mais detalhes sobre a justificativa do método, para a relação comércio-crescimento, ver Anderson et al (2014).

pode viesar ou inviabilizar os resultados, pois os países em desenvolvimento e/ou pobres são em geral os que apresentam uma maior proporção de *missing values*, assim como taxas de mortalidade maiores e indicadores de saúde piores.

Para atingir os objetivos propostos, o modelo de gravidade estrutural foi aplicado a um painel com 143 países de origem e 142 de destino⁴ para o período de 1980 a 2005 com dados sobre o fluxo de comércio bilateral obtidos da base UN *Comtrade Database - Comtrade* elaborada pela Divisão de Estatística das Nações Unidas e dados sobre mortalidade infantil, obtidos a partir dos indicadores do Banco Mundial.

Os resultados mostram que o comércio impacta na redução da taxa de mortalidade infantil, sendo esse efeito maior quando aplicado o método de imputação quantílico. O PIB per capita e o tamanho da população também são importantes na determinação da taxa de mortalidade. Com relação aos efeitos assimétricos do comércio, verifica-se um maior impacto para aqueles países que apresentam menores taxas de mortalidade (quantil inferior), em geral, os países desenvolvidos. Isso indica que tais países, por apresentarem um grau de desenvolvimento elevado, conseguem absorver e difundir os efeitos do comércio de forma mais satisfatória. Por outro lado, quando se considera a taxa de mortalidade restrita a crianças de até cinco anos o efeito maior é para países que apresentam altas taxas de mortalidade (quantil superior), o que se justifica pelo fato da distância destes para um nível satisfatório dessa taxa no longo prazo facilitar os ganhos.

O artigo apresenta a seguinte estrutura, além desta introdução. A seção seguinte traz uma observação inicial que evidencia o viés que os dados faltantes podem acarretar. A seção três descreve um breve resumo de evidências empíricas acerca da relação entre abertura comercial e saúde infantil. A quarta seção apresenta o modelo teórico seguindo Anderson et al (2014), ao passo que na quinta seção é descrita a especificação empírica desse modelo adaptada para a relação entre comércio e saúde infantil, além do método de imputação quantílico e do procedimento contrafactual. A base de dados é apresentada na seção 6 e, em seguida, são apresentados os resultados encontrados e a simulação contrafactual na seção 7. Por fim, são feitas as considerações finais na seção 8.

2.2 DADOS FALTANTES E A TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL

Como uma observação inicial dos dados, sem preocupar-se com uma relação causal, a Tabela 2.1 abaixo apresenta uma correlação negativa entre o PIB *per capita* e a taxa de mortalidade infantil. Os países foram divididos em três grupos (de maneira *ad hoc*) de acordo com a média do seu PIB *per capita* para o período de 1980 a 2005, além do grupo para os quais não existem dados disponíveis. Pode ser observado que para os dados faltantes a taxa média de mortalidade infantil é a mais alta entre os grupos, sendo um indicativo de que são justamente os países menos desenvolvidos sobre os quais não se

⁴A lista com todos os países utilizados é apresentada em Anexo.

tem dados disponíveis para todo o período. Excluir tais observações causaria um viés nos resultados além de correr o risco de eliminar parte significativa dos dados sobre os países que podem absorver benefícios do comércio, enfatizando a utilidade do método de imputação.

Tabela 2.1: Relação entre PIB per capita x Mortalidade Infantil

Em U\$\$ corrente	Mortalidade Infantil (Média) por 1.000 nascidos vivos	Obs.
PIB_{baixo} (menos 10.000)	50,39 (36,07)	4584
PIB_{medio} (entre 10.000 e 30.000)	9,56 (9,77)	914
PIB_{alto} (acima de 30.000)	4,77 (3,37)	430
PIB (dados faltantes)	60,2 (42,37)	697

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados, 2017.

Nota: Desvio Padrão entre parênteses.

A mesma relação é feita na Tabela 2.2 para a média do volume comercializado pelos países durante o período e a taxa de mortalidade infantil. Para o caso do comércio, além dos dados faltantes existem muitos zeros nos fluxos bilaterais, seja porque os dois países em questão não transacionam ou pelo fato desse volume ser pequeno ao ponto de ser contabilizado como zero nas bases de dados internacionais. Percebe-se, assim como na Tabela 2.1, que a taxa de mortalidade é superior para aqueles países que tem um fluxo de comércio pequeno ou inexistente e para aqueles que não existem dados disponíveis, dando indícios que as nações que tem relações comerciais maiores (geralmente as mais desenvolvidas e com um maior grau de liberdade econômica) conseguem a partir da abertura comercial ter efeitos que transbordam para outras variáveis tal como as relacionadas a saúde.

2.3 RELAÇÃO ENTRE ABERTURA COMERCIAL E SAÚDE INFANTIL

Um dos principais canais pelo qual as transações comerciais podem afetar a saúde das crianças⁵ é a partir da consolidada relação do comércio com o crescimento econômico⁶. Tal canal é considerável dado que o crescimento aumenta a renda dos países, o que por sua

⁵O crescimento também pode impactar em vários outros indicadores sociais. Por exemplo, na literatura sobre pobreza é bastante conhecido o termo “crescimento pró-pobre”, que se refere ao crescimento que provoca mudanças em todos os decis de renda de uma região, reduzindo, dessa forma a taxa de pobreza.

⁶Ver, por exemplo, Anderson e Yotov (2010), Anderson e van Wincoop (2003) entre outros para a relação entre crescimento e comércio.

Tabela 2.2: Relação entre Comércio x Mortalidade Infantil

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

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados, 2017.

Nota: Desvio Padrão entre parênteses.

vez, pode aumentar os recursos destinados a programas sociais, maiores gastos em saúde pública como proporção do PIB e melhor acesso à água e nutrição para mães e crianças (FOGUEL, 1994). Além disso, o crescimento pode proporcionar maiores investimentos em capital humano a longo prazo, sendo a redução da taxa de mortalidade infantil um indicador crucial a respeito da saúde, que junto com a educação formam os dois principais fatores de acumulação de capital humano individual (LEVINE et al., 1997; KASSOUF., 1997; BOCKERMAN et al., 2014).

No entanto, a abertura comercial pode tornar um país mais vulnerável a crises e aumento de dívida, aumentando também a influência de instituições internacionais sobre ele. Segundo Weissman (2003), tais instituições comumente impõem limites para gastos públicos sociais para a concessão de financiamentos, sobretudo em períodos de ajustes⁷. Ao mesmo tempo, o contato com o mercado mundial gera externalidades positivas tanto na difusão de novas tecnologias como na utilização de novos métodos de tratamentos, vacinas e até mesmo cuidados básicos que podem fazer com que países (sobretudo os pobres) tenham uma maior qualidade em seus indicadores de saúde infantil.

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

Em termos empíricos, muitos trabalhos tem testado o impacto do comércio sobre variáveis de saúde infantil. Owen e Wu (2007) verificaram o impacto do comércio na taxa de mortalidade infantil para meninos e meninas e na expectativa de vida ao nascer

⁷Segundo Levine e Rothman (2006), o comércio, via industrialização, pode aumentar ainda a poluição e consequentemente as doenças respiratórias nas crianças. No entanto os autores citam um estudo de Frankel e Rose (2005) que, a partir de um modelo gravitacional, não encontram evidências de que o comércio aumenta o nível de poluição.

usando um painel controlado por efeitos fixos com 219 países de baixa, média e alta renda para o período de 1960-1995. Encontram como resultado que a abertura comercial está positivamente relacionada com a saúde e que o impacto é maior para os países de baixa renda. Discutem ainda que o canal de transmissão do comércio para a saúde parece ser *spillovers* de conhecimento e políticas macroeconômicas sólidas que são correlacionadas com a própria política de abertura ao comércio internacional.

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

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

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

2.4 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

A fundamentação teórica utilizada para quantificar a relação entre comércio e mortalidade infantil baseia-se no sistema teórico proposto por Anderson et al (2014), a partir da abordagem estrutural estática da equação gravitacional de comércio de Anderson e van Wincoop (2003), com a endogeneização do comércio fundamentado em variáveis geográficas exógenas. Uma das principais variáveis do sistema são os custos de comércio⁸, dado que estes alteram os custos dentro da fábrica e, conseqüentemente, os preços dos produtos ao consumidor e produtor.

⁸Outra variável igualmente importante considerada por Anderson et al. (2014) é a acumulação de capital, que não será considerada no presente estudo visto que não se está interessado na relação entre comércio e crescimento econômico.

Assim, tem-se que o efeito do comércio sobre a taxa de mortalidade infantil é capturado por meio dos termos de resistência multilateral externos, que são calculados a partir de variáveis gravitacionais tradicionais da literatura e utilizados como regressores na equação de saúde. É importante salientar que as mudanças na incidência dos custos do comércio e o próprio tamanho das economias se traduzem em mudanças nos termos de resistência multilateral⁹.

A variável de custo comercial bilateral na transação de mercadorias do país i para o país j no tempo t é representada por $t_{ij,t}$, assim, o preço dos bens de i para os consumidores de j é $p_{ij,t} = p_i t_{ij,t}$. Os custos comerciais¹⁰ variam bilateralmente entre os países dados as unidades de serviço usadas para a distribuição das mercadorias, e dessa forma, tais custos podem ser interpretados analogamente ao derretimento de um *iceberg*¹¹, em que uma parte das mercadorias se dissolvem na comercialização tal que 1 unidade de produto do país de origem se tornasse $1/t_{ij,t} < 1$ unidades no país de destino.

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

Dito isso, para o propósito do presente artigo, o modelo que relaciona o comércio com as variáveis indicadoras de condições de saúde das crianças é resolvido em dois estágios. No primeiro estágio é estimada a equação de comércio, rotulada de “*lower level*” enquanto que a equação de saúde é estimada no segundo estágio, o “*upper level*”. O primeiro estágio baseia-se na especificação do modelo gravitacional para a função despesa de Anderson (1979), primeiro a dar uma base econômica pra o modelo gravitacional. Para tanto, a equação de despesa foi adaptada para o indicador de comércio entre dois países como proporção do PIB do país de origem¹².

$$\frac{T_{ij}}{E_j} = \left(\frac{\beta_i p_i t_{ij}}{P_j} \right)^{1-\sigma}, \quad (2.1)$$

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

⁹Tais mudanças podem ser provocadas pelo crescimento econômico.

¹⁰Muitos desses custos não são diretamente observáveis, e a literatura empírica gravitacional indica que o custo total está bem acima dos custos de transporte e seguro que são observáveis (ver Anderson e van Wincoop (2004), para um levantamento dos custos comerciais).

¹¹Samuelson (1952) foi o primeiro a fazer a analogia dos custos de comércio com o derretimento de um *iceberg*, em que os custos de comércio eram proporcionais ao volume transacionado de mercadorias, assim como a quantidade derretida do *iceberg* é proporcional ao seu volume.

¹²Na equação original descrita em Anderson (2011), o lado esquerdo da equação é dado por: X_{ij}/E_j

$$P_j = \left(\sum_i (\beta_i p_i t_{ij})^{1-\sigma} \right)^{1/(1-\sigma)}. \quad (2.2)$$

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

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

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

Definindo o denominador como $\Pi_i^{1-\sigma}$, e substituindo nas equações (2.1) e (2.2) tem-se o modelo gravitacional estrutural:

$$T_{ij} = \frac{E_j Y_i}{Y} \left(\frac{t_{ij}}{P_j \Pi_i} \right)^{1-\sigma} \quad (2.3)$$

$$\Pi_i = \sum_j \left(\frac{t_{ij}}{P_j} \right)^{1-\sigma} \frac{E_j}{Y} \quad (2.4)$$

$$P_j = \sum_i \left(\frac{t_{ij}}{\Pi_i} \right)^{1-\sigma} \frac{Y_i}{Y}. \quad (2.5)$$

onde a segunda fração do lado direito da equação (2.3) é uma função decrescente dos custos comerciais bilaterais em relação ao produto de dois índices de todos os custos comerciais bilaterais do sistema, sob a validade da restrição empírica $\sigma > 1$.

Tal como em Anderson e van Wincoop (2003), $\Pi_{i,t}^{1-\sigma}$ e $P_{j,t}^{1-\sigma}$ são os termos de resistência multilateral (externo e interno, respectivamente), que agregam consistentemente os custos comerciais bilaterais e decompõe a sua incidência nos produtores e consumidores de cada região. Esses dois termos podem ser resolvidos a partir de (2.4)-(2.5) através da combinação de uma normalização e com os vários $t_{ij}^{1-\sigma}$, E_j e Y_i dados. Sob a hipótese de custos comerciais bilaterais simétricos $t_{ij} = t_{ji}, \forall i, j$ e comércio equilibrado $E_j = Y_j, \forall j$, uma normalização natural é $\Pi_i = P_i$. O fator Π_i é diretamente interpretado como a incidência dos custos de comércio sobre os vendedores da origem i , enquanto P_j é interpretado como a incidência nos compradores (Anderson e Yotov, 2010).

As resistências multilaterais são fundamentais para a análise porque representam a ligação estrutural endógena entre a análise do comércio “*lower level*” e o seu impacto na taxa de mortalidade infantil “*upper level*”. Tais resistências traduzem mudanças nos custos de comércio bilaterais no “*upper level*” em mudanças nos preços de fábrica¹³. Portanto, a estratégia na seção subsequente é traduzir o sistema (2.3)-(2.5) em um modelo econométrico, que será estimado a fim de recuperar os parâmetros estruturais do modelo (bem como alguns dados) para captar tais efeitos, sendo também necessários para realizar a simulação contrafactual.

2.5 ESPECIFICAÇÃO EMPÍRICA

Esta seção apresenta os procedimentos empíricos necessários para a obtenção dos termos de resistências multilaterais (internos e externos),¹⁴, a partir da especificação econométrica do modelo gravitacional para o comércio¹⁵ e a equação de saúde com a inclusão dos termos de resistência ao comércio, com a inclusão do método de imputação que busca recuperar os *missing values* associados a algumas variáveis. Tais especificações ainda possibilitam estimar todos os parâmetros necessários para a simulação contrafactual.

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

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

$$T_{ij} = \exp(\beta_1 rta_{ij} + \beta_2 ldist_{ij} + \beta_3 col_{ij} + \beta_4 cntg_{ij} + \beta_5 idioma_{ij} + \mu_{i,t} + \theta_{j,t}) + \epsilon_{ij}, \quad (2.6)$$

onde a variável dependente T_{ij} representa o fluxo comercial entre os países i (origem) e j (destino), (rta_{ij}) é uma *dummy* que capta o efeito de acordos comerciais sobre o comércio, assumindo o valor um se o par de países possui algum acordo e zero caso

¹³Por outro lado, crescimento econômico e a acumulação de capital alteram custos de comércio mundial, devido ao efeito escala.

¹⁴Segundo Fally (2015) as estimativas dos efeitos fixos por *Poisson pseudo-maximum likelihood* (PPML) são consistentes com tais termos de resistências.

¹⁵Ver Anderson, Larch e Yotov, (2015)

contrário, $(ldist_{ij})$ é o logaritmo da distância entre os dois países, (col_{ij}) é uma *dummy* que assume valor um se existe laços coloniais entre os países e zero caso contrário, $(cntg_{ij})$ é uma *dummy* que assume valor um se os países compartilham alguma fronteira comum e zero caso contrário, e $(idioma_{ij})$ é uma *dummy* que assume valor um caso os países possuam o mesmo idioma e zero caso contrário. $\mu_{i,t}$ e $\theta_{j,t}$ são os efeitos fixos de origem variando no tempo e destino variando no tempo respectivamente, também usados como variáveis explicativas, e por fim, ϵ_{ij} é o termo de erro.

Em termos econométricos, algumas observações podem ser feitas de acordo com a especificação do comércio. A primeira é a possível existência de potencial endogeneidade dos acordos comerciais, que segundo Baier e Bergstrand (2007) pode ser solucionado com a introdução dos efeitos fixos¹⁶. Mesmo assim ainda pode haver uma perfeita colinearidade entre os regressores, e então Anderson et al (2015) propõem a retirada de um efeito fixo e da constante ou de dois efeitos fixos (um de origem e outro de destino) para contornar o problema.

Dessa forma, seguindo Anderson et al (2015), os termos de resistência multilaterais internos foram normalizados para um país representativo $P_{0,t} = 1$, eliminando o efeito fixo de destino para esse país e a constante. Ou seja, $\theta_{0,t} = E_{0,t}$ e todos os demais efeitos são interpretados em relação a ele. Portanto, é possível a partir da estimação da Equação (2.6) recuperar os termos de resistências multilaterais externos e internos através dos efeitos fixos como demonstrado nas Equações (2.7) e (2.8)

$$\widehat{\pi_{i,t}^{1-\theta}} = E_{0,t} Y_{i,t} \exp(-\widehat{\mu_{i,t}}) \quad (2.7)$$

$$\widehat{P_{j,t}^{1-\theta}} = \frac{E_{j,t}}{E_{0,t}} \exp(-\widehat{\theta_{j,t}}) \quad (2.8)$$

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

Após estimar os termos de resistência passa-se para a especificação do “*upper level*”, que busca captar os efeitos de tais termos na saúde das crianças, captada pela taxa de mortalidade infantil – variável que se relaciona diretamente com o nível de bem-estar humano e serve como um indicador da distribuição das condições de vida nas diferentes

¹⁶Na verdade os autores propõem duas soluções possíveis: a estimação em primeira diferença ou introduzir os efeitos fixos. A opção pelo último é que a partir deles é possível construir os custos de comércio bilaterais.

regiões, sobretudo nos primeiros anos de vida. A taxa de mortalidade para crianças de até cinco anos de idade será igualmente usada como variável dependente para confirmar a validade dos resultados.

Além do termo de resistência multilateral, alguns controles são inseridos na especificação de saúde, descritos na Equação (2.9) por

$$\ln mort_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln GDPpc_{i,t} + \gamma_2 X_{i,t} + \gamma_3 \ln \left[\frac{1}{\Pi_{i,t}^{(1-\theta)}} \right] + \delta_i + \psi_t + \epsilon_{i,t}, \quad (2.9)$$

em que $GDPpc_{i,t}$ é o PIB per capita do país de origem ao qual se quer estimar o impacto na taxa de mortalidade infantil; $\Pi_{i,t}^{(1-\theta)}$ é o termo de resistência multilateral externo¹⁷; δ_i é um efeito fixo por país; ψ_t é um efeito fixo para controlar as variações no tempo, inclusive as demais variáveis dependentes; e $X_{i,t}$ é um vetor de variáveis que carrega informações que podem afetar a variável dependente, tais como a taxa de imunização contra o sarampo (% de crianças abaixo de 12 meses); o logaritmo dos gastos do governo em saúde pública como proporção do PIB; o logaritmo da população total do país; e a taxa de urbanização (% do total).

Como destacado na introdução, várias observações de alguns regressores são *missing values* ou iguais à zero, que com a log-transformação feita em (9) também passam a ser *missing values*. As principais soluções propostas pela literatura, a saber, omitir as observações de análise ou somar um a tais observações, carregam um viés substancial as estimativas.¹⁸ Uma solução para os dados faltantes são as técnicas de imputação, como o método de imputação GMM (IM-GMM) desenvolvido por Abrevaya e Donald (2011). No entanto, modelos log-linearizados estão sujeitos a viés na presença de heterocedasticidade, uma consequência direta da desigualdade de Jensen. Dessa forma, Figueiredo, Lima e Schaur (2016) propuseram a utilização de regressão quantílica para estimar o modelo com a utilização de imputação¹⁹.

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

¹⁷Segundo Anderson et al (2014) o termo de resistência multilateral externo mede a incidência dos custos de comercio sobre o produto, e dessa forma, tem implicações para o cálculo da produtividade total dos fatores (PTF). Tal análise, no entanto, foge ao escopo desse artigo.

¹⁸Ver Figueiredo, Lima e Orefice (2016)

¹⁹Isso ocorre porque a função por quantis, ao contrário da média, é invariante a transformações monotônicas, de modo que se algum modelo que foi transformado em log-linear é identificado, este último também será, mesmo na presença de heterocedasticidade. Ou seja, a função quantílica não está sujeita a desigualdade de Jensen. Para mais detalhes ver Figueiredo, Lima e Schaur (2016).

taxa de imunização conta o sarampo²⁰.

Assim, a partir da Equação (2.9) será aplicado o método de imputação quantílico (IM-QR) proposto por Wei, Ma e Carroll (2012), para estimar o seguinte modelo quantílico, pegando como exemplo a imputação do PIB per capita:

$$Q_\tau(\ln mort_{i,t} | \ln GDPpc_{i,t}, \ln x_{i,t}) = \ln GDP_{i,t} \beta_1(\tau) + \beta_2(\tau) \ln x_{i,t}, \quad (2.10)$$

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

2.5.1 Método de Imputação Quantílico (IM-QR)

Nessa seção é descrita as etapas do estimador desenvolvido por Wei, Ma e Carroll (2012), que é adaptado de Wei, Ma e Carroll (2012, pp. 424-425), para o caso da imputação do PIB per capita²¹. No que se segue, é assumido que $\ln x$ é sempre observado e contém o termo constante, mas o PIB per capita dos países ($\ln GDP_{i,t}$) pode estar faltando. Além disso, considera-se a hipótese de que os dados faltantes são aleatórios condicionais a $\ln x$, o que significa que o evento que GDP é faltante é independente de x e da variável de resposta y (no caso a taxa de mortalidade infantil).

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

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

²⁰Como mencionado, a simples exclusão das observações com dados faltantes pode resultar na exclusão de vários países da amostra, sobretudo aqueles mais pobres e conseqüentemente com um menor nível de renda e maior taxa de mortalidade. Tais países são em geral, os que não apresentam dados para todo o período e/ou informações incompletas.

²¹O mesmo procedimento é aplicado trocando o PIB per capita pelas demais variáveis que serão imputadas.

I) A densidade condicional $f(\ln y | \ln GDP, \ln x)$ pode ser escrita como uma função de processo de coeficientes por quantis, isto é, $f(\ln y | \ln GDP, \ln x) = f(\ln y | \ln GDP, \ln x, \beta_0(\tau))$, onde $\beta_0(\tau)$ é o verdadeiro coeficiente quantílico. Assim, são escolhidos os níveis quantílicos $\tau_k = k/(K_n + 1)$, com $k = 1, \dots, K_n$, onde K_n é o número de níveis de quantis.

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

Portanto, tendo I e II estimados, a densidade condicional $f(\ln GDP | \ln y, \ln x)$ pode ser estimada como

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

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

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

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

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

2.5.2 Procedimento Contrafactual

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

e externos.

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

$$T_{ij} = \exp(\beta_1 \widehat{rta}_{ij}^c + \beta_2 \widehat{ldist}_{ij}^c + \beta_3 \widehat{col}_{ij}^c + \beta_4 \widehat{cntg}_{ij}^c + \beta_5 \widehat{idioma}_{ij}^c + \mu_{i,t}^c + \theta_{j,t}^c) + \epsilon_{ij}^c, \quad (2.11)$$

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

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

$$\hat{\Delta}_i = \frac{Mortalidade_i^c - Mortalidade_i}{Mortalidade_i} \cdot 100 \quad \forall i. \quad (2.12)$$

2.6 DADOS

Para a análise desse artigo, foi utilizado um painel com 141 países de origem e 143 países de destino para o período de 1980 a 2005, com os dados sobre o fluxo de comércio bilateral obtidos da base UN *Comtrade Database - Comtrade* (que representa mais de 95% do comércio mundial), elaborada pela Divisão de Estatística das Nações Unidas. A lista de países tanto de origem quanto de destino está resumida na Tabela 2.7 em anexo. As informações sobre as variáveis gravitacionais padrões (distância, laços coloniais, contiguidade e idioma) são da Base BACI (CEPII)²², enquanto os dados sobre os acordos comerciais regionais foram obtidos da *Mario Larch's Regional Trade Agreements Database*.

Os dados sobre taxa de mortalidade infantil, mortalidade infantil para crianças menores de 5 anos e produto per capita foram obtidos dos Indicadores do Desenvolvimento Mundial (WDI)²³, do Banco Mundial. Alguns controles adicionais como taxa de imunização contra o sarampo, gastos em saúde pública como proporção do PIB, o tamanho da população e a taxa de urbanização também foram obtidos dos Indicadores do Desenvolvimento do Banco Mundial.

²² Centre D'Estudes Prospectives Et D'Informations Internationales.

²³ Sigla em inglês para *World Development Indicators*.

2.7 RESULTADOS

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

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

A Tabela 2.3 apresenta os coeficientes estimados para as variáveis gravitacionais tradicionais (*lower level*), praticamente todos estatisticamente significativos e com os sinais esperados pela literatura²⁴. O único coeficiente não significativo foi para laços coloniais, resultado consistente com os encontrados por Anderson et al. (2014) e Anderson e Yotov (2016) que sugerem que os traços coloniais não desempenham um papel tão importante no estímulo ao comércio internacional a nível mundial. Os coeficientes referentes à contiguidade e idioma apresentam sinais positivos impulsionando o comércio bilateral entre os países, enquanto a distância (em log) impacta negativamente o comércio, uma vez que quanto maior a distância maior o custo para o fluxo bilateral de mercadorias.

Por fim, todos os custos bilaterais apresentaram-se maiores que 1, $t_{ij} > 1$, sendo o menor valor reportado de 1,8028 para Bélgica e Holanda e o maior valor foi de 4,6400 para Paraguai e Taiwan. Assim como em Anderson et al. (2014) os menores custos encontrados foram para economias que são geográfica e culturalmente próximas e economicamente integradas, ao passo que os maiores custos foram obtidos para países econômica e geograficamente isolados.

Dados os resultados do *lower level* é possível obter os termos de resistências multilaterais através das exponenciais dos efeitos fixos, como demonstrado nas Equações (7) e (8). De posse dos termos de resistência, o *upper level*, Equação (9), foi resolvido usando três estimadores. São usados o OLS e o PPML em estimativas iniciais, que como discutido podem gerar coeficientes tendenciosos, para comparar com o método de imputação por quantis (IM-QR). Tal como em Figueiredo, Lima e Orefice (2016) o IM-QR considerou uma grade de 19 pontos, ou seja, $\tau = 0,05; 0,10; 0,15; \dots; 0,90; 0,95$; e o erro padrão calculado por *clusters* de países importadores e exportadores²⁵. Além da questão de iden-

²⁴Por questão de espaço, os coeficientes para os efeitos fixos não são apresentados na Tabela 2.3 e nem nos próximos resultados.

²⁵Para mais detalhes do estimador, ver Parente e Santos Silva (2016).

Tabela 2.3: Modelo Gravitacional de Comércio

Variável	Coefficiente
Rta	0,2553*** (0,0178)
Log (Distância)	-0,7757*** (0,0077)
Laços Coloniais	-0,0219 (0,0261)
Fronteira	0,5202*** (0,0201)
Idioma	0,2189*** (0,0175)
Pseudo log-likelihood	-15148285
R2	0,9262
Amostra	328.312

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados, 2017.

Nota: Desvio Padrão entre parênteses. ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10.

tificação exposta na seção anterior, uma vantagem adicional é a possibilidade de capturar o efeito assimétrico dos fluxos de comércio entre os quantis da distribuição das taxas de mortalidade infantil dos países.

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

$$E(y_i|x_i = x) \approx \int_0^1 Q_\tau(y_i|x_i = x)d\tau \quad (2.13)$$

Em outras palavras, a média dos coeficientes estimados para cada quantil consiste em uma boa aproximação do efeito na média condicional. Na Tabela 2.4 abaixo, o coeficiente para a mediana foi calculado dessa forma, tanto no caso com e sem imputação.

As duas primeiras colunas da Tabela 2.4 apresentam os resultados para o estimador OLS e PPML, respectivamente, enquanto as duas últimas apresentam os resultados da regressão quantílica padrão e do IM-QR para a mediana. Conforme esperado (e coerente com a literatura), o aumento do PIB per capita, os gastos em saúde pública como proporção do PIB e a taxa de imunização contra o sarampo impactam na redução da taxa de mortalidade infantil, enquanto que o tamanho da população impacta de forma positiva. Os resultados são robustos a todos os estimadores usados e estatisticamente significativos

para praticamente todas as variáveis, a exceção dos gastos públicos em saúde para os estimadores quantílicos, com e sem imputação. Dentre as variáveis que impactam negativamente na taxa de mortalidade tem-se o coeficiente de maior magnitude para o PIB per capita, denotando que a importância do crescimento econômico reflete a melhora de indicadores de saúde e sociais. Por outro lado, o tamanho da população impacta no aumento da taxa de mortalidade (em log) visto que países com grandes populações estão, em geral, mais suscetíveis de ter parcela desta vivendo em condições de pobreza assim como é necessário um maior gasto em saúde pública.

Tabela 2.4: Mortalidade Infantil e Comércio

Variáveis	$\tau=0,50$			
	OLS	PPML	QR	IM-QR
ln PIB per capita	-0,168*** (0,001)	-0,062*** (0,000)	-0,151*** (0,005)	-0,181*** (0,002)
ln Gastos	-0,0004*** (0,0001)	-0,0003*** (0,000)	0,000 (0,000)	-0,0001 (0,0007)
ln Pop	0,037*** (0,003)	0,153*** (0,002)	0,118*** (0,004)	0,178*** (0,009)
Tx Imunização	-0,020*** (0,000)	-0,004*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
$\ln \left[\frac{1}{\Pi_{i,t}^{(1-\sigma)}} \right]$	0,039*** (0,001)	0,010*** (0,000)	0,061*** (0,001)	0,070*** (0,001)
Constante	4,575*** (0,094)	-1,557*** (0,050)	2,760*** (0,057)	1,851*** (0,112)
FE (país-ano)	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	241.807	241.807	241.807	259.897

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas, 2017.

Nota: Desvio Padrão entre parênteses. ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10.

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

Em contrapartida as magnitudes dos coeficientes dos termos de resistência (para cada estimador) são menores que os impactos do log do PIB per capita e do log da população.

Para o quantil 0,50 do estimador IM-QR, por exemplo, enquanto o termo de resistência impacta em 0,070 na taxa de mortalidade, o PIB per capita e o total da população impactam -0,181 e 0,178, respectivamente. Isso aponta que as estimativas são consistentes com o comércio ser um determinante, mas não o mais importante, da queda na mortalidade infantil.

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

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

Na Tabela 2.5 encontram-se nas três primeiras colunas as estimativas para a regressão quantílica padrão, sem imputação (QR), apresentados para os mesmos quantis do IM-QR que se encontram nas últimas três colunas, de modo a facilitar a comparação entre os dois casos.

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

Quando se compara cada quantil dos dois estimadores, os coeficientes do IM-QR tem uma maior magnitude, semelhante à comparação da mediana imputada com os demais métodos expostos na Tabela 2.4. Os resultados parecem indicar que os dados em falta para algumas variáveis explicativas podem viesar os resultados, independente do estimador utilizado.

Como robustez aos resultados discutidos, as Tabelas 2.8 e 2.9 (em anexo) apresentam

Tabela 2.5: Mortalidade Infantil e Custos de Comércio

Variáveis	QR			IM-QR		
	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$
ln PIB per capita	-0,122*** (0,001)	-0,151*** (0,005)	-0,084*** (0,002)	-0,139*** (0,001)	-0,181*** (0,002)	-0,107*** (0,002)
ln Gastos	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,0001 (0,0007)	0,000 (0,000)
ln Pop	0,204*** (0,004)	0,118*** (0,004)	0,101*** (0,013)	0,214*** (0,004)	0,178*** (0,009)	0,133*** (0,010)
Tx Imunização	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,004** (0,001)	-0,0008*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,00008*** (0,000)
$\ln \left[\frac{1}{\Pi_{i,t}^{(1-\sigma)}} \right]$	0,011*** (0,000)	0,061*** (0,001)	0,018*** (0,000)	0,033*** (0,000)	0,070*** (0,001)	0,027*** (0,002)
Constante	1,816*** (0,050)	2,760*** (0,057)	2,694*** (0,142)	1,521*** (0,047)	1,851*** (0,112)	2,088*** (0,113)
FE (país-ano)	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	241.807	241.807	241.807	259.897	259.897	259.897

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas, 2017.

Nota: Desvio Padrão entre parênteses. ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10.

estimações similares as Tabelas 2.4 e 2.5, respectivamente, com a modificação da variável dependente para a taxa de mortalidade para menores de cinco anos de idade. A análise ratifica o maior impacto do IM-QR (para a média dos quantis) comparado ao OLS, PPML e QR, na Tabela 2.8 e a importância do PIB per capita e do tamanho da população pela magnitude dos seus coeficientes, tal como visto na Tabela 2.4.

Para a Tabela 2.9 as demais variáveis de controle seguem os achados anteriores, com o maior impacto no quantil 0,25 frente ao 0,75, indicando que aqueles países que já possuem uma baixa taxa de mortalidade conseguem melhor desempenho em termos de redução. Contudo para o termo de resistência ao comércio é verificado o oposto da Tabela 2.5, com o maior impacto para o quantil 0,75. Dito de outro modo, quando se considera apenas a taxa de mortalidade infantil abaixo de cinco anos, os países que apresentam altas taxas (pobres; renda baixa) conseguem ter um ganho maior em termos de redução desse indicador com o comércio internacional. Já para a taxa de mortalidade infantil em sua totalidade (como foi visto na Tabela 2.5), a redução maior via comércio se dá para os países que já possuem um baixo índice (ricos; alta renda), o que indica que podem se beneficiar da melhor estrutura já existente em seus territórios e com isso aproveitar os ganhos do comércio.

Tais resultados corroboram com a literatura existente como Jani e Dholakia (2015) e Levine e Rothman (2006), que mostram impactos do comércio internacional e da globalização na redução da taxa de mortalidade infantil dos países. No entanto, contrariamente

ao trabalho de Owen e Wu (2007), que verificaram um impacto do comércio na taxa de mortalidade infantil maior para os países de baixa renda, os coeficientes aqui encontrados para a taxa de mortalidade infantil total são maiores para os quantis inferiores, ou seja, para os países com menores taxa de mortalidade infantil. Esses países são em quase sua totalidade de renda alta e conseqüentemente de melhores indicadores sociais. Já para a taxa de mortalidade de crianças com menos de cinco anos de idade os resultados atestam com Owen e Wu (2007), conforme descrito na Tabela 2.9.

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

2.7.1 Experimento Contrafactual: Efeito da Globalização

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

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

A Tabela 2.6 apresenta os cinco países que teriam uma maior redução na taxa de mortalidade em termos percentuais e os cinco que sofreriam uma menor redução nessa taxa, em virtude da eliminação de todos os custos de comércio.

Em geral os países que sofrem uma maior redução percentual da taxa de mortalidade são os que apresentam baixo PIB per capita e/ou em desenvolvimento, sendo também os que já possuem um elevado índice de mortalidade. Ainda são, em geral, de pequena

Tabela 2.6: Variação Percentual da Taxa de Mortalidade (Globalização)

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

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas, 2017.

extensão territorial, o que facilita a difusão do efeito do comércio para a melhora do indicador de saúde. Por outro lado, os países que conseguem um menor efeito com a hiperglobalização seriam os que já figuram entre os de menor índice de mortalidade infantil, com destaque para os países europeus, em especial alguns nórdicos. Isso porque estes já desfrutam de um nível baixo para o indicador de mortalidade, ficando mais difícil qualquer redução marginal.

A despeito dos valores observados na Tabela 2.6, a redução média na taxa de mortalidade infantil é de -4,649%, refletindo o efeito geral médio da eliminação de todos os custos de comércio. É um efeito não desprezível, sobretudo quando se observa que as maiores reduções são para aqueles países que apresentam um quadro social, de índice de mortalidade infantil e outros indicadores, num nível bastante insatisfatório.

2.8 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo analisou o impacto do comércio bilateral internacional sobre a taxa de mortalidade infantil para um painel de países entre 1980 e 2005, baseado no modelo estrutural proposto por Anderson et al (2014). A estratégia empírica seguiu a estimação de dois níveis. No primeiro, “*lower level*”, o comércio foi estimado pelo modelo gravitacional para corrigir o problema da possível causalidade reversa enquanto no segundo, “*upper level*”, foi estimado o impacto do comércio na taxa de mortalidade infantil com a utilização do método de imputação quantílico para correção do problema do fluxo de zeros nas transações bilaterais e dados faltantes em algumas variáveis explicativas.

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

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

Por fim, foi realizado um exercício contrafactual supondo a eliminação de todos os custos comerciais bilaterais (hiperglobalização) para analisar o efeito sobre a taxa de mortalidade infantil. Os resultados indicam que, de forma geral, países com um nível de renda elevada e/ou desenvolvidos teriam uma menor redução enquanto que países com baixo nível de renda e/ou em desenvolvimento conseguiriam ter reduções maiores no indicador de mortalidade infantil com o comércio globalizado. Isso corrobora com as estimações quantílicas para crianças de até cinco anos de idade, de que é mais difícil obter ganhos do comércio em termos de redução na taxa de mortalidade quando o nível desta já é extremamente baixo. Dito de outra forma, a taxa em alguns países ricos já é tão baixa que para conseguir qualquer redução marginal é muito mais difícil ou o esforço deve ser muito maior.

2.9 REFERÊNCIAS

ABREVAYA, J.; DONALD, S. A GMM approach for dealing with missing data on regressors and instruments, **mimeo**, [S.l.], 2011. Disponível em : < http://www.econ.ucdavis.edu/events/papers/copy2_ofAbrevaya1.pdf >. Acesso em: 15 de Jan. 2016.

ANDERSON, J. A Theoretical Foundation for the Gravity Equation. **American Economic Review**, [S.l.], 69(1), 106-116, 1979. Disponível em : < <https://www.jstor.org/stable/1802501> >. Acesso em: 20 de Jan. 2016.

ANDERSON, J. E.; LARCH, M.; Yotov, Y. V. Estimating General Equilibrium Trade Policy Effects: GE PPML. **CESifo Working Papers**, [S.l.], 1–25, 2015. Disponível em : < <https://ideas.repec.org/p/ces/ceswps/5592.html> >. Acesso em: 08 de Fev. 2016.

ANDERSON, J. E.; LARCH, M.; YOTOV, Y. V. Growth and trade: a structural approach. Mimeo, [S.l.], 2014. Disponível em : < <http://www.etsg.org/ETSG2014/Papers/084.pdf> >. Acesso em: 18 de Out. 2015.

ANDERSON, J. E.; van WINCOOP, E. Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle. **American Economic Review**, [S.l.], 93 (1), 170–192, 2003. Disponível em : < <http://www.nber.org/papers/w8079> >. Acesso em: 01 de Dez. 2015.

- ANDERSON, J. E.; YOTOV, Y. V. Terms of trade and global efficiency effects of free trade agreements, 1990-2002. **Journal of International Economics**, [S.l.], 99, 279–298, 2016. Disponível em : < [http : //www.nber.org/papers/w17003](http://www.nber.org/papers/w17003) >. Acesso em: 02 de Dez. 2015.
- ANDERSON, J. The Gravity Model. **Annual Review of Economics**, [S.l.], 3, 133-160, 2011. Disponível em : < [http : //www.nber.org/papers/w16576](http://www.nber.org/papers/w16576) >. Acesso em: 02 de Jun. 2015.
- ANDERSON, J.; YOTOV, Y. The Changing Incidence of Geography. **American Economic Review**, [S.l.], 100(5), 2157-2186, 2010. Disponível em : < [http : //www.nber.org/papers/w14423](http://www.nber.org/papers/w14423) >. Acesso em: 17 de Dez. 2015.
- BAIER, S.; BERGSTRAND, J. Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade? **Journal of International Economics**, [S.l.], 71(1), 72-95, 2007. Disponível em : < [https : //www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022199606000596](https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022199606000596) >. Acesso em: 30 de Mar. 2016.
- BOCKERMAN, P.; HYYTINEN, A.; KAPRIO, J. Smoking and long-term labour Market outcomes. **Tobacco control**, [S.l.], p. 1-7, fev. 2014. ISSN 1468-3318. Disponível em: <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/24570102>. Disponível em : < [https : //www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/24570102](https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/24570102) >. Acesso em: 02 de Ago. 2016.
- BOURGUIGNON, F. The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods. em: Eicher, T. e S. Turnovsky, **Inequality and Growth: Theory and Policy Implications**. Cambridge: The MIT Press, 2002, p. 1-24. Disponível em : < [http : //documents.worldbank.org/curated/en/503161468780002293/The-growth-elasticity-of-poverty-reduction-explaining-heterogeneity-across-countries-and-time-periods](http://documents.worldbank.org/curated/en/503161468780002293/The-growth-elasticity-of-poverty-reduction-explaining-heterogeneity-across-countries-and-time-periods) >. Acesso em: 01 de Abr. 2016.
- CHENG, I.-h.; WALL, H. J. Controlling for Heterogeneity in Gravity Models of Trade and Integration. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, [S.l.], 87 (1), 49–64, 2005. Disponível em : < [https : //research.stlouisfed.org/publications/review/2005/01/01/controlling-for-heterogeneity-in-gravity-models-of-trade-and-integration/](https://research.stlouisfed.org/publications/review/2005/01/01/controlling-for-heterogeneity-in-gravity-models-of-trade-and-integration/) >. Acesso em: 08 de Set. 2016.
- DOLLAR, D.; KRAAY, A., 2004. Trade, growth, and poverty. **Economic Journal** [S.l.], 114, 22–49, 2004. Disponível em : < [http : //onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.00130133.2004.00186.x/abstract](http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.00130133.2004.00186.x/abstract) >. Acesso em: 01 de Abr. 2016.
- EATON, J.; KORTUM, S. Technology, Geography and Trade. **Econometrica**, [S.l.], 70(5), 1741-1779, 2002. Disponível em : < [https : //www.jstor.org/stable/pdf/3082019.pdf?refreqid=excelsior%3A2a15a3aaec3090e67a9e32767eb11188](https://www.jstor.org/stable/pdf/3082019.pdf?refreqid=excelsior%3A2a15a3aaec3090e67a9e32767eb11188) >. Acesso em: 01 de Jan. 2016.
- FALLY, T. Structural gravity and fixed effects. **Journal of International Economics**, [S.l.], 97 (1), 76–85, 2015. Disponível em : < [http : //www.nber.org/papers/w21212.pdf](http://www.nber.org/papers/w21212.pdf) >. Acesso em: 02 de Fev. 2016.
- FIGUEIREDO, E.; LIMA, L, R.; OREFICE, G. Third country effect of migration: the trade-migration nexus revisited. [S.l.], 2016 (**Working Paper**).. Disponível em : < [http : //www.cepii.fr/CEPII/en/publications/wp/abstract.asp?NoDoc=9454](http://www.cepii.fr/CEPII/en/publications/wp/abstract.asp?NoDoc=9454) >. Acesso em: 23 de Out. 2016.
- FIGUEIREDO, E.; LIMA, L.; SCHAUR, G. The effect of the Euro on the bilateral trade distribution. **Empirical Economics**, [S.l.], 50(1), 17-29, 2016. Disponível em :

< <https://link.springer.com/article/10.1007/s00181-015-1004-1> >. Acesso em: 23 de Out. 2016.

FOGEL, R. The relevance of Malthus for the study of mortality today: long-run influences on health, mortality, labor force participation, and population growth. [S.l.], 0054, 1994 (**NBER Working Paper**). Disponível em : < <http://www.nber.org/papers/h0054> >. Acesso em: 30 de Nov. 2016.

FRANKEL, J. A.; ROMER, D. Does trade cause growth? **American Economic Review**, [S.l.], 89 (3), 379–399, 1999. Disponível em : < <https://www.jstor.org/stable/117025> >. Acesso em: 15 de Fev. 2016.

FRANKEL, J.A., ROSE, A.K. Is trade good or bad for the environment? Sorting out the causality. **The Review of Economics and Statistics**, [S.l.], 87, 85–91, 2005. Disponível em : < <http://www.nber.org/papers/w9201> >. Acesso em: 15 de Fev. 2016.

KASSOUF, A. L. Saúde e mercado de trabalho. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, [S.l.], v. 27, n. 3, p. 587-610, 1997. Disponível em : < http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/5437/1/PPE_v27_n03_saude.pdf >. Acesso em: 24 de Set. 2016.

KOENKER, R. Quantile regression. Cambridge, **Cambridge University Press**, 2005.

LEVINE, D. I.; ROTHMAN, D. Does trade affect child health? **Journal of Health Economics**, [S.l.], 25 538–554, 2006. Disponível em : < <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/16303196> >. Acesso em: 30 de Out. 2015.

LEVINE, P. B.; GUSTAFSON, T. A.; VELENCHIK, A. D. More bad news for smokers? The effects of cigarette smoking on wages. **Industrial and Labor Relations Review**, [S.l.], v.50, n. 3, p. 493-509, 1997. Disponível em : < <http://journals.sagepub.com/doi/10.1177/001979399705000307> >. Acesso em: 12 de Nov. 2016.

MAYDA, A. M.; RODRIK, D. Why are some people (and countries) more protectionist than others?. [S.l.], Cambridge National Bureau of Economic Research, 2001. (**Working Paper 8461**). Disponível em : < <http://www.nber.org/papers/w8461> >. Acesso em: 12 de Nov. 2016.

MELITZ, M. J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. **Econometrica**, [S.l.], 71 (6), 1695–1725, 2003. Disponível em : < <https://www.jstor.org/stable/1555536> >. Acesso em: 21 de Jul. 2016.

OWEN, A. L.; WU, S. Is Trade Good for Your Health? **Review of International Economics**, [S.l.], 15(4), 660-682, 2007. Disponível em : < <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-9396.2007.00677.x/abstract> >. Acesso em: 09 de Mar. 2016.

PARENTE, P.; SANTOS SILVA, J. Quantile regression with clustered data. **Journal of Econometric Methods**, [S.l.], 5(1), 1-15, 2016. Disponível em : < <https://www.degruyter.com/view/j/jem.ahead-of-print/jem-2014-0011/jem-2014-0011.xml> >. Acesso em: 15 de Jan. 2016.

RAVALLION, M. Pro-Poor Growth: A Primer. World Bank Policy Research. Development Research Group, World Bank, [S.l.], 2005. (**Working Paper. No. 3242**). Disponível em : < <http://documents.worldbank.org/curated/pt/358321468761705849/Pro-poor-growth-A-primer> >. Acesso em: 20 de Dez. 2016.

SANTOS SILVA, J.; TENREYRO, S. The log gravity, **The Review of Economics and Statistics**, [S.l.], 88(4), 641-658, 2006. Disponível em : < <https://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/rest.88.4.641> >. Acesso em: 02 de Jan. 2016.

SILVEIRA NETO, R. D. M. Quão pró-pobre tem sido o crescimento econômico no Nordeste? Evidências para o período 1991-2000. **Revista Econômica do Nordeste**, [S.l.], 36(4), 483-507, 2005. Disponível em : < <https://ren.emnuvens.com.br/ren/article/view/754> >. Acesso em: 20 de Dez. 2016.

WEI, Y.; MA, Y.; CARROLL, R. Multiple imputation in quantile regression. **Biometrika**, [S.l.], 99(2), 423-438, 2012. Disponível em : < <https://academic.oup.com/biomet/article/99/2/423/305661> >. Acesso em: 03 de Mai. 2016.

WEISSMAN, R. Grotesque inequality: corporate globalization and the global gap between rich and poor. **Multinational Monitor**, [S.l.], 2003. Disponível em : < http://www.thirdworldtraveler.com/ThirdWorld/Grotesque_inequality.html >. Acesso em: 18 de Ago. 2016.

2.10 Anexos

ANEXO A

Tabela 2.7: Lista de Países

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

Fonte: Elaboração dos autores, 2017.

ANEXO B

Tabela 2.8: Mortalidade Infantil (abaixo de 5 anos) e Comércio

$\tau=0,50$				
Variáveis	OLS	PPML	QR	IM-QR
ln PIB per capita	-0,168*** (0,001)	-0,060*** (0,000)	-0,149*** (0,002)	-0,187*** (0,002)
ln Gastos	-0,002*** (0,0003)	-0,0012*** (0,0001)	-0,0005*** (0,0001)	-0,0003* (0,0001)
ln Pop	-0,071*** (0,004)	0,130*** (0,002)	0,053*** (0,007)	0,079*** (0,007)
Tx Imunização	-0,032*** (0,001)	-0,0009*** (0,0003)	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
$\ln \left[\frac{1}{\Pi_{i,t}^{(1-\sigma)}} \right]$	0,024*** (0,001)	0,008*** (0,000)	0,056*** (0,004)	0,070*** (0,001)
Constante	6,384*** (0,081)	-1,718*** (0,046)	4,061*** (0,168)	3,384*** (0,081)
FE (país-ano)	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	241.836	241.836	241.836	260.084

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas, 2017.

Nota: Desvio Padrão entre parênteses. ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10.

Tabela 2.9: Mortalidade Infantil (abaixo de 5 anos) e Custos de Comércio

Variáveis	QR			IM-QR		
	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$
ln PIB per capita	-0,127*** (0,001)	-0,149*** (0,002)	-0,080*** (0,002)	-0,147*** (0,001)	-0,187*** (0,002)	-0,111*** (0,002)
ln Gastos	-0,0003*** (0,0000)	-0,0005*** (0,0001)	0,000 (0,0000)	-0,0000 (0,0001)	-0,0000 (0,0001)	-0,0000 (0,0000)
ln Pop	0,097*** (0,006)	0,053*** (0,007)	0,017*** (0,009)	0,117*** (0,004)	0,079*** (0,007)	0,127*** (0,010)
Tx Imunização	-0,021*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,001** (0,001)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,0009*** (0,000)
$\ln \left[\frac{1}{\Pi_{i,t}^{(1-\sigma)}} \right]$	0,030*** (0,001)	0,056*** (0,004)	0,033*** (0,001)	0,031*** (0,001)	0,070*** (0,001)	0,042*** (0,001)
Constante	1,750*** (0,111)	4,061*** (0,168)	4,595*** (0,186)	3,125*** (0,053)	3,384*** (0,081)	4,030*** (0,106)
FE (país-ano)	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	241.836	241.836	241.836	260.084	260.084	259.897

Fonte: Elaboração dos autores com base nas estimativas, 2017.

Nota: Desvio Padrão entre parênteses. ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10.

3 DIFERENÇA SALARIAL ENTRE EMPRESAS EXPORTADORAS E NÃO EXPORTADORAS: AUTO-SELEÇÃO OU APRENDIZAGEM POR EXPORTAÇÃO? EVIDÊNCIAS PARA O BRASIL

WALLACE SOUZA¹, FLAVIO A. ZIEGELMANN², E ERIK FIGUEIREDO³

Resumo. O objetivo deste estudo consiste em investigar a relação entre o *status* de exportação das empresas e o salário pago aos trabalhadores. Mais especificamente será testado se a exportação leva a um prêmio salarial para os empregados das empresas do setor externo ou se as empresas exportadoras já pagam um salário maior antes de começar a exportar. Para isso, utilizou-se um painel de dados empregador-empregado do Brasil para os anos de 2003 a 2013, fornecidos pela Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) no qual contém informações sobre trabalhadores e firmas além de informações sobre variável de interesse, qual seja, o *status* de exportação da firma oriundas da Secretaria de Comércio Exterior (Secex). Foi empregado o método de Guimarães e Portugal (2009) para as estimativas na média com a inclusão de efeitos fixos para os empregados e as empresas e regressão quantílica para dados em painel presente em Koenker (2004). Os resultados indicam que já existe um diferencial de salário para os trabalhadores das empresas exportadoras mesmo antes dessas entrarem no mercado externo, ao passo que o uso das regressões quantílicas corrobora que esse efeito é maior para os estratos superiores da distribuição de salários. Existe, portanto, uma auto-seleção onde as empresas pagam maiores salários por serem mais produtivas e conseqüentemente começam a exportar.

Palavras-chave: Exportação, Salários, Dados em Painel.

Abstract. The objective of this study is to investigate the relationship between the export status of companies and the salary paid to workers. More specifically it will be tested whether exports leads to a salary premium for the employees of the companies in the external sector or if the exporting companies already pay a higher salary before starting to export. For that, an employer-employee data panel from Brazil was used for the years 2003 to 2013, provided by the Annual Social Information Ratio (RAIS), which contains information on workers and firms, as well as information on the variable of interest, which is the export status of the firm from the Foreign Trade Secretary (Secex). We used the Guimarães and Portugal (2009) method for the estimations in the mean with the inclusion of fixed effects for the employees and the companies and quantile regression for panel data present in Koenker (2004). The results indicate that there is already a wage differential for workers in exporting companies even before entering in the export market, whereas the use of quantile regressions corroborates that this effect is greater for the upper stratum of the wage distribution. There is, therefore, a self-selection, where the companies pay higher salaries to be more productive and, consequently, begin to export.

¹Departamento de Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, Brasil, e-mail: wpsfarias@gmail.com

²Departamento de Estatística, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, Brasil, e-mail: flavioz@ufrgs.br

³Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Brasil, e-mail: eafigueiredo@gmail.com

Keywords: Export, Wages, Panel data.

3.1 INTRODUÇÃO

Com o processo de globalização uma maior integração comercial tem afetado inúmeras variáveis e indicadores, sendo a desigualdade salarial um dos fatores que podem ser atingidos pela abertura comercial. É um fato estilizado na literatura especializada que as empresas que atuam como exportadoras no mercado internacional pagam, em média, salários mais altos que as atuantes apenas no mercado doméstico. Tal argumento tem sido confirmado por vários estudos com dados de empregadores-empregados, que encontram uma relação positiva entre as atividades de exportação e nível de salários mesmo após controlar por características observadas e não observadas dos trabalhadores e das empresas (MUNCH; SKAKSEN, 2006; SCHANK et al, 2007; ALCALÁ; HERNANDEZ, 2007).

Trabalhos como Melitz (2003), tentam explicar como a participação no comércio internacional está relacionada com uma maior produtividade para as empresas atuantes, verificando que pagam, em média, maiores salários em relação às empresas domésticas. Dessa forma, o resultado indica que a participação de empresas de um país no mercado externo pode acarretar em desigualdade salarial nesse país. Outros trabalhos empíricos também seguem a mesma linha, considerando a heterogeneidade entre as firmas e trabalhadores bem como as particularidades do mercado de trabalho em que a firma está inserida, tais como Card (2013) para Alemanha e Helpman et al. (2016) para o Brasil.

Para o Brasil, a abertura comercial da década de 1990 representa um ponto de partida para alguns dos trabalhos empíricos, encontrando que as empresas exportadoras empregam trabalhadores de maior habilidade e, por conseguinte pagando maiores salários. (Krishna et al (2012)). Contudo, a diferença salarial pode estar atrelada ao tipo de trabalhador contratado pelas empresas, onde as exportadoras contratam trabalhadores de alta habilidade e com isso aumentam a produtividade.

No entanto é necessário ter cautela em caracterizar a relação entre firmas exportadoras e maiores salários como uma relação causal. Além disso, uma vez encontrada alguma evidência é preciso determinar o sentido dessa causalidade. Seguindo essa linha, Schank et al (2010) investigaram empiricamente se a exportação leva a um prêmio salarial para os empregados da empresa ou se as empresas exportadoras já pagam um salário maior antes mesmo de começar a exportar. Em outras palavras, os autores testam qual das hipóteses é válida para dados sobre empregados-empregadores para a Alemanha: a primeira de que a exportação torna as empresas mais produtivas e conduz a maiores salários, ou a segunda de que o salário reflete a auto-seleção das empresas mais produtivas com salários mais altos nos mercados exportadores¹.

Se a hipótese 1 for corroborada, indica que o conhecimento é adquirido após a entrada

¹Greeneway e Kneller (2007) argumentam que apenas as empresas mais produtivas de uma indústria poderiam suportar os custos adicionais de entrar em mercados estrangeiros.

no comércio internacional a partir de *spillovers* dos compradores assim como por meio da concorrência, que faz com que a empresa seja mais eficiente e, conseqüentemente, mais produtiva. Dessa forma, a empresa aumenta sua produtividade e paga salários maiores (*ex-post*) pelo que é chamado de aprendizagem por exportação. Por outro lado, a segunda hipótese significa que as empresas exportadoras já são mais produtivas que as não exportadoras e observam-se as empresas mais produtivas (*ex-ante*) se tornando exportadoras. Portanto, se os salários forem mais elevados em empresas mais produtivas², é esperado que essas empresas já pagassem salários maiores antes de começarem a exportar.

Há razões muito fortes da relação entre produtividade e exportações destacando evidências em favor da hipótese de auto-seleção *ex-ante*, onde empresas mais produtivas são as que começam a exportar. No entanto, é preciso analisar mais detalhadamente a relação entre exportação e salários, sobretudo no contexto de recente abertura comercial brasileira que impacta diretamente na organização do mercado de trabalho. Diante disso, o objetivo do presente artigo é investigar, para o caso brasileiro, se as firmas que atuam no mercado internacional pagam salários maiores em relação as que atendem somente o mercado interno, bem como verificar se esse diferencial de salário já acontecia antes ou apenas quando a firma se torna exportadora.

Para atingir os objetivos propostos, será usado um painel de dados empregador-empregado do Brasil para os anos de 2003 a 2013, fornecidos pela Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) no qual contém informações sobre trabalhadores individualmente identificáveis em todos os seus empregadores, em termos de idade, gênero, educação, ocupação, tempo na empresa entre outras características. Além dos dados em nível do trabalhador, são também utilizados variáveis a nível da firma tais como o setor de atividade, se atua no setor privado, número de ocupações diferentes dentro da firma, além de informações sobre variável de interesse, qual seja, o status de exportação da firma³ oriundas da Secretaria de Comércio Exterior (Secex).

A estratégia empírica adotada baseia-se na estimação do modelo via *Ordinary Least Squares* (OLS) para dados em painel com duas ou mais dimensões. Esse método foi desenvolvido por Carneiro et al (2008) e aperfeiçoado computacionalmente por Guimarães e Portugal (2009). São utilizados efeitos fixos para indivíduos e firmas, com o intuito de controlar a heterogeneidade não observada. Além disso, foi também empregada à estimação via regressões quantílicas para dados em painel de Koenker (2004) a fim de verificar se status de exportação das empresas possui efeitos diferenciados ao longo da distribuição de salários dos trabalhadores.

Os resultados mostram que o diferencial de salário já existe antes das empresas co-

²Salários mais altos causam maior produtividade. Ver Akerlof e Yellen (1986). Para mais detalhes ver os modelos de salário eficiência baseados em Shapiro e Stiglitz (1984).

³Na seção de dados será explicada como se deu a construção das variáveis, visto que é de interesse ter conhecimento sobre a atuação ou não da firma no mercado exportador bem como o período que a mesma começou a atuar.

meçarem a exportar, corroborando com a hipótese de auto-seleção no mercado exportador, sendo que as firmas mais produtivas já pagavam salários maiores. As conclusões se mantem quando controladas por características dos trabalhadores e das empresas. Com relação aos efeitos assimétricos do *status* de exportação, verifica-se um maior efeito para os quantis superiores da distribuição de salários, enquanto que nos quantis inferiores o diferencial de salários em favor das empresas exportadoras não é visto antes dessas empresas começarem a exportar.

O artigo apresenta a seguinte estrutura, além desta introdução. A seção seguinte traz um breve resumo de evidências empíricas acerca da relação entre o status de exportação das empresas e o nível de salários. A base de dados e algumas estatísticas descritivas são apresentadas na seção 3, ao passo que na quarta seção é descrita a estratégia empírica adotada. Os resultados encontrados são apresentados na seção 5 e, por fim, são feitas as considerações finais na seção 6.

3.2 RELAÇÃO ENTRE STATUS DE EXPORTAÇÃO E SALÁRIOS

O processo de abertura comercial e a consequente exposição de um país ao comércio internacional propiciam diversas mudanças sobre a sua dinâmica econômica e social, assim como no mercado de trabalho. No âmbito das empresas, Melitz (2003) e Sampson (2016) argumentam que essa exposição leva a diferenças de produtividade entre firmas na mesma indústria. Para os trabalhadores, a consequência é no nível de salário recebido, pois um maior nível de produtividade permite as empresas pagarem salários mais elevados. Algumas evidências empíricas tratam dessa relação.

Comparando empresas que começaram a exportar com empresas que continuam atendendo apenas ao mercado interno, Temouri et al (2013) investiga empresas do setor de serviços para a França, Alemanha e Reino Unido. Os autores encontram que as firmas exportadoras são, em média, mais produtivas e pagam maiores salários nos três países. Na comparação entre os países, a rentabilidade é significativamente maior na França e menor na Alemanha.

Riker (2015) analisa dados de aproximadamente 164 mil trabalhadores americanos para o ano de 2014, e estima o prêmio salarial para indústrias intensivas em exportação com base em uma análise econométrica que combina dados sobre trabalhadores e firmas do setor exportador. Em seus resultados encontra que as indústrias intensivas em exportação pagam um salário maior aos seus trabalhadores, sendo este diferencial maior para os trabalhadores da produção de bens e serviços (colarinho azul) do que para trabalhadores em cargos gerenciais (colarinho branco). Em geral, o salário é em média 16,3% maior nas indústrias de manufatura e 15,5% nas indústrias de serviços.

Usando dados de empregador-empregados do setor manufatureiro para a Alemanha Baumgarten et al (2015) quantifica a contribuição da exposição às exportações para o

aumento da desigualdade salarial. Usando um método de decomposição com base nas funções de influência⁴ encontram que as contribuições das exportações bem como da mudança tecnologia foram menores do que o diferencial de salário associados à educação e a idade.

Em suma, a literatura não é tão vasta sobre o tema. No entanto, os resultados empíricos têm apontado que já existe um diferencial em termos de salários e/ou produtividade nos anos anteriores ao início da exportação, o que indica a auto-seleção para exportar das empresas mais produtivas que pagam salários mais altos.

3.3 DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

Para a análise desse artigo, foram utilizados dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) divulgada pelo Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), tendo como fonte direta as próprias empresas registradas formalmente que são obrigadas por lei a comunicar anualmente informações sobre cada trabalhador contratado. A base de dados utilizada foi do tipo empregador-empregado em um painel para os anos de 2003 a 2013, que permite acompanhar os trabalhadores e as empresas ao longo dos anos, possibilitando identificar os movimentos entre eles.

Com relação aos trabalhadores há informações sobre raça, sexo, grau de instrução, idade, nacionalidade, salário anual e ocupação baseada na Classificação Brasileira de Ocupações de 2002 (CBO 2002). Quanto às empresas, há informações sobre o identificador do estabelecimento, sobre o seu porte, classificação de atividade, natureza jurídica e quantidade de trabalhadores. Além disso, foram utilizados dados da Secretaria de Comércio Exterior (Secex) sobre o status de exportação das firmas, sendo uma *dummy* que assume valor 1 se a firma for exportadora de qualquer produto para qualquer destino e zero caso contrário.

Em 2003, a amostra conta com 120.901 observações sobre trabalhadores num total de 4.085 firmas enquanto que em 2013, último ano da amostra, corresponde a 98.363 observações para 2.835 empresas. Cabe destacar que para 2013, tem-se que 110 empresas atuavam no mercado exportador.

Para testar as hipóteses sobre a relação entre atividades de exportação e salários mais elevados é preciso comparar, ao longo do tempo, as empresas que começaram a exportar com as que continuam a produzir apenas para o mercado interno. Detalhadamente, dado a possibilidade da firma já pagar maiores salários antes de entrar no mercado internacional, inicia-se a amostra em um momento onde nenhuma firma é exportadora para com o passar do tempo um grupo de firmas se tornarem exportadoras enquanto as demais continuarem a ser não exportadoras. Dessa forma, o painel foi subdividido em períodos de seis anos com janela móvel, onde a variável indicadora de exportação corresponde a uma *dummy*

⁴Conhecido como *Recentered Influence Function (RIF) regressions*.

que assume valor 1 se a firma não era exportadora nos três primeiros anos ($t=1,2,3$) mas começou a exportar no quarto ano ($t=4$), continuando nos outros dois ($t=5,6$). Por outro lado, a variável assume valor zero as firmas que não exportam em nenhum dos anos do período.

Para o período analisado, os dados para firmas que iniciaram a exportação e firmas não exportadoras foram agrupados em seis *coortes* de seis anos (2003-2008, 2004-2009, 2005-2010, 2006-2011, 2007-2012, 2008-2013), com salários deflacionados a preços de 2003 como base. A base final utilizada para as estimações conta com 3.963.095 observações para todo o período, composta por trabalhadores com vínculo ativo e que permaneceram empregados durante esse período. Ainda foram considerados os indivíduos com idade entre 18 a 65 anos em 2003 com carga horária de trabalho de 40 ou mais horas por semana.

A Tabela 3.1 abaixo apresenta as estatísticas descritivas das características dos empregados para os dois grupos de firmas (exportadoras e não exportadoras), apresentado por cada um dos anos da *coorte*. Dessa forma, a primeira coluna ($t=1$) indica a média do primeiro ano de cada *coorte*, enquanto pelo mesmo raciocínio, a sexta coluna ($t=6$) indica a média do último ano de cada *coorte*. É observada uma elevação do salário médio, da idade e da proporção de empregados que possuem nível de escolaridade superior ao longo dos anos de cada *coorte*, tanto para as firmas exportadoras como para as não exportadoras. Por outro lado, a proporção de homens, trabalhadores de cor branca e estrangeiros se mantem praticamente estável para os dois tipos de firmas ao longo das *coortes*, sendo a proporção de estrangeiros muito pequena na amostra.

Quando se compara os empregados das firmas exportadoras com as não exportadoras diretamente em cada coluna, percebe-se um diferencial de salário em favor dos trabalhadores do setor de exportação, chegando a quase R\$ 1.000,00 para a média do último ano de cada *coorte* (coluna 6). As firmas exportadoras ainda possuem uma maior proporção de trabalhadores brancos, do sexo masculino, estrangeiros e com nível superior quando comparada as não exportadoras, ao passo que um menor percentual de trabalhadores com nível de escolaridade fundamental. Em suma, há, em média, um maior percentual de trabalhadores homens, brancos e com nível educacional elevado nas empresas exportadoras quando comparado com as firmas não exportadoras para um mesmo período, recebendo um maior salário para cada ano da *coorte* analisado.

Por sua vez, a Tabela 3.2 apresenta as estatísticas descritivas para algumas características agregadas para as empresas onde os trabalhadores estão inseridos, também separadas entre exportadoras e não exportadoras e agrupadas pela média de cada ano correspondente a sua *coorte*. Tal como antes, a primeira coluna corresponde, portanto, a média do primeiro ano de cada *coorte*, e assim sucessivamente.

Analisando a evolução ao longo dos anos das *coortes*, é possível ver uma elevação no número médio de empregados por empresa no setor exportador, um aumento das que

Tabela 3.1: Estatísticas Descritivas – Características dos Empregados por coorte

	Coorte					
	t=1	t=2	t=3	t=4	t=5	t=6
Exportadoras						
<i>Empregados</i>						
Salário médio	1812,28 (1995,4)	2058,66 (2146)	2224,93 (2303,7)	2378,43 (2418,3)	2529,83 (2584,8)	2670,46 (2725,8)
Idade	35,09 (8,35)	36,39 (8,29)	37,55 (8,29)	38,25 (8,22)	39,24 (8,2)	40,25 (8,19)
Sexo	0,8 (0,39)	0,79 (0,4)	0,79 (0,4)	0,78 (0,41)	0,78 (0,4)	0,79 (0,4)
Estrangeiro	0,001 (0,04)	0,001 (0,04)	0,001 (0,03)	0,001 (0,03)	0,001 (0,03)	0,001 (0,03)
Branco	0,54 (0,49)	0,55 (0,49)	0,58 (0,49)	0,61 (0,48)	0,61 (0,48)	0,61 (0,48)
Fundamental I	0,09 (0,28)	0,08 (0,27)	0,07 (0,26)	0,06 (0,25)	0,06 (0,24)	0,06 (0,24)
Fundamental II	0,18 (0,38)	0,16 (0,37)	0,17 (0,37)	0,16 (0,37)	0,16 (0,36)	0,16 (0,37)
Médio	0,46 (0,49)	0,44 (0,49)	0,43 (0,49)	0,43 (0,49)	0,43 (0,49)	0,42 (0,49)
Superior	0,24 (0,42)	0,28 (0,45)	0,29 (0,45)	0,32 (0,46)	0,33 (0,47)	0,33 (0,47)
Não Exportadoras						
<i>Empregados</i>						
Salário médio	1213,23 (1572,5)	1303,9 (1694,5)	1389,78 (1820)	1471,15 (1927,1)	1566,77 (2029)	1677,32 (2139,2)
Idade	36,57 (8,58)	37,62 (8,56)	38,62 (8,52)	39,58 (8,52)	40,53 (8,48)	41,49 (8,44)
Sexo	0,7 (0,45)	0,7 (0,45)	0,7 (0,45)	0,7 (0,45)	0,7 (0,45)	0,71 (0,45)
Estrangeiro	0,0006 (0,02)	0,0006 (0,02)	0,0006 (0,02)	0,0006 (0,02)	0,0006 (0,02)	0,0006 (0,02)
Branco	0,48 (0,49)	0,48 (0,49)	0,48 (0,49)	0,47 (0,49)	0,47 (0,49)	0,46 (0,49)
Fundamental I	0,11 (0,31)	0,1 (0,3)	0,09 (0,28)	0,08 (0,27)	0,07 (0,26)	0,06 (0,25)
Fundamental II	0,28 (0,45)	0,27 (0,44)	0,27 (0,44)	0,25 (0,43)	0,24 (0,43)	0,23 (0,42)
Médio	0,41 (0,49)	0,42 (0,49)	0,44 (0,49)	0,45 (0,49)	0,46 (0,49)	0,48 (0,49)
Superior	0,17 (0,38)	0,18 (0,38)	0,18 (0,39)	0,19 (0,39)	0,2 (0,4)	0,21 (0,41)

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

exercem atividade na indústria, bem como um leve aumento no número de empresas que atuam no setor privado, chegando a 91% do total nos últimos anos de cada *coorte*. Já para as empresas não exportadoras, há uma redução do número médio de empregados por empresa, das atuantes no setor privado e das micro e pequenas empresas ao longo do tempo. Por nível de atividade, há certa estabilidade nos demais setores para os dois tipos, seguindo praticamente estável ao longo dos anos. Por fim, houve uma redução na média de funcionários que ocupam altos cargos⁵ (*collar White*) para ambos os tipos, os chamados trabalhadores de colarinho branco.

Comparando diretamente os dois tipos de firmas, é notada uma concentração de firmas exportadoras nos setores da indústria e serviços, chegando a representar 44% e 35% do total, respectivamente, de firmas no último ano das *coortes*. Para as firmas não exportadoras apenas o setor de serviços corresponde a algo em torno de 70%, independente do ano observado. Tem-se ainda que o percentual de firmas do setor privado é maior entre as firmas exportadoras, bem como as que exercem atividades industriais. A partir do segundo ano das *coortes*, o número médio de empregados é maior para as firmas exportadoras, dando indícios que as firmas desse setor são maiores.

3.4 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

3.4.1 Modelo Empírico

O modelo empírico empregado para testar ao impacto da firma ser exportadora sobre os salários dos trabalhadores segue uma especificação aproximada à empregada por Schank et al (2010), com a diferença na introdução dos efeitos fixos para tentar controlar a heterogeneidade não observada do empregado e da empresa:

$$\ln W_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \text{Exportador}_{ijt} + \beta_2 X_{i,t} + \alpha_i + \gamma_j + \epsilon_{ijt}, \quad (3.1)$$

onde $\ln W_{ijt}$ é o logaritmo do salário do indivíduo i que trabalha na empresa j no período de tempo t . Exportador_{ijt} é a variável dicotômica de interesse com valor 1 para os indivíduos que trabalham em firmas que se tornaram exportadoras a partir do quarto ano de cada *coorte* da amostra e 0 para os trabalhadores de firmas domésticas, $X_{i,t}$ é um vetor de características pessoais dos indivíduos e das firmas nas quais estes trabalham, α_i e γ_j são os efeitos fixos do indivíduo e da firma, respectivamente, e por fim, ϵ_{ijt} é o termo de erro.

Conforme já argumentado, a introdução dos efeitos fixos procura captar a influência de características não observadas dos trabalhadores e das firmas fixas no tempo. Porém, é possível que haja fatores não observáveis variantes influenciando tanto a produtividade dos trabalhadores quanto as próprias firmas, que podem viesar os resultados. No entanto,

⁵Membros superiores do poder público, dirigentes, gerentes, etc.

Tabela 3.2: Estatísticas Descritivas – Características das Empresas por coorte

	Coorte					
	t=1	t=2	t=3	t=4	t=5	t=6
Exportadoras						
<i>Firma</i>						
Nº. de empregados Setor privado	4935,89 (7650,62)	6321,71 (9587,06)	7109,95 (11000,1)	9690,42 (14348,56)	8832,54 (13512,7)	8227,25 (11719,17)
Setor privado	0,87 (0,32)	0,89 (0,31)	0,91 (0,28)	0,91 (0,27)	0,91 (0,28)	0,91 (0,28)
Micro/pequena empresa	0,19 (0,39)	0,23 (0,42)	0,24 (0,42)	0,24 (0,43)	0,22 (0,41)	0,20 (0,40)
Agro e Pesca	0,04 (0,19)	0,03 (0,18)	0,03 (0,17)	0,01 (0,10)	0,008 (0,09)	0,009 (0,09)
Indústria	0,34 (0,47)	0,35 (0,47)	0,40 (0,49)	0,44 (0,49)	0,44 (0,49)	0,44 (0,49)
Construção civil	0,05 (0,23)	0,05 (0,23)	0,05 (0,21)	0,05 (0,22)	0,05 (0,22)	0,05 (0,22)
Comércio	0,22 (0,42)	0,19 (0,39)	0,15 (0,36)	0,14 (0,34)	0,13 (0,33)	0,12 (0,32)
Serviços	0,32 (0,46)	0,35 (0,47)	0,35 (0,47)	0,35 (0,47)	0,35 (0,47)	0,37 (0,48)
<i>Collar White</i>	0,14 (0,20)	0,17 (0,23)	0,18 (0,24)	0,15 (0,22)	0,10 (0,18)	0,05 (0,12)
Não Exportadora						
<i>Empregados</i>						
Nº. de empregados Setor privado	6471,2 (18191,66)	6002,20 (15769,74)	5566,45 (12838,0)	4848,67 (8536,08)	5256,65 (8908,55)	5990,83 (9918,68)
Setor privado	0,80 (0,39)	0,79 (0,40)	0,78 (0,41)	0,77 (0,41)	0,76 (0,42)	0,75 (0,42)
Micro/pequena empresa	0,17 (0,37)	0,16 (0,37)	0,16 (0,36)	0,14 (0,34)	0,12 (0,32)	0,10 (0,30)
Agro e Pesca	0,01 (0,12)	0,01 (0,11)	0,01 (0,11)	0,01 (0,11)	0,01 (0,10)	0,01 (0,10)
Indústria	0,10 (0,30)	0,10 (0,30)	0,10 (0,30)	0,10 (0,30)	0,09 (0,29)	0,09 (0,29)
Construção civil	0,05 (0,22)	0,05 (0,22)	0,05 (0,22)	0,05 (0,22)	0,05 (0,22)	0,05 (0,22)
Comércio	0,12 (0,32)	0,12 (0,32)	0,12 (0,32)	0,11 (0,32)	0,11 (0,32)	0,11 (0,32)
Serviços	0,70 (0,45)	0,70 (0,45)	0,70 (0,45)	0,71 (0,45)	0,71 (0,45)	0,72 (0,44)
<i>Collar White</i>	0,11 (0,18)	0,11 (0,18)	0,11 (0,18)	0,09 (0,16)	0,08 (0,16)	0,06 (0,14)

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

sendo o foco na relação entre salários e status de exportação, a variável de interesse ($Exportador_{ijt}$) tenta captar o que acontecia com as empresas antes mesmo de começarem a exportar. A interação desta com as variáveis de tempo também tenta dar uma maior robustez nos resultados, como será visto na próxima seção.

3.4.2 Estimação

De acordo com o apresentado na subseção anterior a estimação será feita através da utilização de dados em painel, que permite a distinção entre o grau de variação no nível salarial para um indivíduo ao longo do tempo e a variação entre diferentes indivíduos, permitindo o controle da heterogeneidade individual. No entanto, a ausência dos controles das características não observadas específicas dos trabalhadores pode conduzir a vieses nas estimativas resultantes.

Nos modelos tradicionais, o efeito individual não observado é retratado através da introdução de um conjunto de variáveis *dummies* para cada indivíduo cujo coeficiente será o próprio efeito fixo que compõe uma parte do resíduo da regressão. Em termos práticos, quando existe apenas um efeito fixo alguns métodos usam a estimação a partir do desvio das médias ou em primeira diferença ao invés da inclusão do conjunto de *dummies* entre as variáveis explicativas⁶.

No entanto, o modelo de dados em painel a ser estimado no presente artigo possui duas dimensões. Um efeito fixo por indivíduo (trabalhador) e outro para cada empresa (empregador), seja exportadora ou não, o que demanda um método apropriado para lidar com essas dimensões.

Como destacado por Guimarães e Portugal (2009), não existem soluções simples no caso de modelos com mais de um efeito fixo, pois a introdução de *dummies* seria inviável devido ao elevado número de unidades de interesse em casa fonte de heterogeneidade não observada. Desse modo, os autores propõem um processo iterativo mais simples para estimar tanto os coeficientes da regressão quanto os próprios efeitos fixos tendo como base o método apresentado por Carneiro et al (2008), o qual foi empregado na estimação de um modelo de regressão de um conjunto de dados de 26 milhões de observações, mais de 26 variáveis e dois efeitos fixos, trabalhador e firma⁷.

De forma simples, Guimarães e Portugal (2009) mostram que o estimador OLS, $\beta = (X'X)^{-1}X'Y$, é apenas uma das muitas alternativas de solução para o sistema de coeficientes do modelo de regressão linear múltipla. É possível encontrar β utilizando um algoritmo iterativo particionado, repetidamente até a convergência, conhecido como “zig-zag”⁸. A vantagem desse procedimento é que ele não requer o cálculo da inversa da

⁶Ver Angrist e Pischke (2009) e Wooldridge (2010).

⁷O algoritmo de Guimarães e Portugal (2009) visa, portanto facilitar a implementação do método de Carneiro et al (2008), visto a alto custo computacional.

⁸De acordo com Smyth (1996), esse algoritmo produz iterações nas quais os coeficientes estão correlacionados entre si.

matriz.

Dito isso, considere agora o modelo de regressão linear com a introdução dos dois efeitos fixos:

$$Y = Z\beta + D_1\lambda + D_2\theta + \epsilon \quad (3.2)$$

em que Z é uma matriz de variáveis explicativas e D_1, D_2 são matrizes com alta dimensão que comportam as *dummies* dos efeitos fixos. Assim, têm-se as equações matriciais

$$\begin{bmatrix} \beta = (Z'Z)^{-1}Z'(Y - D_1\lambda - D_2\theta) \\ \lambda = (D_1'D_1)^{-1}D_1'(Y - Z\beta - D_2\theta) \\ \theta = (D_2'D_2)^{-1}D_2'(Y - Z\beta - D_1\lambda) \end{bmatrix}$$

sendo uma solução iterativa na qual a estimação de cada parâmetro do modelo depende dos demais. Os termos $(D'D)^{-1}$ são matrizes genéricas que consistem em uma transformação dos dados com as médias intragrupos. Além disso, $D_1\lambda$ e $D_2\theta$ entram nas equações como vetores coluna contendo todos os elementos de λ e θ . A utilidade do procedimento de Guimarães e Portugal (2009) é que a dimensão das matrizes de variáveis dummy não representa mais uma preocupação. O estimador OLS padrão considerando os efeitos fixos é fruto de uma regressão linear simples da variável dependente transformada (livre dos efeitos fixos) sobre o conjunto de variáveis exógenas Z , enquanto no presente caso em vez de transformar Y , ela é mantida como variável dependente em sua integridade e $D_1\lambda$ e $D_2\theta$, entram na regressão como regressores adicionais. Os coeficientes de $D_1\lambda$ e $D_2\theta$, serão iguais a um e cada vetor por sua vez será formado pelos coeficientes estimados das variáveis *dummies* se estas fossem incluídas no modelo.

As estimativas do procedimento de Guimarães e Portugal fornecem o efeito médio do status de exportação no salário dos trabalhadores. No entanto, é de interesse testar se a mesma relação entre salários e *status* de exportação⁹ se mantém ao longo da distribuição dos salários, pois é possível que haja uma variabilidade de efeitos dentro da distribuição e a estimação na média pode subestimar (superestimar) esses impactos. Desse modo, a equação (1) acima também foi estimada por regressões quantílicas¹⁰, buscando verificar se os resultados encontrados são válidos para diferentes pontos da distribuição.

Dessa forma, serão estimados os coeficientes para os quantis condicionais de salários utilizando a abordagem de regressões quantílicas para dados em painel com efeitos fixos, descrita por Koenker (2004). Considere o seguinte modelo

$$Q_{y_{ij}}(\tau|x_{ij}) = \alpha_i + x_{ij}^T\beta(\tau) \quad (3.3)$$

⁹Lembrando que mais que o impacto, o foco é testar se a firma exportadora paga maiores salários aos seus empregados ou se os já existiam um diferencial de salário antes de começar a exportar.

¹⁰A regressão quantílica tem também como vantagens a robustez a outliers; estimadores mais eficientes comparados com os obtidos via OLS e não necessita da hipótese de distribuição normal.

onde α_i representa a heterogeneidade não observada. O efeito das covariáveis pode depender do quantil τ de interesse, enquanto que α_i não.

Quando se estima o painel por regressões quantílicas, é preciso inserir os efeitos fixos diretamente no modelo através de variáveis *dummy*, diferente das estimações via OLS. Com isso, será utilizada a abordagem de matrizes *sparse*, que trabalha apenas com os elementos da matriz diferentes de zero, seguindo a aplicação computacional de Koenker e Ng (2003).

3.5 RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados e discussões deste estudo, dada à estratégia empírica adotada. A observação das estatísticas descritivas aponta indícios da existência de um prêmio salarial positivo para as empresas exportadoras. No entanto é preciso observar a diferença de salário após o controle de variáveis dos exportadores que podem afetar os salários, além de determinar se esse diferencial já existia antes mesmo da empresa entrar no mercado exportador. Dessa forma, a investigação empírica, conforme apresentada anteriormente, está preocupada com o controle dessas influências sobre os salários.

A Tabela 3.3 abaixo apresenta os resultados das estimações, observando a diferença média de salário entre indicadores de exportação e não exportação ao longo do tempo. A variável dependente é o logaritmo do salário médio recebido pelo trabalhador, enquanto que a variável explicativa de interesse é denominada de *Exportador*, uma *dummy* que assume valor 1 se o indivíduo trabalha numa empresa que começou a exportar a partir do quarto ano da coorte (dado que não era exportadora antes) e zero se a empresa produz durante toda a coorte apenas para o mercado interno (não exportadora), tal como explicado na seção de dados. Os demais controles referem-se a características dos trabalhadores e das empresas a que estão vinculados.

Na primeira coluna são inseridos controles para características pessoais dos empregados, *dummies* para os estados da federação e os dois efeitos fixos tal como descrito na estratégia de estimação: um por indivíduo (trabalhador) e outro por empresa (firma). O coeficiente da variável *Exportador* mostra um diferencial de salário positivo e significativo para as firmas exportadoras, indicando que mesmo antes de se tornarem exportadoras tal diferencial já poderia estar ocorrendo, visto que essa variável é formada pelas firmas que só começaram a exportar a partir do quarto ano de cada coorte. Em outras palavras, há indícios que o salário dos trabalhadores das firmas já é maior mesmo antes dessas se tornarem exportadoras.

As variáveis de controle para as características dos trabalhadores têm, em geral, o sinal esperado e são estatisticamente significativas¹¹. A idade tem um efeito positivo

¹¹Os comentários referentes aos controles serão sucintos, dado que o foco é a diferença salarial entre exportadores e não exportadores.

sobre o salário, fato já consolidado na literatura sobre mercado de trabalho, dado que os indivíduos podem acumular qualificação, experiência e outros atributos que aumentam a produtividade com o passar dos anos. Porém esse efeito tem um limite, captado pelo coeficiente negativo da idade elevada ao quadrado. Ter nível superior e ser estrangeiro também afetam positivamente os salários, este último possivelmente pelo fato de ser um pequeno percentual do total de trabalhadores, indivíduos qualificados que migraram de seus países e que ocupam cargos mais elevados. Os resultados para as características individuais se repetem nas outras duas colunas da Tabela.

Os coeficientes de interação entre a variável *dummy* indicadora de exportação e as variáveis *dummies* para cada um dos anos da coorte ($t=1, \dots, 6$) são acrescentados na coluna 2 da Tabela 3.3. Como observado, os coeficientes positivos e significativos corroboram e dão robustez a variável Exportador, evidenciando que o prêmio salarial já ocorre desde o primeiro ano, mesmo antes da firma começar a exportar.

Por fim, na coluna 3 são acrescentadas características das empresas onde os trabalhadores estão inseridos. Percebe-se um coeficiente negativo para as pessoas que trabalham na indústria, construção civil e comércio quando comparados aos trabalhadores do setor do agronegócio e pesca (categoria base), ao passo que para o setor de serviços o impacto no salário é positivo. Os resultados podem estar refletindo, de certa maneira, a importância do agronegócio para a economia brasileira, sobretudo na pauta de exportações.

Com relação ao tipo de ocupação, é verificado um efeito negativo para os trabalhadores de serviços (*trab_servicos*) e positivo para os técnicos de nível médio (técnicos), profissionais de ciências e artes (profissionais) e membros superiores do poder público, dirigentes e gerentes (gerentes), em relação à categoria base, qual seja, os trabalhadores da produção de bens e serviços industriais e em serviços de reparo e manutenção. A magnitude do coeficiente para a variável Gerentes mostra que independente do setor que atuem, existe um diferencial de salário considerável em relação as demais ocupações. Trabalhar em uma micro ou pequena empresa também afeta negativamente os salários, se comparado a uma empresa média ou grande.

Para as nossas variáveis de interesse, os coeficientes da coluna 3 apresentam o mesmo comportamento da coluna 2. Em suma, os valores positivos e significativos para a variável binária que identifica as firmas exportadoras¹² bem como para sua interação com cada ano da *coorte*, mostram que o diferencial de salário já existia mesmo antes das firmas começarem a exportar.

Estes resultados estão em linha com a hipótese dois apresentada na motivação, de que os salários mais altos seriam pagos antes mesmo das empresas entrarem no mercado exportador, pois estas seriam mais produtivas. Portanto, o salário mais alto reflete a auto-seleção das empresas mais produtivas, sendo estas as que conseguem entrar nos mercados exportadores. Não é o fato de entrar no mercado exportador que faz pagar maiores

¹²Lembrando que a *dummy* identifica as que se tornaram exportadoras a partir do quarto ano.

salários, e sim pagar maiores salários por ser mais produtiva, e, por conseguinte, se inserir no mercado externo. Os achados também corroboram com as evidências iniciais apontadas nas estatísticas descritivas, onde o salário das empresas exportadoras se mostrou maior que as não exportadoras para todos os anos das coortes. Por outro lado, após o início da exportação o impacto continua a ser positivo, o que significa que o prêmio salarial continua a se elevar. No entanto, isso não se deve exclusivamente a exportação.

É importante ainda destacar que os resultados foram controlados olhando apenas para indivíduos que permaneceram na mesma empresa durante todo o período. Isto porque, a seleção das empresas controla apenas as diferenças entre iniciantes de exportação e não exportadores que são invariantes no tempo. Alterações na força de trabalho, como contratações e demissões podem viesar as estimativas.

Os resultados corroboram com os achados de Schank et al (2010) para a Alemanha, segundo o qual os salários mais elevados nas empresas exportadoras são devidos a auto-seleção de empresas que pagam melhor para mercados de exportação. Porém, a magnitude do efeito é menor para o presente estudo, evidenciando que o prêmio salarial é bem inferior para o caso brasileiro.

Entretanto, a diferença salarial entre trabalhadores das firmas exportadoras e não exportadoras e a resposta a uma inserção no mercado exportador pode apresentar diferenças para distintos pontos da distribuição de salários. Nesse sentido, a Tabela 3.4 resume os resultados para os quantis 0,10, 0,25, 0,50, 0,75, e 0,90 da distribuição, com a inclusão dos efeitos fixos para indivíduo e empresa, controles para as características similares a Tabela 3.3 e *dummies* de interação. Com isso, é possível observar os coeficientes do *status* de exportação para diferentes estratos da variável dependente.

É possível observar que há uma variabilidade no efeito entre os quantis, o que não é identificado pelo efeito médio. Os trabalhadores localizados nos quantis superiores (0,90 e 0,75) são os que têm um maior diferencial de salário em favor das empresas exportadoras, mesmo antes de começarem a exportar, corroborando com os resultados da tabela anterior e a hipótese de auto-seleção. O mesmo acontece para a mediana. Em outras palavras, o diferencial de salário entre as firmas que começam a exportar a partir do quarto ano da coorte e as que continuam a produzir para o mercado interno durante todo o período é maior para os estratos mais elevados da distribuição de salários, o que indica que são trabalhadores de firmas mais produtivas e eficientes.

Por outro lado, nos quantis 0,10 e 0,25 o impacto da variável exportador é negativo, o que significa que estes trabalhadores não recebiam salários maiores antes da empresa onde trabalham começar a exportar. Para estes, vale a hipótese de aprendizagem por exportação, na qual há indícios que são firmas menores ou menos produtivas que de fato conseguem um prêmio salarial para seus empregados após iniciar suas atividades de exportação. Isso é corroborado pelo coeficiente positivo para as interações a partir do quarto ano das *coortes*.

Tabela 3.3: Nível Salarial e Status de Exportação – Painel com Efeitos Fixos

Variável Dependente: Log do salário médio			
	(1)	(2)	(3)
Empregados			
Exportador	0,0161*** (0,0009)	0,0084*** (0,0013)	0,0077*** (0,0013)
Tempo de vínculo	-0,0001*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)	-0,0001*** (0,0000)
Idade	0,1173*** (0,0001)	0,1171*** (0,0001)	0,1137*** (0,0001)
Idade ²	-0,0007*** (0,0000)	-0,0007*** (0,0000)	-0,0007*** (0,0000)
Fundamental I	0,0023 (0,0039)	0,0023 (0,0039)	0,0048 (0,0038)
Fundamental II	-0,0079 (0,0039)	-0,0078 (0,0039)	-0,0034 (0,0038)
Médio	-0,0175*** (0,0039)	-0,0174*** (0,0039)	-0,0116*** (0,0039)
Superior	0,1072*** (0,004)	0,1074*** (0,004)	0,0908*** (0,004)
Estrangeiro	0,0306*** (0,0101)	0,0310*** (0,0101)	0,0267*** (0,0101)
Dummy (t=1) Exportador		0,0082*** (0,0016)	0,0088*** (0,0016)
Dummy (t=2) x Exportador		0,0029*** (0,0011)	0,0015*** (0,0011)
Dummy (t=3) x Exportador		0,0098*** (0,0014)	0,0110*** (0,0014)
Dummy (t=4) x Exportador		0,0154*** (0,0014)	0,0147*** (0,0014)
Dummy (t=5) x Exportador		0,0139*** (0,0014)	0,0102*** (0,0014)
Dummy (t=6) x Exportador		0,0144*** (0,0015)	0,0069*** (0,0015)
Indústria			-0,0347*** (0,0033)
Construção Civil			-0,0344*** (0,0035)
Comércio			-0,0530*** (0,0036)
Serviços			0,0510*** (0,0033)
Trab_Serviços			-0,0482*** (0,0006)
Técnicos			0,0071*** (0,0007)
Profissionais			0,0959*** (0,0009)
Gerentes			0,1502*** (0,001)
Micro/Pequena Empresa			-0,0110*** (0,0005)
UF (<i>Dummies</i>)	Sim	Sim	Sim
Firma (FE)	Sim (5.801)	Sim (5.801)	Sim (5.801)
Empregado (FE)	Sim (139.852)	Sim (139.852)	Sim (139.852)
Observações	3.957.534	3.957.534	3.957.534
R2	0,95	0,959	0,96

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

Em suma, os resultados encontrados corroboram que as firmas eficientes conseguem pagar maiores salários mesmo antes de entrar no mercado exportador e isso está relacionado com a produtividade dos trabalhadores, fazendo com que as firmas sejam auto selecionadas ao mercado externo. Uma das justificativas é que com a penetração no mercado externo aumentam as possibilidades de ganhos, consumidores, acesso a novas tecnologias e mercados em geral, mas por outro lado existem custos adicionais e barreiras à entrada que, em geral, apenas as firmas mais eficientes e produtivas conseguem suportar. As variáveis de controle utilizadas são as mesmas da Tabela 3.3, omitidas por questão de espaço.

Tabela 3.4: Nível Salarial e Status de Exportação – Regressões Quantílicas – FE

	Variável Dependente: Log do salário médio				
	$\tau = 0,10$	$\tau = 0,25$	$\tau = 0,50$	$\tau = 0,75$	$\tau = 0,90$
<i>Empregados</i>					
Exportador	-0,0288*** (0,0033)	-0,0038** (0,0015)	0,0057*** (0,0011)	0,0090*** (0,0012)	0,0155*** (0,0023)
UF (Dummies)	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Firma (FE)	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Empregado (FE)	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	3.957.534	3.957.534	3.957.534	3.957.534	3.957.534

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

3.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo investigou como o status de exportação das empresas pode afetar o salário recebido pelos seus empregados, ou seja, foi testado se entrar no mercado exportador leva a um prêmio salarial para os empregados das empresas do setor externo ou se as empresas exportadoras já pagam um salário maior antes de começar a exportar. A estratégia empírica seguiu o método de Guimarães e Portugal (2009) para as estimativas na média com a inclusão de efeitos fixos para os empregados e as empresas e regressão quantílica para dados em painel presente em Koenker (2004), com um painel de dados sobre empregador-empregado do Brasil para os anos de 2003 a 2013, fornecidos pela Relação Anual de Informações Sociais (RAIS).

Os resultados indicam que já existe um diferencial de salário para os trabalhadores das empresas exportadoras mesmo antes dessas entrarem no mercado externo, o que está em linha com a segunda hipótese apresentada no artigo, de que seriam as empresas mais

produtivas que conseguiriam entrar no mercado exportador e por isso já pagariam (*ex ante*) maiores salários.

Portanto, o salário mais alto reflete a auto-seleção das empresas mais produtivas, sendo estas as que conseguem entrar nos mercados exportadores. Não é o fato de entrar no mercado exportador que faz pagar maiores salários, e sim pagar maiores salários por ser mais produtiva, e, por conseguinte, se inserir no mercado externo.

Quanto ao uso das regressões quantílicas é observado um efeito maior para os estratos superiores da distribuição de salários, corroborando os achados anteriores de que o diferencial já existe antes da empresa entrar no mercado externo. Portanto, as firmas mais eficientes são positivamente selecionadas e pagam maiores salários. Por serem mais produtivas conseguem então, suportar os custos adicionais e barreiras ao mercado externo.

3.7 REFERÊNCIAS

AKERLOF, G. A., YELLEN, J. L. **Efficiency wage models of the labor market**. Cambridge: Cambridge University Press, 1986.

ALCALÁ, F.; HERNÁNDEZ, P. J. **Firm characteristics, labor sorting, and wages**. Universidad de Murcia, Munich Personal RePEc Archive , 2007. mimeo. Disponível em : < <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/1226/1/MPPRApaper1226.pdf> >. Acesso em: 15 de Ago. 2016.

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. **Mostly harmless econometrics: AN EMPIRICIST'S COMPANION**. Princeton: Princeton university press, 2009.

BAUMGARTEN, D.; FELBERMAYR, G.; LEHWALD, S. **Drivers of Wage Inequality in Germany: TRADE, TECHNOLOGY, OR INSTITUTIONS?**, [S.l.], 2014. (Working Paper). Disponível em : < <http://www.etsg.org/ETSG2014/Papers/224.pdf> >. Acesso em: 30 de Nov. 2016.

CARD, D. Workplace Heterogeneity and the Rise of West German Wage Inequality. **The Quarterly** , [S.l.], v. 128, n. 3, p. 967–1015, 2013. Disponível em : < <http://www.nber.org/papers/w18522> >. Acesso em: 20 de Jan. 2017.

CARNEIRO, A., GUIMARÃES, P.; PORTUGAL, P. Real Wages and the Business Cycle: Accounting for Worker and Firm Heterogeneity, [S.l.], 2008. (**Unpublished manuscript**). Disponível em : < <https://www.bportugal.pt/sites/default/files/anexos/papers/wp200910.pdf> >. Acesso em: 12 de Fev. 2017.

GREENAWAY, D., KNELLER, D. Firm heterogeneity, exporting and foreign direct investment: A survey. **Economic Journal** [S.l.], 117, F134-F161, 2007. Disponível em : < <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0297.2007.02018.x/abstract> >. Acesso em: 01 de Mar. 2017.

GUIMARÃES, P.; PORTUGAL, P. A Simple Feasible Alternative Procedure to Estimate Models with High-Dimensional Fixed Effects, [S.l.], 2009. (**IZA DP No 3935**). Disponível em : < <http://ftp.iza.org/dp3935.pdf> >. Acesso em: 02 de Jan. 2017.

GUIMARÃES, P.; PORTUGAL, P. A simple feasible procedure to fit models with high-dimensional fixed effects. **The Stata Journal**, [S.l.], v. 10, n. 4, p. 628–649, 2010.

Disponível em : < <http://www.stata-journal.com/article.html?article=st0212> >. Acesso em: 15 de Abr. 2017.

HELPMAN, E. et al. Trade and Inequality : From Theory to Estimation. **Review of Economic Studies**, [S.l.], v. 84, n. 1, p. 1–53, 2016. investment: A survey. Disponível em : < <http://www.princeton.edu/reddings/pubpapers/HIRM-Restud-January-2017.pdf> >. Acesso em: 25 de Jun. 2017.

KOENKER, R. Quantile regression for longitudinal data. **Journal of Multivariate Analysis**, [S.l.], 91(1), 74-89, 2004. Disponível em : < <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0047259X04001113> >. Acesso em: 30 de Ago. 2017.

KOENKER, R.; NG, P. SparseM: A sparse matrix package for R. **Journal of Statistical Software**, [S.l.], 8(6), 1-9, 2003. Disponível em : < <https://cran.r-project.org/web/packages/SparseM/vignettes/SparseM.pdf> >. Acesso em: 09 de Out. 2017.

KRISHNA, P.; POOLE, J. P.; SENSES, M. Z. Trade, labor market frictions, and residual wage inequality across worker groups. **American Economic Review**, [S.l.], v. 102, n. 3, p. 417–423, 2012. ISSN 00028282. Disponível em : < <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.102.3.417> >. Acesso em: 18 de Nov. 2017.

MELITZ, M. J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. **Econometrica**, [S.l.], v. 71, n. 6, p. 1695–1725, 2003. ISSN 00129682, 14680262. Disponível em : < <https://www.jstor.org/stable/1555536> >. Acesso em: 07 de Mar. 2017.

MUNCH, J. R., SKAKSEN, J. R. Human capital and wages in exporting firms. [S.l.], Institute for the Study of Labor IZA 2006. **(Discussion Paper) 2409** Disponível em : < <http://repec.iza.org/dp2409.pdf> >. Acesso em: 21 de Abr. 2017.

RIKER, D. Export-Intensive Industries Pay More on Average: An Update. Office of Economics Research Note, U.S. **International Trade Commission**, [S.l.], No. 2015-04A, 2015. Disponível em : < <https://www.usitc.gov/publications/332/ec201504a.pdf> >. Acesso em: 04 de Abr. 2016.

SCHANK, T.; SCHANABEL, C., WAGNER, J. Do exporters really pay higher wages? First evidence from German linked employer-employee data. **Journal of International Economics**, [S.l.], 72, 52-72, 2007. Disponível em : < <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022199606001346> >. Acesso em: 09 de Jun. 2017.

SCHANK, T.; SCHNABEL, C.; WAGNER, J. Higher wages in exporting firms: self selection, export effect, or both? First evidence from linked employer-employee data. **Review of World Economics**, [S.l.], 146 (2), 303-322, 2010. Disponível em : < https://www.jstor.org/stable/40865266?seq=1#page_scan_tab_contents >. Acesso em: 09 de Jun. 2017.

SHAPIRO, C., STIGLITZ, J. E. Equilibrium unemployment as a worker discipline device. **American Economic Review**, [S.l.], 74, 433-444, 1984. Disponível em : < https://www.jstor.org/stable/1804018?seq=1#page_scan_tab_contents >. Acesso em: 30 de Out. 2017.

SMYTH, G. Partitioned Algorithms for Maximum Likelihood and other nonlinear Estimation. **Statistics and Computing**, [S.l.], 6: 201-216, 1996. Disponível em : < <https://link.springer.com/article/10.1007/BF00140865> >. Acesso em: 15 de Ago. 2017.

TEMOURI, Y.; ALEXANDER, V.; WAGNER, J. Self-selection into export markets by business services firms—evidence from France, Germany and the United Kingdom. **Structural Change and Economic Dynamics**, [S.l.], 25(C), 146–158, 2013. Disponível em : < <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0954349X12000094> >. Acesso em: 27 de Mar. 2017.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**.Massachusetts: MIT press, 2010.

4 AS CONDIÇÕES DE SAÚDE AFETAM OS RENDIMENTOS DO TRABALHO? EVIDÊNCIAS PARA O MERCADO DE TRABALHO NO BRASIL

WALLACE SOUZA¹, FLAVIO A. ZIEGELMANN², E ERIK FIGUEIREDO³

Resumo. O objetivo deste estudo consiste em mensurar o efeito das condições de saúde sobre o rendimento dos trabalhadores no mercado de trabalho brasileiro, usando dados da PNAD de 2008, que traz um suplemento de saúde individual. Para tanto, adotou-se uma estratégia empírica baseada em quatro passos: i) estimar o efeito de tratamento médio por métodos de pareamento com correção semiparamétrica para o viés de seleção amostral; ii) efeito de tratamento quantílico com correção do viés de seleção; iii) método de Lewbel (2012) que gera instrumentos internos a partir da heterocedasticidade dos resíduos e iv) *bounds* para o efeito do tratamento seguindo Oster (2015). Foram utilizados como tratamento quatro especificações de condições de saúde. Os resultados mostram um impacto negativo de uma má condição de saúde na renda do trabalho para todas as especificações utilizadas, sendo que os indivíduos que sofrem as maiores reduções salariais são justamente os que estão nos quantis mais baixos de renda. Por fim, a estimação dos *bounds* fornece robustez aos resultados, e o coeficiente de proporcionalidade mostra que o viés causado pelas não observáveis não é suficiente para invalidar os resultados.

Palavras-chave: Condição de Saúde, Efeito de Tratamento, Renda do Trabalho.

Abstract. The objective of this study is to measure the impact of health conditions on the income of workers in the Brazilian labor market, using data from PNAD 2008, which has an individual health supplement. Therefore, we adopted an empirical strategy based in four steps: i) estimate the average treatment effect by matching methods with semi-parametric correction for sample selection bias; ii) quantile treatment effect with correction of selection bias; iii) Lewbel (2012) method that generates domestic instruments from residuals heterocedasticity and iv) bounds for the effect of the treatment following Oster (2015). We used as treatment four specifications for health conditions. The results show a negative impact of a bad health condition in labor income for all specifications used, and individuals suffering the biggest pay cuts are precisely those in the lowest income quantile. Finally, the estimation of bounds provides robustness to results and the proportionality coefficient shows that the bias caused by unobservable variables is not sufficient to invalidate the results.

Keywords: Health Condition, Treatment Effect, Labor Income.

¹Departamento de Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, Brasil, e-mail: wpsfarias@gmail.com

²Departamento de Estatística, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, Brasil, e-mail: flavioz@ufrgs.br

³Departamento de Economia, Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Brasil, e-mail: eafigueiredo@gmail.com

4.1 INTRODUÇÃO

O acesso à saúde é considerado um dos principais fatores de acumulação de capital humano e influencia positivamente na função de bem-estar dos indivíduos, dado que quanto maior seu estoque de saúde maior a disponibilidade para o trabalho, estudo e/ou lazer. A condição saudável é também considerada um fim em si mesmo, pois só o fato de ter uma boa saúde contribui para o aumento do bem-estar dos indivíduos. As condições de saúde afetam os rendimentos dos trabalhadores na medida em que influenciam a sua decisão em participar ou não da força de trabalho, o número de horas trabalhadas e a sua produtividade. Dessa forma, indivíduos saudáveis possuem um maior estoque de capital humano e tendem a ser mais produtivos quando comparados aos seus pares não saudáveis. (ALVES, 2002).

A saúde, diferente de outras formas de capital humano, tem uma importância peculiar para o retorno econômico, pois as condições físicas e mentais com que o indivíduo se encontra determinam a quantidade e intensidade com que os mesmos podem se dedicar a atividade laboral, contribuindo para o aumento dos rendimentos e bem-estar (GROSSMAN, 1972). Trabalhos pioneiros como Schultz (1961) e Mincer (1974) apontam saúde e educação como componentes principais do capital humano.

Fatores não-controláveis, como herança genética, e controláveis, como hábitos saudáveis, definem o estoque de saúde dos indivíduos, e este determina o quanto de trabalho os indivíduos estão dispostos e são capazes de ofertar. O tipo de atividade é também importante para determinar a quantidade de trabalho ofertada, pois a presença de qualquer doença que gere limitações físicas poderá ter um impacto maior em tarefas que exijam um maior esforço físico, que por sua vez, são normalmente tarefas desempenhadas com menor grau de qualificação (Noronha e Andrade, 2004).

Grossman (1972) introduz a ideia de que a procura de saúde é resultado de um processo de escolha individual. Assim, os cuidados médicos são entendidos como um fator produtivo adquirido pelos indivíduos para produzir saúde. Para o autor, a saúde é um estoque, tendo duração de vários anos, e tal estoque se depreciaria com o passar do tempo. O modelo proposto pelo autor evidencia que a procura de cuidados médicos terá um objetivo último que é a procura de saúde e, além disso, a procura por cuidados médicos é influenciada por fatores sócio-econômicos que afetam o estado de saúde, tais como, as preferências individuais, o salário, a idade, o nível educacional.

A grande maioria dos trabalhos que analisam os determinantes do retorno salarial do indivíduo focam na educação como componente de capital humano, tal como na formulação de Mincer (1974). Outros trabalhos como Bartel & Taubman (1979), Levine et al. (1997), Kassouf (1997), Alves e Andrade (2003) e Bockerman et al. (2014), acrescentam um componente de saúde na formulação minceriana, sobre a hipótese que o estoque de saúde afeta a produtividade do trabalho e oferta de mão de obra.

Para o Brasil, apesar de ser uma área recente de pesquisa, alguns trabalhos se destacam como referência na análise do impacto da saúde no resultado econômico individual. Kassouf (1999), por exemplo, verifica que um IMC¹ baixo (usado como indicador de subnutrição) tem um impacto significativo sobre o rendimento dos indivíduos para o Brasil, enquanto que Alves e Andrade (2003), em estudo para o Estado de Minas Gerais, avalia que as más condições de saúde tem como efeitos a redução salarial ou até a saída do indivíduo do mercado de trabalho.

A maioria dos artigos identificam três canais pelos quais as condições de saúde afetam as decisões dos indivíduos no mercado de trabalho e conseqüentemente os ganhos auferidos por tais trabalhadores: a participação na força de trabalho, o número de horas trabalhadas e o nível de salário. Com respeito à oferta de trabalho, a saúde tem impactos sobre a escolha setorial, sobre a decisão de trabalhar e sobre número de horas a ser ofertado (STRAUSS; THOMAS, 1998). No entanto, o resultado de uma má condição de saúde sobre a oferta de trabalho pode ser ambíguo, dependendo de três efeitos, a saber: efeito dotação², efeito substituição³ e efeito renda⁴. Se, por exemplo, o efeito renda superar o efeito dotação mais o efeito substituição juntos, uma saúde precária resulta em maior oferta de trabalho. Mas no geral, é esperado que aconteça o contrário, e que um trabalhador doente tende a trabalhar menos tempo do que uma pessoa saudável.⁵

Por outro lado, indivíduos que possuem doenças (sobretudo crônicas) buscam se adaptar ao ambiente de trabalho e executar normalmente suas tarefas, a não ser que a doença seja grave o suficiente que o impeça de trabalhar. Para saber se de fato o estado de saúde implica em restrições capazes de reduzir a produtividade e perdas salariais, deve ser levada em conta a gravidade da enfermidade e a capacidade de adaptação do indivíduo.

Com relação à oferta de trabalho, esta é dada pelo número de horas trabalhadas por semana, que corresponde à soma das horas semanais alocadas para o trabalho principal, secundário e outros. Porém, esse número de horas assim como o nível de rendimento é observado apenas para aqueles que participam da força de trabalho, de maneira que a amostra utilizada na estimação das equações não é aleatória, dado que indivíduos que não participam da força de trabalho não aparecem na amostra selecionada. Dessa forma, é preciso um método que corrige a seletividade amostral, observando quais variáveis afetam a probabilidade de um determinado indivíduo entrar no mercado de trabalho. Muitos trabalhos aplicados tem usado a correção do viés de seleção baseado no procedimento de

¹Índice de Massa Corporal.

²Refere-se a menor quantidade de tempo para realizar as atividades, inclusive trabalhar, quando esta doente.

³Quando a condição de saúde precária corresponde a uma taxa de salario menor, fazendo com que o indivíduo substitua trabalho por lazer (reduza sua oferta de trabalho), dado que o trabalho gera desutilidade.

⁴Quando a condição de saúde precária faz o indivíduo trabalhar mais para compensar a menor taxa de salário por hora.

⁵A intensidade com que essa redução acontece pode depender, entre outros fatores, do tipo de doença.

Heckman (1979), segundo o qual as motivações que os indivíduos têm para ocupar postos de trabalho podem diferir entre os indivíduos, levando em conta suas características.

Em suma, as condições de saúde podem afetar a participação no mercado de trabalho, o nível de salário por hora individual via efeitos sobre a produtividade e a quantidade de horas trabalhadas pelos indivíduos. Para o presente trabalho, o foco será no efeito que as condições de saúde exercem sobre os rendimentos do trabalho, sendo a variável dependente o salário por hora semanal auferido, em logaritmo.

Dito isso, o objetivo deste artigo é mensurar o impacto das condições de saúde dos indivíduos no seu nível salarial, a partir dos microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios para o ano de 2008, que contem um suplemento de saúde dos entrevistados⁶. Para alcançar tal objetivo, as estimativas serão baseadas em quatro estratégias empíricas, como forma de tentar mitigar a possibilidade de variáveis não observadas estarem viesando os resultados. A primeira delas é estimar o efeito de tratamento médio das condições de saúde sobre a renda do trabalho através do *propensity score matching*, como forma de ter estimativas mais razoáveis que as obtidas por OLS⁷. Em seguida será estimado o efeito por quantis, como forma de ver o impacto do tratamento (status de saúde) por toda a distribuição de salários. Para os dois casos é feita uma estimação em primeiro estágio para corrigir o viés de seleção, verificando as variáveis que afetam a probabilidade do indivíduo estar inserido no mercado de trabalho. Dado a ausência de instrumentos externos disponíveis, em terceiro lugar é usado um estimador de dois estágios proposto por Lewbel (2012) que explora a heterocedasticidade do primeiro estágio para gerar instrumentos para identificação; e por fim, serão estimados os *bounds* para o efeito de tratamento desenvolvido por Oster (2015) que informa sobre o viés que persiste devido a variáveis não observadas, dada a preocupação com variáveis omitidas na estimação do coeficiente de interesse.

O artigo apresenta a seguinte estrutura, além desta introdução. A seção seguinte traz um resumo das evidências empíricas acerca da influência das condições de saúde no mercado de trabalho. Na terceira seção é feita uma análise do estado de saúde no Brasil, segundo a amostra utilizada, a descrição da base de dados e a criação das variáveis de saúde usadas como tratamento. A quarta seção apresenta todos os passos da estratégia empírica adotada, bem como o método de correção do viés de seleção. Em seguida são apresentados os resultados encontrados e, por fim, na sexta seção são feitas as considerações finais.

4.2 REVISÃO DE LITERATURA

Vários trabalhos empíricos têm sido realizados para tentar entender a relação das condições de saúde e mercado de trabalho, seja usando a saúde como uma variável exógena

⁶Os detalhes sobre a Base de dados utilizada será explicitado na seção 3.

⁷*Ordinary least squares*

tal qual em Luft (1975) e Kassoff (1999), ou tentando controlar a endogeneidade entre saúde e rendimentos tal como Grossman e Benham (1974) e Schultz e Tansel (1997). O trabalho de Luft (1975) mensura as perdas de salários ocasionadas por uma má condição de saúde dos trabalhadores americanos entre 18 e 64 anos, diferenciando por sexo e raça. Kassouf (1999) utiliza o mesmo procedimento para o Brasil mensurando as condições de saúde através do estado nutricional individual, avaliando também as diferenças regionais e entre as áreas urbana e rural.

Segundo Gomes et al (2012), normalmente indivíduos com menores rendimentos desempenham atividades que exigem maior esforço físico que intelectual, o que fundamenta a relação dos rendimentos condicionados ao estado de saúde. Dessa forma, os autores identificam um “círculo vicioso” em tal relação, onde os indivíduos mais pobres tendem a ocupar trabalhos que requerem maior esforço e conseqüentemente maior perda de rendimentos quando se encontram doentes (devido à impossibilidade de empreender o esforço), o que podem torna-los mais pobres e agravar mais ainda a condição de saúde. Assim, a presença de qualquer tipo de doença que gere limitações físicas poderá ter um impacto maior sobre os rendimentos dos indivíduos que desempenham tarefas que demandem mais esforço físico, quando comparadas a atividades que requeiram um menor nível de esforço (Noronha e Andrade, 2004). Em outras palavras, visto que a remuneração pode ser definida pela produtividade, indivíduos com condições de saúde precária tendem a ser menos produtivos. Isso implica que irão auferir uma menor remuneração, a depender do tipo de doença.

Nesse sentido, usando equações simultâneas para dados da Austrália da *AusDiab Survey* (ADS), Cai (2010) verificou que os dois efeitos podem ser encontrados. A saúde afeta a participação da força de trabalho e por outro lado à participação da força de trabalho afeta a saúde, sendo tal efeito negativo para os homens e positivo para as mulheres.

Em âmbito internacional, alguns trabalhos tem usado painel de dados quando a disponibilidade dos mesmos torna possível, tais como Disney et al (2006) e García-Gómez (2010). Disney et al (2006) estimam um painel de dados da *British Household Panel Survey* (BHPS) de 1991-1998 para o Reino Unido e encontra que choques negativos na condições de saúde tem impacto sobre a aposentadoria precoce dos trabalhadores e conseqüentemente um menor tempo no mercado de trabalho, enquanto que García-Gomez et al (2010) usando dados da mesma pesquisa para 1991-2002 mostram que a saúde afeta a entrada e saída do emprego.

Por outro lado, Morris (2007) aplica vários métodos (*propensity score matching*, *probit*, *probit* bivariado com variável instrumental) para dados da *Health Survey for England* de 1997-1998 e verifica um impacto negativo da obesidade sobre o nível de emprego, enfocando que a estimativa que não corrige a endogeneidade com o uso do instrumento é subestimada para as mulheres. Harris (2009) também encontra efeitos negativos da diabetes e doenças cardiovasculares na participação no mercado de trabalho para a Austrália

para o ano de 2002.

Para o Brasil, Alves e Andrade (2003) encontram efeitos diferenciados da saúde nos rendimentos de homens e mulheres no mercado de trabalho para Minas Gerais. Para os homens o principal efeito de uma má condição de saúde é a exclusão do mercado de trabalho, enquanto que para as mulheres é a redução na taxa de salários.

Seguindo essa linha, Godoy et al (2006) encontram efeitos negativos na renda individual devido a doença renal crônica a partir dos dados da PNAD de 1998, impactando com mais intensidade trabalhadores de baixa renda. A hipótese dos autores é que além de impactos no mercado de trabalho propriamente dito⁸, a doença renal tem outras implicações econômicas como aposentadoria precoce, aumento de programas assistenciais de transferência de renda e custos elevados do sistema de saúde. Cuidados com prevenção e o retardamento dessa e outras doenças estão entre as recomendações para a redução das disparidades de rendimentos no mercado de trabalho. Silva (2011) encontra resultados semelhantes com relação à tuberculose, que implica em perdas salariais para os trabalhadores, sobretudo os mais pobres.

Quando considerados no agregado, tais efeitos sobre os rendimentos individuais podem influenciar as condições macroeconômicas. Posto isso, Figueiredo et al (2003) verificaram durante a década de 1990 que um bom estado de saúde da população contribui positivamente para o crescimento econômico, seja através da taxa de crescimento do PIB ou reduções na taxa de mortalidade. Os autores argumentam que maiores investimentos em capital humano podem ampliar tais efeitos.

Em suma, a literatura tem corroborado que uma má condição de saúde afeta negativamente a participação no mercado de trabalho, seja pela exclusão do trabalhador ou redução do rendimento e jornada de trabalho.

4.3 BASE DE DADOS

Nesta seção será apresentada uma análise inicial dos dados sobre o Estado de Saúde no Brasil, e em seguida, a base de dados explicando a criação das variáveis indicadoras de saúde usadas como tratamento nas estimações. Também são discutidas algumas estatísticas descritivas dos dados da PNAD utilizados.

4.3.1 Análise do Estado de saúde no Brasil

A Pesquisa Nacional por amostra de Domicílios de 2008 trás um suplemento com informações sobre o estado de saúde dos indivíduos, que pode ser mensurado a partir de vários aspectos e critérios. Seguindo a literatura e a disponibilidade de dados, a avaliação empírica do estado de saúde pode ser autopercibida, baseada em conhecimentos e crenças pessoais, ou reportada por um profissional de saúde, observando a incidência

⁸Tais como redução de salários e de número de horas trabalhadas.

de uma série de doenças crônicas que os indivíduos possam apresentar. São também utilizadas variáveis que indicam se o indivíduo apresenta problemas de realizar tarefas ou se locomover e ainda aspectos comportamentais relacionados à saúde, como tabagismo e sedentarismo/atividade física.

Com relação à autoavaliação reportada pelo indivíduo, este é um critério subjetivo que, no entanto capta a percepção do indivíduo sobre sua real disposição em realizar determinadas tarefas, além de ser um indicador sobre o estado de saúde global. Uma desvantagem é que pode está relacionado com características socioeconômicas e culturais das pessoas.

Já os indicadores de dificuldades de mobilidade ou limitações funcionais, apesar de também serem autoreportados, estão menos sujeitos a subjetividade dado que focam em perguntas específicas sobre determinadas tarefas corriqueiras, que o indivíduo tem consciência sobre o seu real desempenho. Um problema é que tais dificuldades apresentam baixa frequência, sobretudo na população mais jovem, o que torna difícil captar o estado de saúde nessa faixa etária.

A Tabela 4.1 apresenta o estado de saúde autoavaliado, onde o indivíduo é questionado como em geral classifica seu próprio estado de saúde, sendo possíveis cinco respostas (muito bom, bom, regular, ruim, muito ruim). É percebido que enquanto 3% dos entrevistados classificam o seu estado de saúde ruim ou muito ruim, mais de 70% o classificam como muito bom ou bom, chegando a quase 80% para os homens.⁹

O alto percentual de pessoas que consideram sua condição de saúde como boa (muito boa) pode indicar o desconhecimento em relação a alguma doença que não foi diagnosticada ou a própria reluta em admitir alguma enfermidade, sobretudo para os homens, menos propensos a realizar consultas de rotina e cuidados gerais com a sua saúde.

Tabela 4.1: Autoavaliação do Estado de Saúde Individual - PNAD (2008) - em %

Autoavaliação de Saúde	Homens	Mulheres	Total
Muito Bom	23,07	19,66	21,35
Bom	54,85	53,79	54,32
Regular	19,51	23,33	21,44
Ruim	2,23	2,60	2,42
Muito Ruim	0,34	0,62	0,48

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD (2008).

Outro critério a ser utilizado é o clínico/funcional avaliado por um profissional de saúde, um indicador importante para avaliar o estado de saúde individual pelo fato de

⁹Para fins metodológicos, como será detalhado mais adiante, tal variável será transformada em binária, que assume valor 0 para os indivíduos que apresentam o estado de saúde autodeclarado como “muito bom” ou “bom”, e 1 para indivíduos que apresentam o estado “regular”, “ruim” ou “muito ruim”.

fornecer uma informação objetiva para mensurar a saúde. No entanto, se o indivíduo não tem costume de ir ao médico ou fazer exames periódicos, pode ser que desconheça a existência de algum problema de saúde que possa ter, principalmente aqueles que não apresentam sintomas claros em fases iniciais.

Entre as doenças avaliadas, são observadas as de características como alta prevalência (hipertensão), altas taxas de utilização de serviços de saúde (bronquite e asma), possibilidade de intervenção efetiva (tuberculose) e elevada frequência de uso de serviços de alto custo (insuficiência renal crônica, câncer). Ao todo são 12 doenças para as quais os indivíduos são ou não diagnosticados tê-las por um profissional de saúde, sendo o percentual de indivíduos identificados com cada uma dessas doenças reportado na Tabela 4.2. É importante salientar que os indivíduos podem apresentar mais de uma doença, fato não destacado na Tabela, mas que será captado pela criação de uma variável referente ao número de doenças.¹⁰

Pela Tabela 4.2 é possível perceber que doenças relacionadas à coluna e Hipertensão são as mais frequentes na população brasileira, enquanto que cirrose e tuberculose afetam uma parcela muito pequena. Quanto à diferença de gênero, as mulheres representam a maioria do total de afetados para praticamente todas as doenças, chegando a 76% do total de pessoas com depressão. Apenas a tuberculose e a cirrose afetam uma proporção maior de homens, esta última chegando a mais de 71% do total de entrevistados com a doença.

Tabela 4.2: Indivíduos diagnosticados com alguma doença - PNAD (2008) em %

Doenças	Homens (% total)	Mulheres (% total)	Total
Coluna	43,62	56,38	19,27
Artrite	33,61	66,39	6,22
Câncer	37,10	62,90	0,46
Diabetes	48,42	51,58	3,26
Hipertensão	43,42	56,58	15,76
Coração	44,22	55,78	3,44
Insuficiência Renal	44,23	55,77	1,52
Depressão	23,41	76,59	5,27
Tuberculose	53,57	46,43	0,14
Tendinite	24,11	75,89	4,61
Cirrose	71,23	28,77	0,12

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD (2008).

Uma mesma doença pode afetar as pessoas com diferente intensidade e causar diferentes percepções quanto ao estado de saúde individual. Dessa forma, a Tabela 4.3 indica como os indivíduos diagnosticados com alguma doença classificam seu estado de saúde. Para todas as doenças, observa-se que a maioria dos indivíduos diagnosticados reporta

¹⁰A criação dessa variável será explicada mais adiante.

seu estado de saúde como bom ou regular o que pode indicar a perda de rendimentos ou redução do número de horas trabalhadas, mas não a exclusão do mercado de trabalho. Esse fato é corroborado pela estatística descritiva mais adiante, onde a quase totalidade de indivíduos da amostra esta inserida no mercado de trabalho.

Tabela 4.3: Autoavaliação do Estado de Saúde de Indivíduos diagnosticados com alguma doença - PNAD (2008) em %

Doenças	Muito Bom	Bom	Regular	Ruim	Muito Ruim
Coluna	9,57	42,38	40,18	6,49	1,38
Artrite	5,63	33,67	47,71	10,65	2,34
Câncer	9,54	34,28	43,11	12,01	1,06
Diabetes	4,77	31,76	51,08	9,48	2,91
Hipertensão	6,64	41,93	43,17	6,75	1,52
Coração	4,76	27,10	51,93	12,93	3,28
Insuficiência Renal	5,72	31,07	49,08	11,22	2,91
Depressão	7,06	34,82	44,64	10,91	2,58
Tuberculose	13,10	42,86	35,71	8,33	0,00
Tendinite	13,85	43,47	34,94	6,14	1,60
Cirrose	9,59	38,36	31,51	17,81	2,74

Fonte: Elaboração dos autores com base nos dados da PNAD (2008).

As dificuldades de mobilidade e/ou locomoção, a criação das variáveis binárias que serão usadas como tratamento e as demais características individuais e de localidade usadas como controle serão descritas junto com as principais estatísticas descritivas abaixo.

4.3.2 Base de Dados

A base de dados utilizada neste estudo são os microdados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o ano de 2008. Além das informações permanentes sobre características socioeconômicas domiciliares e pessoais (como renda, idade, raça, sexo, renda per capita, etc.), esse ano investiga características do levantamento suplementar de saúde. O suplemento é uma fonte de dados importante para o conhecimento e monitoramento de aspectos relevantes da situação de saúde da população brasileira e do acesso, utilização e financiamento de serviços de saúde, assim como informações sobre mobilidade, sedentarismo, entre outros.

Foram utilizados dois critérios para classificar os indivíduos entre doentes ou saudáveis, além de variáveis usadas como controle que indicam a existência de dificuldade de problemas de locomoção e execução de tarefas domésticas e corriqueiras.¹¹ Tais critérios

¹¹Para melhor entendimento, as variáveis usadas como tratamento estão também explicadas na Tabela em anexo.

foram recodificados para variáveis binárias e usados como tratamento para diferenciar os indivíduos quando ao impacto na renda do trabalho e participação no mercado de trabalho.

O primeiro critério é a condição de saúde autoavaliada, que embora seja uma avaliação subjetiva dos próprios indivíduos, dá uma noção de percepção global do estado de saúde e é consistente a diferentes medidas autoreportadas. As respostas variam de 1 a 5 de acordo com a seguinte classificação: 1= “muito boa”, 2= “boa”, 3= “regular”, 4= “ruim”, 5= “muito ruim”. Dessa forma, ao contrário de Noronha e Andrade (2007), foi criada uma variável *dummy* que assume valor um se indivíduo relata sua condição de saúde como “regular”, “ruim” ou “muito ruim”, e assume valor zero para uma condição “boa” ou “muito boa”, fazendo com que o grupo de controle seja saudável.¹²

O outro critério de saúde adotado como tratamento é a presença de doença diagnosticada por um profissional de saúde, sendo uma variável *dummy* que assume valor um se o indivíduo foi diagnosticado com uma ou mais doenças e zero caso não tenha nenhuma doença. Como robustez, foram construídas dummies (também usadas como tratamento em outras estimativas, uma por vez) para verificar se uma pessoa possui mais de uma doença, ou seja, uma variável binária assumindo valor um se possui duas ou mais doenças e zero caso saudável, e por fim, uma variável binária que assume valor um se o indivíduo possui três ou mais doenças e zero caso não tenha sido diagnosticado com nenhuma doença.

O critério subjetivo como um indicador da percepção global que o indivíduo tem a respeito de seu estado de saúde, possivelmente, mensura de forma mais adequada o estado de saúde do indivíduo do que o critério clínico/ funcional, e estaria captando de forma mais ampla as restrições que o estado de saúde impõe ao desempenho dos doentes no trabalho, sobretudo, sobre a sua produtividade.

Com relação à restrição de atividades rotineiras por motivo de saúde, refere-se a comportamentos geralmente associados à redução de atividades que a pessoa é capaz de desempenhar no seu dia a dia. Tais restrições¹³ foram transformadas em variáveis binárias que assumem o valor um se o indivíduo apresenta dificuldade para aquela característica e zero caso contrário, sendo depois agrupadas em uma variável que representa o número de problemas/dificuldades de realizar atividades e/ou locomoção que o indivíduo enfrenta. Tal variável foi usada como controle em todas as estimações.

Características pessoais (sexo, raça, idade, escolaridade, hábitos saudáveis), relacionadas à região (UF, área metropolitana, etc) e informações sobre o setor e ramo de atividade no mercado de trabalho foram também usadas como controles. Por fim, para a equação de

¹²A definição como foi exposto é para padronizar com a outra variável binária de condição de saúde, que assume valor 1 se o indivíduo é diagnosticado com alguma doença, fazendo o grupo de controle novamente ser saudável.

¹³As características de locomoção são relacionadas a se o indivíduo tem: dificuldade em alimentar-se, dificuldade de levantar objetos, dificuldade em realizar consertos domésticos, dificuldade em subir ladeira ou escada, dificuldade em abaixar-se, dificuldade em andar mais de 100 metros, dificuldade para andar mais de um quilômetro.

participação no mercado de trabalho que corrige o viés de seleção, além das características pessoais e de região citadas foram utilizadas variáveis de renda do não trabalho (pensão, juros, aposentadorias, aluguel, etc), que são incluídas por afetarem o salário de reserva dos agentes e a decisão de entrar ou não no mercado de trabalho,¹⁴ ou seja, os indivíduos exigem salários de reserva maiores para trocar lazer por trabalho. Estas são as variáveis de exclusão do modelo, dado que afetam a probabilidade de um indivíduo ofertar ou não trabalho, mas não afetam diretamente os rendimentos do trabalho.¹⁵

Além das variáveis relacionadas às condições de saúde já apresentadas, a Tabela 4.4 apresenta as principais estatísticas descritivas da amostra utilizada, num total de 60.812 observações sobre indivíduos da PNAD de 2008. É observado que a quase totalidade dos indivíduos esta inserido de alguma forma no mercado de trabalho, sendo esta a variável dependente da equação de participação (1º estágio) que corrige o viés de seleção amostral. Para a equação de interesse (2º estágio) a renda do trabalho usada para construir o logaritmo do salário por hora apresenta uma média de R\$ 1.211,93. Na tabela 4.4 são também marcadas as variáveis usadas em cada um dos estágios.

Os diferentes tipos de renda do não trabalho apresentam uma média muito baixa e um grande desvio padrão, devido ao fato que muitos indivíduos não receberem tais tipos de rendimentos. Com relação aos atributos pessoais, há um maior percentual de pessoas não brancas e uma leve participação a mais de mulheres na amostra, com uma média de idade e escolaridade de 40 anos e 9,23 anos de estudo, respectivamente. Foram excluídas pessoas com menos de 15 e mais de 65 anos de idade, com o intuito de captar apenas os indivíduos com idade ativa para o trabalho, o que faz a média de idade e escolaridade ser um pouco elevada em comparação com a amostra completa. Ainda é notado que do total da amostra, cerca de 28% praticam alguma atividade física e 20% são fumantes, sendo hábitos que podem influenciam no *status* de saúde.

Dentre os aspectos relacionados ao mercado de trabalho, a maioria encontra-se no comércio e na indústria de transformação, totalizando 30% dos trabalhadores. Com relação ao *status* da posição de ocupação, os trabalhadores com carteira assinada e por conta própria possuem uma representação em torno de 31% e 27%, respectivamente. Por fim, como é de se esperar, a grande maioria dos indivíduos reside na área urbana (86%) e nas regiões Sudeste e Nordeste do país.

¹⁴Quanto maior a renda do não trabalho, maior tenderá a ser o salário de reserva das pessoas, que conseqüentemente esperam um salario maior para aceitar uma ocupação.

¹⁵Ao contrário do método de correção proposto por Heckman (1979), será utilizado um método semiparamétrico onde tal restrição não é obrigatoriamente necessária. Mesmo assim, foram utilizadas as rendas do não trabalho, dada a justificativa teórica.

Tabela 4.4: Estatísticas Descritivas – PNAD - 2008

Variáveis	Média	Desvio-Padrão	Mínimo	Máximo	Estágio
Renda do Trabalho (Dependente)	1.211,93	1.772,65	0	27.992	2°
Trabalho	0,9714	0,1666	0	1	1°
Renda do Não Trabalho					
Pensão	145,992	1,522,472	0	10	1°
Aposentadoria	0,6679	418,254	0	5,7	1°
Aluguel	135,666	1,682,745	0	12	1°
Doação	23,748	574,578	0	6	1°
Juros	110,819	760,204	0	5	1°
Características Pessoais					
Sexo	0,5039	0,4999	0	1	1°, 2°
Raça	0,4564	0,4981	0	1	1°, 2°
Idade	406,814	101,470	25	64	1°, 2°
Estado Civil	0,7334	0,4421	0	1	1°, 2°
Anos de Estudo	92,326	45,575	1	16	1°, 2°
Hábitos de saúde					
Atividade física	0,2885	0,4530	0	1	1°, 2°
Fumante	0,2009	0,4007	0	1	1°, 2°
Ramo de Atividade					
Agrícola	0,1093	0,3120	0	1	2°
Transformação	0,1374	0,3443	0	1	2°
Construção	0,0624	0,2419	0	1	2°
Outras indústrias	0,0075	0,0865	0	1	2°
Comércio	0,1627	0,3691	0	1	2°
Serviços	0,0439	0,2084	0	1	2°
Serviços auxiliares	0,0529	0,2239	0	1	2°
Trans. e comunicação	0,0434	0,2039	0	1	2°
Social	0,1300	0,3363	0	1	2°
Adm. Pública	0,0697	0,2546	0	1	2°
Outras	0,0807	0,2724	0	1	2°
Posição na ocupação do trabalho					
Militar	0,1110	0,3142	0	1	2°
Com carteira	0,3127	0,4636	0	1	2°
Sem carteira	0,1472	0,3543	0	1	2°
Doméstico	0,0995	0,2994	0	1	2°
Conta-própria	0,2751	0,4465	0	1	2°
Empregador	0,0542	0,2266	0	1	2°
Localização					
Urbana	0,8634	0,3433	0	1	1°, 2°
Norte	0,1298	0,3361	0	1	1°, 2°
Nordeste	0,2854	0,4516	0	1	1°, 2°
Sul	0,1664	0,3724	0	1	1°, 2°
Sudeste	0,2980	0,4574	0	1	1°, 2°
Centro-Oeste	0,1201	0,3251	0	1	1°, 2°

Fonte: Elaboração própria com base nos dados da PNAD 2008. Nota: categorias das variáveis – Sexo (1=feminino; 0=masculino), Raça (1 = brancos; 0=brancos).

4.4 ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Esta seção apresenta a estratégia empírica adotada no estudo. Em primeiro lugar será descrito o método de efeito de tratamento médio por *propensity score matching* e o tratamento por quantis, além da correção do viés de seleção para o primeiro estágio. Em seguida, na subseção 4.1.2 será apresentado o método de Lewbel (2012), que usa instrumentos internos a partir da heterocedasticidade, quando não existem restrições de exclusão disponíveis para gerar as estimativas. Por fim, a subseção 4.1.3 apresenta o método de Oster (2013, 2015) para estimar *bounds* para o efeito de tratamento, como robustez para as estimações anteriores.

4.4.1 Efeito de Tratamento

O interesse do presente trabalho é estimar o efeito causal das condições de saúde sobre as perdas de rendimento do trabalho no Brasil, para indivíduos que reportam seu estado de saúde como ruim ou que tem alguma doença diagnosticada por um profissional de saúde (efeito nos tratados), usando dados do suplemento de saúde da PNAD, como destacado anteriormente. Para tanto, como especificação tradicional para estimar tal efeito, tem-se

$$Y = \alpha + \beta S + X\gamma + \varepsilon, \quad (4.1)$$

onde Y é o log da renda do trabalho (salário) por hora, S é um indicador (*dummy*) para saúde,¹⁶ X é um vetor de variáveis de controle que afetam os salários, e ε é um termo de erro. Mensurar β de forma consistente requer que o termo de erro não esteja correlacionado com a variável de saúde ($\text{COV}(S; \varepsilon) = 0$), ou seja, que os indivíduos sejam distribuídos aleatoriamente pelas condições de saúde (condicionado as variáveis observadas), e não satisfazer tal condição torna as estimativas por OLS viesadas e inconsistentes (Angrist e Pischke, 2009).

Quando a hipótese não se mantém e a seleção do tratamento é baseada em variáveis não observadas correlacionadas com a variável de interesse (S), uma das soluções seria encontrar uma variável instrumental para o efeito causal da condição de saúde que não seja correlacionada com o resultado. No entanto, como nem sempre encontrar um instrumento é trivial, é necessária uma estratégia de identificação que consiga estimar o efeito de interesse da condição de saúde sobre o rendimento do trabalho.

A primeira estratégia adotada, comumente usada para balancear variáveis em busca de

¹⁶Como mencionado na seção de dados serão utilizados vários indicadores de saúde como variável binária de tratamento, um por vez para cada estimação, a saber: i) *dummy* = 1 para má condição de saúde autoavaliada e 0 caso contrário; ii) *dummy* = 1 para indivíduo diagnosticado com pelo menos uma doença por um profissional de saúde e 0 caso contrário; iii) *dummy* = 1 para o indivíduo diagnosticado com duas ou mais doenças e 0 com nenhuma doença; iv) *dummy* = 1 para indivíduo diagnosticado com três ou mais doenças e 0 com nenhuma doença; e v) *dummies* para cada uma das doze doenças listadas nos dados, sendo 1 = tem a doença e 0 = não tem a doença.

resultados mais precisos, é o estimador por *propensity score matching*. Dado o conjunto de variáveis disponíveis, estimar o escore de propensão associado à condição de saúde reduz a influência de variáveis potenciais omitidas. (ANGRIST; HAID, 2004).

Seguindo Rosenbaum e Rubin (1983) denota-se Y_i como o resultado observado do indivíduo i para a variável de resultado, o log do salário por hora, e Y_1 e Y_0 são os resultados potenciais para o grupo de tratamento (má condição de saúde ou diagnosticado com alguma doença) e que não possui a característica do tratamento (grupo de controle), respectivamente. Dessa forma, tem-se

$$Y_i = S_i Y_i^1 + (1 - S_i) Y_i^0. \quad (4.2)$$

De acordo com Imbens e Wooldridge (2009), sabe-se que não se podem comparar os dois resultados para um mesmo indivíduo num mesmo período de tempo, sendo observado apenas um dos dois resultados potenciais dado o *status* do tratamento, $Y_i = Y_i^0 + (Y_i^1 - Y_i^0) S_i$. Então, é preciso encontrar indivíduos pertencentes aos dois grupos que possam ser comparados (tratados e controle), depois de ajustadas às características observadas contidas em X_i (Angrist e Pischke, 2009).

Tal comparação é justamente a intuição dos estimadores de correspondência, onde, condicionando as variáveis X_i , os resultados potenciais são independentes do tratamento.¹⁷ Ou seja, $Y_i^1, Y_i^0 \perp S_i | X_i$, que implica em $Y_i^1, Y_i^0 \perp S_i | p(X_i)$, onde $p(X_i)$ é a probabilidade de um indivíduo ser tratado ou o *propensity score*. Isso permite encontrar o efeito de tratamento para cada valor de X_i como a diferença das médias dos dois *status* de resultado, usando para isto o *propensity score* para obter o efeito sobre os indivíduos tratados (Rosenbaum e Rubin, 1985). Assim, o ATT¹⁸ pode ser obtido por

$$\beta_{ATT} = E(Y_i^1 - Y_i^0) \quad (4.3)$$

$$\beta_{ATT} = E[E[Y_i | p(X_i), S_i = 1] - E[Y_i | p(X_i), S_i = 0]] \quad (4.4)$$

Para obter o β na equação (4) estima-se o escore de propensão utilizando um modelo probit, fazendo o *matching* do grupo de tratamento com o grupo de controle a partir da estimação por kernel (um indivíduo tratado comparado com uma ponderação de indivíduos do controle), e do vizinho mais próximo (um indivíduo tratado comparado com um indivíduo do controle). Todas as estimações serão feitas em dois estágios, onde o primeiro estágio é usado para correção do viés de seleção, observando variáveis que alteram a probabilidade do indivíduo está ou não inserido no mercado de trabalho.¹⁹

¹⁷Hipótese de independência condicional. Para mais detalhes ver (Rubin, 1974; Heckman e Robb Jr, 1985).

¹⁸Do inglês *Average Treatment Effect on the Treated*.

¹⁹A subseção 4.1.1.1 apresenta o método usado para corrigir o viés de seleção, tanto no caso do tratamento médio como no efeito de tratamento quantílico.

No entanto, o efeito médio pode não refletir completamente a influência do tratamento sobre os resultados potenciais, visto que a distribuição da variável dependente pode ser diferente na parte superior da inferior da distribuição, dependendo das variáveis utilizadas (o que faz sentido quando se trata de rendimentos). Dito isso, será estimado também o efeito do tratamento quantílico (QTEs),²⁰ dado seu poder intuitivo e a vantagem em permitir caracterizar o efeito em toda a distribuição condicional da variável resposta a partir de um conjunto de regressores. Além dessa vantagem, de acordo com Koenker (2005) apud Silva (2011) a utilização da regressão quantílica também pode ser usada quando a distribuição não é gaussiana; a regressão é robusta a outliers por utilizar a distribuição condicional da variável resposta; os estimadores podem ser mais eficientes que os obtidos por meio de OLS, dado que os erros não possuem uma distribuição normal; entre outras. É importante salientar ainda, que as mesmas variáveis de controle, de resultado e tratamento serão utilizadas na estimação do efeito por quantis. O estimador do efeito quantílico do tratamento pode ser usado com regressores endógenos, quando tiver instrumentos disponíveis, ou pode usar o status do tratamento exógeno, sendo reduzida ao estimador de regressão quantílica padrão.

Para a descrição do estimador, tem-se que os quantis condicionais dos resultados potenciais para os compliers²¹ são dados por $Q_\tau = (Y_i^0|X_i, S_i) = X' \beta_\tau$ e $Q_\tau = (Y_i^1|X_i, S_i) = \alpha_\tau + X' \beta_\tau$, onde τ refere-se ao τ -ésimo quantil pertencente ao intervalo (0,1). Assim sendo, dada a variação exógena do tratamento nos resultados potenciais, a função quantílica condicional pode ser escrita como

$$Q_\tau = (Y|X_i, S_i, S_1 > S_0) = \alpha_\tau S + X' \beta_\tau \quad (4.5)$$

O α_τ pode representar uma relação causal dado que mostra a diferença entre o τ -ésimo quantil dos resultados potenciais (Y_i^1 e Y_i^0) para os grupos de tratamento e controle, respectivamente. Em outras palavras, o coeficiente α_τ indica se houve mudança no rendimento do trabalho em decorrência da condição de saúde individual.

Como no efeito médio, o tratamento também pode ser correlacionado com o termo de erro o que produziria estimativas viesadas. Numa primeira estimativa assume-se que tanto o tratamento S, quanto X são exógenas, ou seja, $\varepsilon \perp (S, X)$.²² Dessa forma tem-se que $Q_{y|X,S}^\tau = X' \beta_\tau + \alpha_\tau S$, tal que é possível recuperar os parâmetros desconhecidos dos resultados potenciais das distribuição conjunta de y, X e S, e a estimação pode ser feita pela regressão quantílica clássica como sugerida por Koenker e Bassett (1978), tal como

$$(\hat{\beta}^\tau, \hat{\delta}^\tau) = \operatorname{argmin}_{\beta, \delta} \sum W_i \times \rho_\tau(y_i - X_i \beta - H_i \delta) \quad (4.6)$$

²⁰Do inglês *quantile treatment effects*.

²¹São os agrupamentos de acordo com o status de tratamento.

²²A seção de robustez será responsável por respaldar ou não tais estimativas.

onde $\rho_\tau = u \times \{\tau - 1(u < 0)\}$ e W_i são os pesos. Tal estimador produz erros padrão analíticos que são consistentes também na presença de heterocedasticidade.

As próximas duas seções apresentam métodos de estimações robustos para contribuir com os achados desta seção. Antes será apresentado o método de correção do viés de seleção amostral, usado tanto para o estimador do efeito médio quanto para o estimador quantílico.

4.4.1.1 Método de Correção do Viés de Seleção

A renda do trabalho é observada somente para aqueles indivíduos que estão no mercado de trabalho. Tal fato conduz a auto-seleção da amostra e a não consideração de características que fazem com que o indivíduo decida por ofertar trabalho pode viesar as estimativas. Para obter a probabilidade de trabalhar ou não trabalhar existem diversos métodos, sendo o mais conhecido o *Heckit*, que usa um probit para calcular a inversa da razão de Mills e corrigir o viés de seleção (Heckman, 1979).

No entanto, no presente trabalho será utilizado o método proposto por De Luca e Perotti (2011) e aplicado por Oliveira (2014), que considera que a probabilidade de trabalhar ou não segue um processo não paramétrico. Dessa forma, Gallant e Nychka (1987) demonstram que a densidade conjunta desconhecida de pode ser aproximada por uma expansão polinomial de Hermite, sendo dada por

$$f^*(u_1, u_2; \gamma) = \frac{1}{\psi_R(\gamma)} \tau_R(u_1, u_2; \gamma)^2 \phi(u_1) \phi(u_2) \quad (4.7)$$

onde γ é um vetor dos parâmetros desconhecidos, $\tau_R(u_1, u_2; \gamma)^2$ é um polinômio de ordem R em u_1 e u_2 , ϕ é uma função de densidade normal padrão e ψ_R é uma normalização para garantir que f^* seja uma função de densidade. Integrando a equação (7), a função de densidade conjunta pode ser aproximada por

$$F^*(u_1, u_2; \gamma) = \Phi(u_1)\Phi(u_2) + \frac{1}{\psi_R(\gamma)} A_{12}^*(u_1, u_2; \gamma) \phi(u_1) \phi(u_2) - \frac{1}{\psi_R(\gamma)} A_1^*(u_1; \gamma) \Phi(u_2) \phi(u_1) - \frac{1}{\psi_R(\gamma)} A_2^*(u_2; \gamma) \Phi(u_1) \phi(u_2), \quad (4.8)$$

em que $A_{12}^*(u_1, u_2; \gamma)$, $A_1^*(u_1; \gamma)$ e $A_2^*(u_2; \gamma)$ são polinômios em u_1 e em u_2 . As distribuições marginais de u_1 e u_2 podem ser encontradas de forma semelhantes²³. Depois disso, o vetor de parâmetros é estimado de maneira semiparamétrica a partir da maximização da função de pseudoverossimilhança.

O vetor de variáveis explicativas incluído nessa etapa é formado, em especial, por covariadas sobre a decisão de oferta de trabalho, incluindo a renda do não trabalho (aluguel, juros, pensão, aposentadoria, etc), características pessoais e familiares, hábitos de saúde,

²³Para mais detalhes ver De Luca (2008) e Oliveira (2014).

prática de exercícios físicos e dificuldades de mobilidade/locomoção. Todas as variáveis utilizadas nesse estágio estão também descritas na Tabela, em anexo.

A variável dependente é a participação ou não no mercado de trabalho, e segundo Buchinsky (1998) deve ser estimada por um modelo semiparamétrico, por isso a escolha do modelo de resposta binária de estimadores de máxima verossimilhança semi não-paramétricos²⁴ (SNP) de Gallant & Nychka (1987). Dessa etapa é obtida a inversa da razão de Mills, que junto com seu quadrado é inserida como variável explicativa na estimação do efeito de tratamento médio e quantílico, para avaliar a presença ou não de viés na seleção amostral.

4.4.2 Identificação com Heterocedasticidade

Dada à ausência de variáveis instrumentais externas que possam ser usadas diretamente nos modelos estimados na subseção anterior, a presente seção descreve o estimador de dois estágios proposto por Lewbel (2012), que explora a heterocedasticidade do primeiro estágio da regressão para gerar instrumentos internamente que possibilitem a identificação, quando não existem restrições de exclusão disponíveis²⁵.

Seguindo Lewbel (2012), o sistema triangular de equações como apresentado abaixo mostra que quando as correlações dos erros são causadas devido a fatores não observados, a identificação se dá tendo regressores não correlacionados com o produto dos erros heterocedásticos.

Para o propósito desse artigo, supondo U ser uma variável omitida que possivelmente afeta a variável endógena de tratamento “Estado de saúde” (denotada por S) tanto quanto afeta o resultado renda do trabalho Y , e denotando V_1 e V_2 como erros idiossincráticos. Portanto, é possível identificar o efeito causal das condições de saúde em Y , denotado por β , através do Método dos Momentos Generalizados (GMM) ou de Mínimos Quadrados Modificados em Dois Estágios (2SLS).

$$Y = X' \beta_1 + \beta S + \varepsilon_1 \quad (4.9)$$

$$S = X' \beta_2 + \varepsilon_2 \quad (4.10)$$

$$E[X \varepsilon_1] = 0, E[X \varepsilon_2] = 0, \text{Cov}[Z, \varepsilon_1 \varepsilon_2] = 0, \quad (4.11)$$

Onde $\varepsilon_1 = \alpha_1 U + V_1$ e $\varepsilon_2 = \alpha_2 U + V_2$ e $Z \subseteq X$ ²⁶. A equação (11) apresenta as condições necessárias para a identificação e estimação, juntamente com alguma heterocedasticidade em ε_i ²⁷. Assim, a classe de modelos que satisfazem os pressupostos subjacentes ao método

²⁴O comando semi-nonparametric (SNP) desenvolvido por De Luca (2008) é usado para a estimação desses coeficientes.

²⁵O método pode ser usado também para melhorar a eficiência do estimador IV padrão.

²⁶Note que Z é um subconjunto de X , e com isso, nenhuma informação de fora do modelo especificado é necessária.

²⁷Para mais detalhes ver Lewbel (2012) e Baum e Schaffer (2012).

de Lewbel são aqueles que as correlações dos erros nas equações em *cross-section* são por conta da presença de um fator comum não observado.

A equação auxiliar ou regressão do primeiro estágio pode ser usada para fornecer os elementos necessários para o método de Lewbel. Em sua versão mais simples, instrumentos podem ser construídos a partir dos resíduos das regressões auxiliares multiplicado por cada uma das variáveis exógenas centrada na média, ou seja:

$$Z_j = (X_j - \bar{X}).\epsilon \quad (4.12)$$

onde ϵ é o vetor de resíduos da regressão do primeiro estágio de cada regressor endógeno contra todos os regressores exógenos, incluindo um vetor de constantes. Esses resíduos tem covariância zero com cada um dos regressores usados para construí-lo, o que implica que a média dos instrumentos gerados são zero. Por outro lado, o produto desses resíduos com os elementos dos regressores centrados na média não será zero, se houver evidência considerável de heterocedasticidade de escala com relação às variáveis explicativas.²⁸ Assim, quanto maior o grau da heterocedasticidade no processo de erro, maior será a correlação dos instrumentos gerados com as variáveis endógenas incluídas (que são os regressandos das regressões auxiliares).

É claro que o método fornece estimativas menos confiáveis do que se tivesse uma variável instrumental exógena para ser usada nas estimativas. No entanto, alguns trabalhos empíricos como Erman e Hou (2013), Amorim e Sampaio (2015) e Tigre et al. (2016) tem mostrado que a abordagem de Lewbel produz resultados muito parecidos quando comparado com a estimativa obtida com o uso de instrumentos tradicionais.

Em suma, na falta de uma variável instrumental externa válida, como é o caso de muitas aplicações empíricas, o método de Lewbel é uma alternativa interessante para estimar o efeito causal de interesse, nesse caso do estado de saúde sobre o salário por hora dos indivíduos.

4.4.3 *Bounding* para o Efeito de Tratamento

Como último procedimento empírico adotado no presente trabalho, esta seção apresenta o método recentemente proposto por Oster (2013; 2015) para estimar *bounds* para o efeito de tratamento, usado para corroborar os resultados encontrados com as estratégias das subseções anteriores.

A ideia é que os movimentos no coeficiente de interesse, nesse caso a condição de saúde individual, carrega informação sobre o viés remanescente devido a variáveis não observadas, dada a inclusão ou não de controles devido à preocupação com variáveis omitidas. Em outras palavras, o método segue a noção de Altonji et al (2005) que as variáveis não observáveis não devem ser mais importantes do que as observáveis na explicação do

²⁸A heterocedasticidade pode ser analisada por testes tal como o de Breusch-Pagan.

tratamento.

Para descrever o método, considere que existe um conjunto de variáveis não observáveis, U , tal como:

$$Y = \alpha + \beta S + X' \gamma + U + \varepsilon \quad (4.13)$$

O pressuposto de seleção proporcional afirma que $\delta \frac{\sigma_{XS}}{\sigma_X} = \frac{\sigma_{US}}{\sigma_U}$, onde $\sigma_{XS} = \text{Cov}(X, S)$, $\sigma_{US} = \text{Cov}(U, S)$, $\sigma_X = \text{Var}(X)$ e $\sigma_U = \text{Var}(U)$, e o coeficiente de proporcionalidade, δ , é informativo sobre como as não observáveis se relacionam com o tratamento, dado que é conhecido como as observáveis se relacionam com tal tratamento. Dessa forma, se $\delta = 1$, por exemplo, a seleção em não observáveis é igual à seleção sobre as observáveis.

Dito isso, considere as equações a seguir, onde o R-quadrado do modelo completo representado pela Equação (14) é o R_{max} , e para as equações (15) e (16) é R_1 e R_2 , respectivamente. A Equação (16) inclui M , que é um conjunto restrito de controles observados e não tem um componente não observado associado, além de ser ortogonal com X e U .

$$Y = \alpha + \beta S + X' \gamma + U + \varepsilon_{max} \quad (4.14)$$

$$Y = \alpha + \beta_1 S + X' \gamma + \varepsilon_1 \quad (4.15)$$

$$Y = \alpha + \beta_2 S + M' \alpha + \varepsilon_2 \quad (4.16)$$

Sob essas restrições, e quando δ é próximo de 1, o valor de $B(\delta) = \delta \frac{(\beta_2 - \beta_1)(R_{max} - R_1)}{R_1 - R_2}$ é igual a:

- a) O viés não observado se $\delta = 1$;
- b) Próximo ao limite superior do viés se $\delta < 1$;
- b) Próximo ao limite inferior do viés se $\delta > 1$;

Observe que o vetor de controles observados X , é uma seleção aleatória do conjunto total (X, U) , quando $\delta = 1$. Oster argumenta que as covariáveis mais importantes para explicar o tratamento geralmente estão contidas no vetor X , o que implica que δ deve ser maior que um. Em outras palavras, a seleção em não observáveis não deve exceder a seleção sobre as observáveis.

Portanto, dada essa configuração, é possível obter estimativas não viesadas para o efeito de tratamento, calculando o viés via $B(\delta)$, que para seu cálculo é necessário conhecer o valor de R_{max} , que não é observado. No entanto, deve haver alguma aleatoriedade nos movimentos da variável de resultado fazendo com que o R_{max} seja menor que 1. Nas estimações desse presente trabalho foram considerados valores para o R_{max} variando de 0,7²⁹ até 1, sendo este último um valor muito prudente, usado para o cálculo de δ .³⁰

De acordo com a abordagem efetuada em Altonji et al (2005) e Oster (2013), é possível obter um valor de δ que seria suficiente para explicar o efeito de tratamento por

²⁹Usado em Oster (2013)

³⁰Também usado em Oliveira et al (2015). Para mais detalhes ver Oster (2013).

completo, isto é, que faria com que $\hat{\beta} = 0$. Esse valor daria uma ideia do grau de seleção nas não observáveis relativo às observáveis que seria necessário para o tratamento ser completamente explicado por variáveis não observadas, não incluídas no modelo.

4.5 RESULTADOS

Esta seção apresenta o efeito das condições de saúde sobre os rendimentos do trabalho com base no *propensity score* para o efeito de tratamento médio e o efeito de tratamento quantílico, usando características pessoais, de localização, de ramo de atividade e *status* de trabalho como controles. Na subseção 4.5.1 serão apresentados os resultados baseados nos métodos de Lewbel (2012) e Oster (2015) como robustez para as estimativas aqui apresentadas.

Antes disso, a Tabela 4.5 apresenta as variáveis que explicam as diferenças de probabilidade de ter uma má condição de saúde autoreportada ou ser diagnosticado com alguma doença por um profissional, através de um *propensity score* logístico. Foram incluídas todas as características observadas que podem afetar tanto o tratamento (condição de saúde) quanto o resultado (renda do trabalho). É importante lembrar que as variáveis binárias das condições de saúde são construídas de modo a assumir o valor 1 para uma má condição autoreportada (Autoavaliação de Saúde) e para ter sido diagnosticado com alguma doença crônica (Doenças). Dessa forma coeficientes positivos indicam que a variável em questão impacta para aumentar a péssima condição de saúde enquanto que coeficientes negativos impactam em reduzir a má condição de saúde.

Apesar de uma diferença no valor dos coeficientes entre as duas variáveis de saúde, ser do sexo feminino e casado afetam a probabilidade de ter uma má condição de saúde. Como visto na seção 4.3.1, um maior percentual de mulheres é diagnosticado com praticamente todas as doenças listadas em relação aos homens assim como uma maior proporção relatam uma má condição de saúde autoavaliada. Tal resultado segue em linha com Gomes et al (2012), e pode ser explicado pelo fato das mulheres fazerem mais consultas médicas (inclusive exames de rotina e prevenção) e com isso conhecerem melhor sua real condição.

Outras variáveis que contribuem para uma maior probabilidade de saúde insatisfatória é o aumento da idade, que naturalmente debilita a saúde individual, e do tamanho da família, que faz com que se tenha menos recurso *per capita* para cuidados com a saúde. Ser fumante e residir em área urbana também aumenta a probabilidade de não ser saudável, esta última possivelmente pelo estilo de vida mais estressante levado nas cidades, apesar do maior acesso aos serviços de saúde.

Por outro lado, indivíduos brancos e que praticam atividade física reduzem a probabilidade de reportar uma condição não saudável, sendo que a raça pode estar ligada ao diferencial de rendimentos em relação aos não-brancos, fato bastante consolidado na

Tabela 4.5: Matching Logit - Regressão do Tratamento em todas as outras variáveis

Variáveis	Tratamento	
	Auto Avaliação de Saúde	Doenças ^a
Sexo	0,3477*** (0,0253)	0,5311*** (0,0216)
Raça	-0,2143*** (0,0231)	-0,0627*** (0,0201)
Estado Civil	0,1162*** (0,0256)	0,0901*** (0,0224)
Idade	0,0380*** (0,0010)	0,0599*** (0,0009)
Ano de Estudo	-0,0815*** (0,0029)	-0,0259*** (0,0025)
Fumante	0,0523** (0,0251)	0,0649*** (0,0226)
Atividade Física	-0,3659*** (0,0257)	-0,0880*** (0,0210)
Renda (Não trabalho) ¹	-0,0001 (0,0001)	-0,0001 (0,0001)
Tamanho da família	0,0243*** (0,0074)	-0,0115* (0,0067)
Militar ²	-0,0095 (0,0518)	0,1137*** (0,0428)
Com Carteira	-0,1389*** (0,0343)	0,0267 (0,0299)
Doméstico	0,2720* (0,1407)	0,0127 (0,1117)
Conta – Própria	0,1250*** (0,0331)	0,1296*** (0,0302)
Empregador	-0,2457*** (0,0568)	0,1309*** (0,0463)
Urbana	0,0461 (0,0353)	0,1257*** (0,0330)
Constante	5,6249*** (0,3582)	4,7451*** (0,4025)
Ocupação (FE)	Sim	Sim
UF (FE)	Sim	Sim
Observações	60.812	60.812
Log likelihood	-38.029,045	-45.886,874

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNAD de 2008. Notas: Desvios-padrão entre parênteses. ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10 a Ter pelo menos uma doença constatada por um médico. 1 Soma de todos os rendimentos do não trabalho (pensão, aposentadorias, juros, aluguel, etc); 2 Categoria base: sem carteira

literatura sobre discriminação salarial³¹. O nível de escolaridade também contribui para uma menor probabilidade de má saúde, resultado consolidado na literatura que mostra uma relação positiva entre educação e *status* de saúde, tal como em Sousa (2010).

A relação entre educação e saúde pode se dar diretamente, ou a partir dos efeitos da renda. De maneira direta, pessoas mais escolarizadas tendem a adotar hábitos de vida mais saudáveis e a procurar mais os serviços médicos, especialmente os cuidados preventivos, uma vez que, ao possuírem mais informações sobre as doenças e os possíveis tratamentos ou diagnósticos, tendem a valorizar de forma diferenciada o cuidado com a saúde. Com relação à renda, esta tende a aumentar com o nível de escolaridade, de modo que o indivíduo dispõe de melhores as condições de vida e de acesso aos serviços de saúde.

Até esse ponto os resultados coincidem para as duas variáveis de saúde. No entanto, para o ramo de atividade algumas características têm impactos contrários, destacando o fato de ser empregador que reduz a probabilidade da autopercepção de má saúde e aumenta a probabilidade de ter alguma doença diagnosticada. Isso pode ser devido à carga de trabalho, que acarreta em alguma doença crônica diagnosticada. Por fim, ainda foram incluídos *dummies* de efeito fixo para cada um dos Estados e para o tipo de ocupação no mercado de trabalho.

A Tabela 4.6 abaixo apresenta o efeito médio com a correção do viés de seleção amostral para diferentes condições de saúde usadas como tratamento. Além da condição auto-avaliada e do diagnóstico de pelo menos uma doença, também são usados o diagnóstico de duas ou mais doenças e de três ou mais doenças, como já explicitado antes, sendo o grupo de controle o indivíduo saudável em ambos os casos.³²

O efeito é negativo em todas as especificações, evidenciando uma redução de rendimentos do trabalho devido a uma condição de saúde insatisfatória. O impacto da auto-avaliação de saúde é maior que o impacto do diagnóstico de uma doença, o que mesmo sendo um critério subjetivo, pode estar mensurando de forma mais adequada o estado de saúde e evidencia que indivíduos que afirmam ter uma má condição de saúde autoreportada tendem a ter um menor desempenho e produtividade, comparado ao diagnóstico de uma doença.

À medida que o número de doenças usado como tratamento aumenta, é observada uma elevação na magnitude do coeficiente, indicando uma deterioração da saúde e consequentemente da capacidade produtiva individual, refletindo assim no aumento da perda de rendimento do trabalho.

Este resultado caminha no mesmo sentido das evidências empíricas presentes na literatura que mostram um efeito negativo da condição de saúde no rendimento, nas horas trabalhadas ou até mesmo na exclusão do mercado de trabalho. No entanto, foram utili-

³¹Ver por exemplo Cacciamali e Hirata, 2005 e Coelho et al, 2010

³²Por exemplo, na construção da *dummy* que indica ter duas ou mais doenças = 1 e nenhuma doença = 0 os indivíduos que apresentam apenas uma doença são excluídos. O mesmo é feito para a *dummy* que indica ser diagnosticado com três ou mais doenças.

Tabela 4.6: Estimação do Efeito de Tratamento Médio

Método	Tratamento			
	Autoavaliação	Doenças(1 doença)	Doenças(2 ou mais)	Doenças(3 ou mais)
ATT	-0,117*** (0,006)	-0,042*** (0,013)	-0,356*** (0,019)	-0,799*** (0,050)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Ocupação (FE)	Sim	Sim	Sim	Sim
UF (FE)	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	60.832	60.832	46.397	40.735

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNAD de 2008.

Notas: Desvios-padrão robustos a heterocedasticidade entre parênteses, com bootstrap de 1000 replicações. ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10

zados aqui vários tratamentos para evidenciar a importância da saúde autoavaliada como reconhecimento do indivíduo acerca da sua capacidade e ainda aumento do efeito quando cresce o número de doenças diagnosticadas no indivíduo.

Na Tabela 4.7, foi utilizado cada uma das doze doenças listadas na seção de dados como tratamento individual, controlado por todas as demais características supracitadas, inclusive pelas demais doenças. Com exceção do câncer e cirrose, que apesar de apresentar um coeficiente positivo não foi estatisticamente significativo, todas as demais doenças impactaram negativamente no salário por hora dos trabalhadores, chegando a -0,209 o efeito da doença renal.

Para verificar o impacto ao longo de toda a distribuição de rendimentos, a Figura 1 sintetiza os resultados do efeito de tratamento quantílico corrigido pelo viés de seleção para cada um dos quatro tratamentos utilizados. Diferente da estimação pela média condicional da variável dependente, este método permite visualizar como os efeitos do tratamento se alteram em diferentes quantis.

São plotadas na Figura as estimativas do coeficiente da *dummy* de condição de saúde para cada quantil entre 0,05 e 0,95, bem como o intervalo de confiança de 95%, representado pela área cinza em volta da curva. Assim como no efeito médio, a redução analisada pela autoavaliação de saúde é maior que o diagnóstico de uma doença ao longo de toda a distribuição, corroborando com a ideia de um indicador global da real condição de saúde para este primeiro. O impacto maior da autoavaliação de saúde se dá nos dois extremos da distribuição, o que pode indicar uma má percepção pela condição de pobreza nos quantis inferiores, e uma carga excessiva de trabalho nos quantis superiores. Com relação ao diagnóstico de uma doença, os coeficientes mantêm certa estabilidade ao longo da distribuição, sendo o efeito negativo, mas próximo de zero.

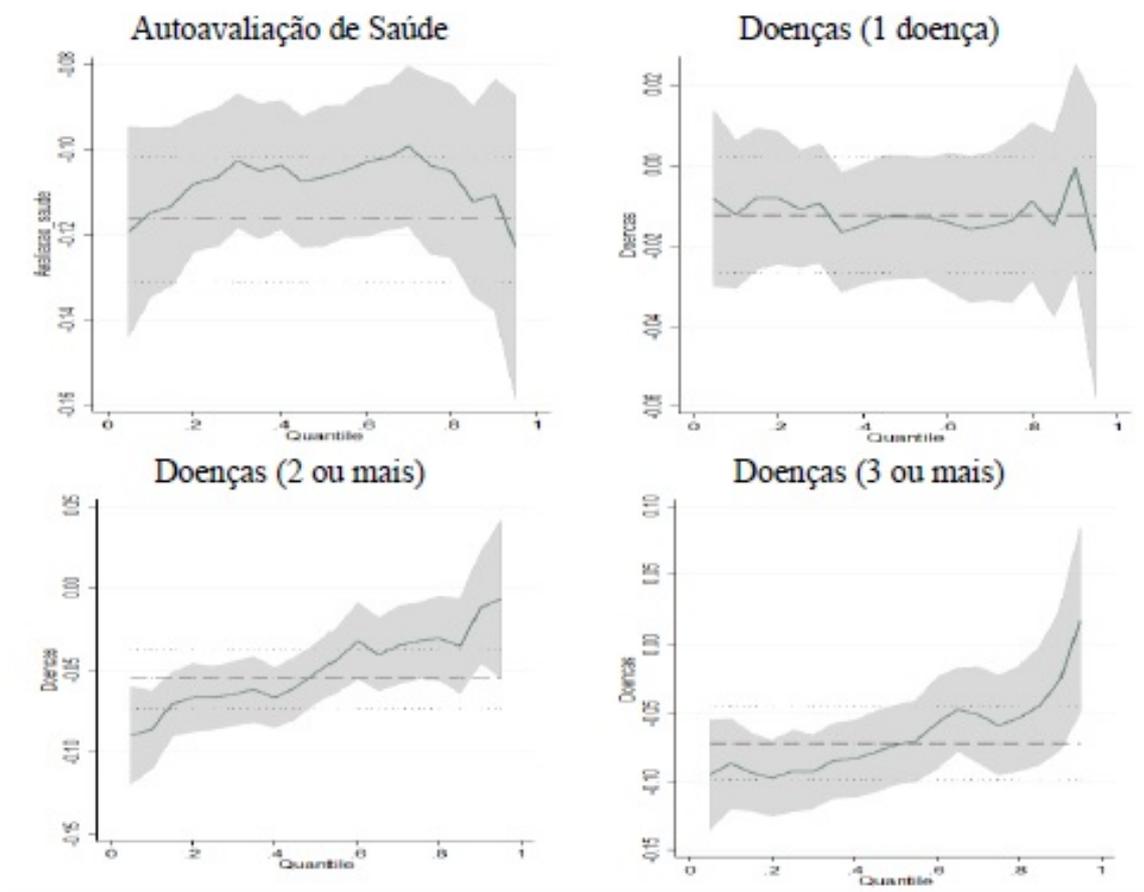
Os coeficientes ao longo de toda a distribuição para o tratamento duas ou mais doenças e três ou mais doenças se mostraram menores que aquele do efeito médio, o que sugere evidências de uma superestimação do impacto na média. Além disso, os trabalhadores localizados nos menores quantis tiveram uma redução de salário muito maior que os quantis superiores, corroborando a ideia do círculo vicioso como visto em Gomes et al (2012). Isso significa que os trabalhadores que tem menores rendimentos são justamente

Tabela 4.7: Efeito de Tratamento Médio Tratamento – Cada Doença Individualmente

Tratamento	Estimação ATT
	Coefficiente
Coluna	-0,047*** (0,003)
Artrite	-0,080*** (0,001)
Câncer	0,029 (0,097)
Diabetes	-0,014*** (0,033)
Bronquite	-0,031*** (0,041)
Hipertensão	-0,031*** (0,004)
Coração	-0,061*** (0,029)
Doença Renal	-0,209*** (0,054)
Depressão	-0,128*** (0,006)
Tuberculose	-0,079*** (0,026)
Tendinite	0,099*** (0,027)
Cirroze	0,048 (0,178)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNAD de 2008. Notas: Desvios-padrão robustos a heterocedasticidade entre parênteses. ***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10

Figura 4.1: Coeficientes da Regressão Quantílica – PNAD - 2008



Fonte: Elaboração própria com base nas estimações, 2017.

aqueles que têm a maior perda quando se encontram doentes, o que pode torná-los mais pobres e agravar mais ainda a condição de saúde. Além disso, os trabalhadores com menores rendimentos são aqueles que tendem a ocupar trabalhos que demandam maior esforço físico, ficando muitas vezes impossibilitado de exercer suas tarefas com alguma enfermidade.

O efeito negativo vai se tornando menor ao longo da distribuição chegando a ser praticamente zero para os indivíduos que recebem os mais altos rendimentos. Em suma, o efeito de uma má condição de saúde é menor para aqueles indivíduos que tem maiores rendimentos, o que implica uma maior capacidade de adaptação desses trabalhadores ao mercado de trabalho, levando em conta a gravidade da enfermidade e o fato de que em geral ocupam trabalhos que exigem menos esforço físico, sendo possível conviver com tal condição.

Na seção seguinte, o teste de robustez com a estimação do impacto das condições de saúde usando a heterocedasticidade para gerar instrumentos internos e *bounds* para o efeito do tratamento ajudará a confirmar o efeito negativo de tais condições sobre os rendimentos do trabalho.

4.5.1 Análise de Robustez

As evidências mostram o impacto negativo de uma má condição de saúde na renda do trabalho individual. Esta seção começa pela apresentação dos resultados do efeito de tratamento médio estimado por *Generalized Method of Moments* (GMM) a partir do método de Lewbel (2012), que explora a identificação a partir da heterocedasticidade dos resíduos para gerar instrumentos internos, quando o produto de tais erros não é correlacionado com os regressores.³³

As estimativas corroboram os resultados anteriores de um efeito negativo da condição de saúde sobre o rendimento dos trabalhadores, independente do tratamento utilizado. No entanto, tal como no efeito quantílico, o método de Lewbel evidencia uma possível superestimação do efeito médio quando não considerados os instrumentos para a condição de saúde. Tal fato pode ser visto pela redução de todos os coeficientes, como por exemplo da saúde autoavaliada como tratamento, que passa de -0,117 (efeito de tratamento médio) para -0,0619 (efeito médio pelo método de Lewbel). Para duas/três ou mais doenças como tratamento, a redução do coeficiente é ainda maior.

A última linha da Tabela 4.8 apresenta o teste de subidentificação do modelo, o qual se rejeita a hipótese nula indicando que o modelo é identificado. Já o teste de Cragg-Donald rejeita a hipótese nula de fracos instrumentos, sugerindo que os instrumentos internos gerados são relevantes para o tratamento³⁴. O artigo de Emran e Hou (2013) encontra

³³Foi realizado o teste de White (1980) e rejeitada a hipótese nula de homocedasticidade (verificada a presença de heterocedasticidade), condição para a validade do método.

³⁴Os resultados do teste podem ser solicitados junto aos autores.

Tabela 4.8: ATT Estimado usando o Método de Lewbel (2012)

Método	Tratamento			
	Autoavaliação	Doenças(1 doença)	Doenças(2 ou mais)	Doenças(3 ou mais)
<i>ATTGMM</i>	-0,0619*** (0,0175)	-0,0318** (0,0190)	-0,0720*** (0,0161)	-0,1070** (0,0464)
Controles	Sim	Sim	Sim	Sim
Ocupação (FE)	Sim	Sim	Sim	Sim
UF (FE)	Sim	Sim	Sim	Sim
Observações	60.548	60.548	46.174	40.531
K-P LM	4017.766***	47.591***	95.640***	1497.596

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados das PNAD de 2008.

Notas: Desvios-padrão robustos a heterocedasticidade entre parênteses, com bootstrap de 1000 replicações.***p-valor < 0,01. ** p-valor < 0,05. * p-valor < 0,10

uma semelhança qualitativa entre as estimativas obtidas por instrumentos externos e pelos gerados pelo presente método, de modo que apesar de não dispor de variáveis de exclusão externas é possível ter certo grau de confiança nos instrumentos gerados para o presente trabalho.

Por fim, são estimados os *bounds* para o efeito de tratamento da condição de saúde seguindo Oster (2015), para obter os valores da seleção nas não observáveis que seria necessário para explicar completamente as estimativas, em comparação com a seleção nas observáveis. Para cada variável de tratamento são considerados quatro valores de R_{max} para se obter o valor do coeficiente de proporcionalidade (δ) que seria necessário para fazer a estimativa do efeito de tratamento ir para zero ($\beta = 0$) e também para se obter um limite inferior para o efeito (o conjunto identificado).

A Tabela 4.9 apresenta tais resultados para cada condição de saúde usada como tratamento. Para a autoavaliação de saúde, considerando o R_{max} de 0,7, por exemplo, foi encontrado um coeficiente de proporcionalidade de 2,8034, o que implica que o efeito das variáveis não observadas no ATT estimado ao longo da condição de saúde teria que ser 2,8034 vezes mais forte do que o efeito das variáveis observáveis para explicar todo o efeito negativo da condição de saúde no rendimento do trabalho. Em outras palavras, as não observáveis teriam que ser 2,8034 vezes mais importantes na explicação do efeito médio, de modo a fazer com que o coeficiente baseado nas observáveis fosse zero. Aumentando o R_{max} para um valor muito improvável de 1, tal coeficiente ainda é de 1,4694. Para o limite inferior, o valor é de -0,20 (para $R_{max} = 0,7$) e passa para -0,09 (para $R_{max} = 1,0$).

Para as demais variáveis de tratamento a interpretação é semelhante, o que corrobora os achados das tabelas anteriores, qual seja, de que o viés causado pelas não observáveis não inviabiliza os coeficientes estimados. Oster (2015) analisando o impacto do comportamento materno sobre as crianças encontrou um coeficiente de proporcionalidade, δ , de 1,37 e o conjunto identificado de [-0,124;-0,033] que exclui o zero. Tal efeito mostrou-se significativo, inclusive quando comparado a outros métodos. Diante disso, tem-se uma confiabilidade nos resultados apresentados na presente pesquisa e corroborados nesta seção, sendo inclusive maiores que os valores encontrados por Oster (2015).

Tabela 4.9: Bounds para o Efeito Do Tratamento - Oster (2015)

Autoavaliação				
Parâmetro	R_{max}			
	0.7	0.8	0.9	1.0
δ para $\beta = 0$	2,8034	2,1521	1,7464	1,4694
Identificado ($\delta = 1$)	[-0,28;-0,20]	[-0,28;-0,16]	[-0,28;-0,13]	[-0,28;-0,09]
Doenças (1 Doença)				
Parâmetro	R_{max}			
	0.7	0.8	0.9	1.0
δ para $\beta = 0$	2,2366	1,7202	1,3975	1,1768
Identificado ($\delta = 1$)	[-0,28;-0,17]	[-0,28;-0,13]	[-0,28;-0,09]	[-0,28;-0,04]
Doenças (2 ou mais)				
Parâmetro	R_{max}			
	0.7	0.8	0.9	1.0
δ para $\beta = 0$	2,3341	1,7972	1,4611	1,2309
Identificado ($\delta = 1$)	[-0,27;-0,17]	[-0,27;-0,13]	[-0,27;-0,09]	[-0,27;-0,05]
Doenças (3 ou mais)				
Parâmetro	R_{max}			
	0.7	0.8	0.9	1.0
δ para $\beta = 0$	2,4948	1,9111	1,5487	1,3019
Identificado ($\delta = 1$)	[-0,27;-0,18]	[-0,27;-0,14]	[-0,27;-0,10]	[-0,27;-0,06]

Fonte: Elaboração própria com base nas estimativas, 2017.

4.6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

As condições de saúde, juntamente com a educação, são fatores primordiais para a acumulação de capital humano e conseqüentemente aumento da produtividade e aferição de renda. Ciente disso foi estimado o impacto da má condição de saúde nos rendimentos do trabalho com dados da PNAD de 2008 que contem um suplemento de saúde, a partir de quatro métodos empíricos: efeito de tratamento médio e efeito de tratamento quantílico, ambos com correção semiparamétrica para o viés de seleção amostral; estimação a partir de instrumentos internos gerados pela heterocedasticidade dos erros do primeiro estágio seguindo Lewbel (2012), e a estimação dos *bounds* para o efeito de tratamento de Oster (2015), juntamente com o coeficiente de proporcionalidade que verifica o viés causado pelas variáveis não observáveis.

Foram utilizadas quatro variáveis indicadoras do *status* de saúde como tratamento como forma de corroborar as estimativas. A condição de saúde autoavaliada, o diagnóstico de pelo menos uma doença por um profissional de saúde, o diagnóstico de duas ou mais doenças e o diagnóstico de três ou mais doenças. Os resultados mostraram um impacto negativo de uma má condição de saúde sobre os salários para todas as estimações, com uma possível superestimação do efeito médio quando comparado ao método de instrumentos internos de Lewbel (2012).

Quando a análise é estendida ao longo da distribuição de renda, é verificado que os indivíduos localizados nos quantis inferiores sofrem uma maior redução salarial devido a uma condição de saúde insatisfatória, o que pode agravar mais ainda a precariedade da saúde desses indivíduos, criando um “círculo vicioso” em tal relação, dado que os trabalhos que remuneram menos são em geral os que demandam maior esforço físico e conseqüentemente os mais afetados e de difícil adaptação por problemas de saúde, dada a impossibilidade de empreender o mesmo nível de esforço caso estivesse saudável.

Por fim, o coeficiente de proporcionalidade, segundo Oster (2015), corrobora com os resultados anteriores e mostra que o viés causado pela omissão de variáveis ou por variáveis não observáveis não é capaz de tornar as estimativas insignificantes, servindo de robustez às estimações anteriores. Em suma, a má condição de saúde causa perdas salariais a todos os trabalhadores, sobretudo àqueles com menores rendimentos. Tais evidências reforçam a necessidade de mais oportunidades na área de saúde para esses trabalhadores, inclusive com prevenção e consultas/exames médicos de rotinas a fim de antecipar e tratar possíveis problemas e evitar uma baixa produtividade no mercado de trabalho.

4.7 REFERÊNCIAS

ALTONJI, J., ELDER, T. e TABER, C. Selection on observed and unobserved variables: Assessing the effectiveness of Catholic schools. **Journal of Political Economy**, [S.l.],

113 (1): 151-184, 2005. Disponível em : < <http://www.jstor.org/stable/10.1086/426036> >. Acesso em: 13 de Jan. 2016

ALVES, L. F. **Impactos do estado de saúde sobre os rendimentos individuais no Brasil**. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Minas Gerais, UFMG, Belo Horizonte, 2002.

ALVES, L. F.; ANDRADE, M. V. Impactos da saúde nos rendimentos individuais no Brasil. **Economia Aplicada**, [S.l.], v. 7, n. 2, p. 259–388, 2003. Disponível em : < https://www.researchgate.net/publication/4805302_Impactos_do_estado_de_saude_sobre_os_rendimentos_individuais_no_Brasil_e_em_Minas_Gerais >. Acesso em: 15 de Ago. 2016

AMORIM, G., e SAMPAIO, B. Communication Network and Civil Unrest: An Investigation of the Occupy Movement in the United States, [S.l.], **37th Meeting of the Brazilian Econometric Society** Florianópolis: Anais da 37th Meeting of the Brazilian Econometric Society, SBE, 2015. Disponível em : < https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=SBE37&paper_id=194 >. Acesso em: 25 de Mar. 2016

ANGRIST, J. D.; PISCHKE, J. **Mostly harmless econometrics: AN EMPIRICIST'S COMPANION**. Princeton: Princeton university press, 2009.

BARTEL, A.; TAUBMAN, P. Health and Labor Market Success: The Role of Various Diseases. *textbf*The Review of Economics and Statistics, [S.l.], v. 61, n. 1, p. 1–8, 1979. Disponível em : < https://www.jstor.org/stable/1924825?seq=1#page_scan_tab_contents >. Acesso em: 18 de Dez. 2016

BAUM, C. F., e SCHAFFER, M.E. **ivreg2h: STATA MODULE TO PERFORM INSTRUMENTAL VARIABLES ESTIMATION USING HETEROSKEDASTICITY-BASED INSTRUMENTS**, [S.l.], 2012. Disponível em : < <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457555.html> >. Acesso em: 12 de Fev. 2016.

BOCKERMAN, P.; HYYTINEN, A.; KAPRIO, J. Smoking and long-term labour market outcomes. **Tobacco control**, [S.l.], p. 1–7, fev. 2014. ISSN 1468-3318. Disponível em: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/24570102>>. Disponível em : < <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/24570102> >. Acesso em: 05 de Fev. 2017

BUCHINSKY, M. The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: a quantile regression approach. **Journal of Applied Econometrics**, [S.l.], v. 13, n. 1, p. 1–30, 1998. Disponível em : < [http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199801/02\)13:1%3C1::AID-JAE474%3E3.0.CO;2-A/abstract](http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/(SICI)1099-1255(199801/02)13:1%3C1::AID-JAE474%3E3.0.CO;2-A/abstract) >. Acesso em: 27 de Abr. 2017

CACCIAMALI, M. C.; HIRATA, G. I. A Influência da Raça e do Gênero nas Oportunidades de Obtenção de Renda – Uma Análise da Discriminação em Mercados de Trabalho Distintos: Bahia e São Paulo. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.35, n.4, p.767- 795, out-dez, 2005. Disponível em : < http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0101-41612005000400007 >. Acesso em: 21 de Dez. 2016

CAI, L. The relationship between health and labour force participation: Evidence from a panel data simultaneous equation model. **Labour Economics**, [S.l.], 17(1): 77-90, 2010. Disponível em : < <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0927537109000426> >. Acesso em: 08 de Fev. 2017

COELHO, D.; VESZTEG, R.; SOARES, F. V. **Regressão quantílica com correção para a seletividade amostral: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil**. Brasília, DF: IPEA, 2010. (Texto para Discussão, n. 1483). Disponível em : < http://www.ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&view=article&id=5040:regressao-quantilica-com-correcao-para-a-seletividade-amostral-estimativa-dos-retornos-educacionais-e-diferenciais-raciais-na-distribuicao-de-salarios-das-mulheres-no-brasil&catid=170:2012&directory=1 >. Acesso em: 13 de Mai. 2016

DE LUCA, G. SNP and SML estimation of univariate and bivariate binary choice models. **The Stata Journal**, [S.l.], v. 8, p. 190-220, 2008. Disponível em : < <http://www.stata-journal.com/article.html?article=st0144> >. Acesso em: 07 de Fev. 2016

DE LUCA, G.; PEROTTI, V. Estimation of ordered response models with sample selection. **The Stata Journal**, [S.l.], v. 11, p. 213-39, 2011. Disponível em : < <http://www.stata-journal.com/article.html?article=st0226> >. Acesso em: 07 de Fev. 2016

DISNEY, R.; EMMERSON, C.; WAKEFIELD, M. Ill health and retirement in Britain: A panel data-based analysis. **Journal of Health Economics**, [S.l.], 25(4): 621-649, 2006. Disponível em : < <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0167629606000312> >. Acesso em: 28 de Ago. 2016

EMRAN, M. S., e HOU, Z. Access to Markets and Rural Poverty: Evidence from Household Consumption in China. **The Review of Economics and Statistics**, [S.l.], 95 (2): 682-697, 2013. Disponível em : < https://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/REST_a_00354?journalCode=rest >. Acesso em: 27 de Nov. 2016

FIGUEIREDO, L.; NORONHA, K. V. M. S.; ANDRADE, M. V. **Os impactos da saúde sobre o crescimento econômico na década de 90: uma análise para os estados brasileiros**. Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2003. 26 p. (Texto para Discussão nº 219).

GALLANT, A. R.; NYCHKA, D. W. Semi-Nonparametric Maximum Likelihood Estimation. **Econometrica**, [S.l.], v. 55, n. 2, p. 363-390, 1987. Disponível em : < <https://www.jstor.org/stable/1913241> >. Acesso em: 23 de Mar. 2017

GARCÍA-GÓMEZ, P.; JONES, A. M.; RICE, N. Health effects on labour market exits and entries. **Labour Economics**, [S.l.], 17(1): 62-76, 2010. Disponível em : < <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0927537109000463> >. Acesso em: 30 de Jan. 2017

GODOY, M. R.; BALBINOTTO NETO, G.; RIBEIRO, E. P. Estimando as Perdas de Rendimentos Devido a Doença Renal Crônica. In: **Encontro Nacional de Economia**, 2006, Salvador. Anais do XXXIV Encontro Nacional de Economia, ANPEC, 2006. Disponível em : < http://abresbrasil.org.br/sites/default/files/estimando_rendimento_neto.pdf >. Acesso em: 19 de Jul. 2016

GOMES, S. M. F. P. O.; BRITO, D. J. M.; ROCHA, R. M. Impactos da Saúde sobre os Rendimentos Individuais no Brasil. In: **40 ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, 2012, Porto de Galinhas, Pernambuco. Anais 40 ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, ANPEC, 2012. Disponível em : < <https://webcache.googleusercontent.co>

m/search?q = cache : 2iV39K9QslwJ : https : //www.anpec.org.br/encontro/2012/inscricao/files_I/i12 - e14b61362d38c27652baa155758da871.docx + &cd = 1&hl = pt - BR&ct = clnk&gl = br >. Acesso em: 19 de Jul. 2016

GROSSMAN, M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. **Journal of Political Economy**, [S.l.], v. 80, n. 2, p. 223-255, 1972. Disponível em : < *https : //pdfs.semanticscholar.org/e656/466bba4f898ad560498998639eb147f62396.pdf* >. Acesso em: 21 de Fev. 2017

GROSSMAN, M., BENHAM, L. Health, hours and wages. In.: PERLMAN, M. **The economics of health and medical care**. London: Macmillan Press, p. 205-233, 1974. Disponível em : < *https : //link.springer.com/chapter/10.1007/978 - 1 - 349 - 63660 - 0_12* >. Acesso em: 25 de Fev. 2017

HARRIS, A. Diabetes, Cardiovascular Disease and Labour Force Participation in Australia: An Endogenous Multivariate Probit Analysis of Clinical Prevalence Data. **Economic Record**, [S.l.], 85(271): 472-484, 2009. Disponível em : < *http : //onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1475 - 4932.2009.00572.x/abstract* >. Acesso em: 03 de Mai. 2016

HECKMAN, J. J. Sample Selection Bias as a Specification Error. **Econometrica**, [S.l.], v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979. Disponível em : < *https : //www.jstor.org/stable/1912352?seq = 1#page_scan_tab_contents* >. Acesso em: 26 de Set. 2016

HECKMAN, J.J. e R. ROBB JR. Alternative methods for evaluating the impact of interventions: An overview. **Journal of Econometrics**, [S.l.], 30 (1-2): 239-267, 1985. Disponível em : < *https : //www.sciencedirect.com/science/article/pii/0304407685901393* >. Acesso em: 07 de Ago. 2016.

IMBENS, G. e J.M. WOOLDRIDGE. Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation. **Journal of Economic Literature**, [S.l.], 47 (1):5-86, 2009. Disponível em : < *https : //dash.harvard.edu/bitstream/handle/1/3043416/imbens_recent.pdf?sequence = 2* >. Acesso em: 22 de Out. 2016

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios**. Rio de Janeiro: IBGE, 2008. Disponível em : <>. Acesso em: 15 de Ago. 2016

KASSOUF, A. L. Rendimentos perdidos por trabalhadores em condições inadequadas de saúde. **Economia Aplicada**. São Paulo, v. 3, n. 2, p. 239-262, 1999. Disponível em : < *http : //www.scielo.br/scielo.php?script = sci_nlinks&ref = 000160&pid = S0102 - 3098201000020000300024&lng = pt* >. Acesso em: 03 de Mar. 2016

KASSOUF, A. L. Saúde e mercado de trabalho. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, [S.l.], v. 27, n. 3, p. 587-610, 1997. Disponível em : < *http : //repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/5437/1/PPE_v27_n03_Saude.pdf* >. Acesso em: 03 de Mar. 2016

KOENKER, R. **Quantile Regression**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression Quantiles. **Econometrica**, [S.l.], v. 46, n. 1, p. 33-50, 1978. Disponível em : < *https : //www.jstor.org/stable/1913643?seq = 1#page_scan_tab_contents* >. Acesso em: 23 de Jun. 2016

LEVINE, P. B.; GUSTAFSON, T. A.; VELENCHIK, A. D. More bad news for smokers? The effects of cigarette smoking on wages. **Industrial and Labor Relations Review**, [S.l.], v. 50, n. 3, p. 493-509, 1997. Disponível em : < *https :*

[//www.jstor.org/stable/2525187?seq=1#page_scan_tab_contents](http://www.jstor.org/stable/2525187?seq=1#page_scan_tab_contents) >. Acesso em: 08 de mai. 2016

LEWBEL, A. Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models. **Journal of Business and Economic Statistics**, [S.l.], 30, 67-80, 2012. Disponível em : < <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/07350015.2012.643126> >. Acesso em: 30 de Dez. 2016.

LUFT, H.S. The impact of poor health on earnings. **The Review of Economics and Statistics**. Cambridge, v.57. 1975. Disponível em : < https://www.jstor.org/stable/1937862?seq=1#page_scan_tab_contents >. Acesso em: 11 de Jan. 2017

MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. New York: Columbia University Press, 1974.

MORRIS, S. The impact of obesity on employment. **Labour Economics**, [S.l.], 14(3): 413-433, 2007. Disponível em : < <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0927537106000248> >. Acesso em: 27 de Set. 2016

NORONHA, K; ANDRADE, M. A importância da saúde como um dos determinantes da distribuição de rendimentos e pobreza no Brasil. In: **XXXIII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**, 2012, Natal. Anais XXXIII ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, ANPEC, 2012. Disponível em : < <http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A136.pdf> >. Acesso em: 08 de Jul. 2016

OLIVEIRA, V. R.. Viés de seleção, migração e saúde. **Brazilian Journal of Theoretical and Applied Economics**, [S.l.], v. 20, p. 376-399, 2014. Disponível em : < <http://seer.upf.br/index.php/rtee/article/view/4598> >. Acesso em: 03 de Jan. 2016

OSTER, E. **Unobservable selection and coefficient stability: theory and validation**. NBER, [S.l.], 2013. (working paper No. w19054). Disponível em : < <http://www.nber.org/papers/w19054> >. Acesso em: 11 de Dez. 2016

OSTER, E. **Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence**. Brown University, [S.l.], 2015. (Working paper). Disponível em : < https://www.brown.edu/research/projects/oster/sites/brown.edu/research/projects/oster/files/uploads/Unobservable_Selection_and_Coefficient_Stability0.pdf >. Acesso em: 11 de Dez. 2016

ROSENBAUM, P. e RUBIN, D. Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score. **The American Statistician**, [S.l.], 39 (1): 33-38, 1985. Disponível em : < <https://www.jstor.org/stable/2683903> >. Acesso em: 20 de Mai. 2016

ROSENBAUM, P. e RUBIN, D. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, [S.l.], 70: 41-55, 1983. Disponível em : < http://www.stat.cmu.edu/~ryantibs/journalclub/rosenbaum_1983.pdf >. Acesso em: 20 de Mai. 2016

RUBIN, D.B. Estimating causal effects of treatments in randomized and non-randomized studies. **Journal of Educational Psychology**, [S.l.], 66 (5): 688-701, 1974. Disponível em : < http://www.fsb.muohio.edu/lij14/420_aper_Rubin74.pdf >. Acesso em: 23 de Mai. 2016

SCHULTZ, T. P.; TANSEL, A. Wage and labor supply effects of illness in Côte d'Ivoire and Ghana: Instrumental variable estimates for days disabled. **Journal of Development Economics**. [S.l.], v. 53, n. 2, p. 251-286, 1997. Disponível em : < <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304387897000254> >. Acesso em: 02 de Out. 2016

SCHULTZ, T. W. Investment in Human Capital. **The American Economic Review**, [S.l.], v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961. Disponível em : < https://www.jstor.org/stable/1818907?seq=1#page_scan_tab_contents >. Acesso em: 17 de Abr. 2016

SILVA, F. M. **Um estudo econômico da tuberculose no Brasil**. 115p. Dissertação (Mestrado em Economia do Desenvolvimento) – Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, PUCRS, Porto Alegre, 2011.

SOUSA, E. A. **Efeitos da educação sobre a saúde do indivíduo: uma análise para a região nordeste do Brasil**. 2010. 82f. Dissertação (Mestrado em Economia), Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, UFAL, Maceió, 2010.

STRAUSS, J.; THOMAS, D. Health, Nutrition, and Economic Development. **Journal of Economic Literature**, [S.l.], v. 36, n. 2, p. 766-817, 1998. Disponível em : < <https://www.jstor.org/stable/2565122> >. Acesso em: 09 de Out. 2016

5 Considerações Finais

Esta tese foi composta de três ensaios relacionando comércio internacional, condições de saúde e mercado de trabalho, buscando adicionar evidências empíricas a literatura sobre tais temas.

No primeiro ensaio foi encontrado que o comércio bilateral reduz a taxa de mortalidade infantil para um painel de países entre 1980 e 2005, sendo esse efeito maior para os países que já possuem um baixo índice de mortalidade. Por outro lado, quando se considera a taxa de mortalidade apenas para crianças de até 5 anos, o efeito passa a ser maior para os países com alto índice de mortalidade. Em suma, os resultados são robustos a heterocedasticidade, endogeneidade e ao fluxo de zeros do comércio bilateral que podem viesar os resultados, corroborando o impacto do comércio internacional sobre a taxa de mortalidade infantil.

Já o segundo ensaio investigou se existe um prêmio salarial para os empregados das empresas do setor externo e se as empresas exportadoras já pagam um salário maior antes de começar a exportar, usando informações da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) para o período de 2003 a 2013. Os resultados indicam que existe uma auto seleção de empresas, com um diferencial de salário para os trabalhadores das empresas exportadoras mesmo antes dessas entrarem no mercado externo. Ainda é verificado que tal efeito é maior para os estratos superiores da distribuição de salários.

Por fim, o terceiro ensaio buscou mensurar o efeito das condições de saúde sobre o rendimento dos trabalhadores no mercado de trabalho brasileiro. A partir dos dados da PNAD de 2008, foi encontrado um impacto negativo de uma má condição de saúde na renda do trabalho, sendo que os indivíduos que sofrem as maiores reduções salariais são justamente os que estão nos quantis mais baixos de renda.

Em suma, os ensaios usam técnicas econométricas robustas e corroboram com alguns resultados encontrados na literatura, ao mesmo tempo que abre uma agenda de pesquisa para aprofundamento e investigações futuras acerca de relações causais entre as variáveis utilizadas.

6 Referências

- ALCALÁ, F.; HERNÁNDEZ, P. J. **Firm characteristics, labor sorting, and wages**. Universidad de Murcia, Munich Personal RePEc Archive , 2007. mimeo. Disponível em : < <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/1226/1/MPRApaper1226.pdf> >. Acesso em: 15 de Ago. 2016.
- ALVES, L. F. **Impactos do estado de saúde sobre os rendimentos individuais no Brasil**. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Minas Gerais, UFMG, Belo Horizonte, 2002.
- GROSSMAN, M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. **Journal of Political Economy**, [S.l.], v. 80, n. 2, p. 223–255, 1972. Disponível em : < <https://pdfs.semanticscholar.org/e656/466bba4f898ad560498998639eb147f62396.pdf> >. Acesso em: 21 de Fev. 2017
- GUIMARÃES, P.; PORTUGAL, P. A Simple Feasible Alternative Procedure to Estimate Models with High-Dimensional Fixed Effects, [S.l.], 2009. (**IZA DP No 3935**). Disponível em : < <http://ftp.iza.org/dp3935.pdf> >. Acesso em: 02 de Jan. 2017.
- KOENKER, R. Quantile regression for longitudinal data. **Journal of Multivariate Analysis**, [S.l.], 91(1), 74-89, 2004. Disponível em : < <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0047259X04001113> >. Acesso em: 30 de Ago. 2017.
- LEVINE, D. I.; ROTHMAN, D. Does trade affect child health? **Journal of Health Economics**, [S.l.], 25 538–554, 2006. Disponível em : < <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/16303196> >. Acesso em: 30 de Out. 2015.
- LEWBEL, A. Using Heteroscedasticity to Identify and Estimate Mismeasured and Endogenous Regressor Models. **Journal of Business and Economic Statistics**, [S.l.], 30, 67-80, 2012. Disponível em : < <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/07350015.2012.643126> >. Acesso em: 30 de Dez. 2016.
- MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. New York: Columbia University Press, 1974.
- MUNCH, J. R., SKAKSEN, J. R. Human capital and wages in exporting firms. [S.l.], Institute for the Study of Labor IZA 2006. (**Discussion Paper**) 2409 Disponível em : < <http://repec.iza.org/dp2409.pdf> >. Acesso em: 21 de Abr. 2017.
- SCHANK, T.; SCHANABEL, C., WAGNER, J. Do exporters really pay higher wages? First evidence from German linked employer-employee data. **Journal of International Economics**, [S.l.], 72, 52-72, 2007. Disponível em : < <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022199606001346> >. Acesso em: 09 de Jun. 2017.
- OSTER, E. **Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence**. Brown University, [S.l.], 2015. (Working paper). Disponível em : < https://www.brown.edu/research/centers/center-for-empirical-research-on-education/papers/Unobservable_Selection_and_Coefficient_Stability_Theory_and_Evidence.pdf >.

[//www.brown.edu/research/projects/oster/sites/brown.edu.research.projects.oster/files/uploads/Unobservable_Selection_and_Coefficient_Stability0.pdf](http://www.brown.edu/research/projects/oster/sites/brown.edu.research.projects.oster/files/uploads/Unobservable_Selection_and_Coefficient_Stability0.pdf) >. Acesso em: 11 de Dez. 2016

SCHULTZ, T. W. Investment in Human Capital. **The American Economic Review**, [S.l.], v. 51, n. 1, p. 1-17, 1961. Disponível em : < https://www.jstor.org/stable/1818907?seq=1#page_scan_tab_contents >. Acesso em: 17 de Abr. 2016