

Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
Departamento de Economia
1 de Dezembro de 2021

**Efeitos das Exportações e Importações Chinesas sobre a Saúde dos
Brasileiros**

Aluno

Rodrigo Ulian Megale

Orientador

Naércio Aquino Menezes Filho

*Monografia apresentada ao Departamento de Economia
como requisito para obtenção do título de
Bacharel em Ciências Econômicas*

Agradecimentos

Primeiramente gostaria de agradecer à minha mãe, Renata Valéria Ulian, e ao meu pai, Carlos Augusto Dutra Megale, pelo incentivo e apoio nas decisões tomadas ao longo da minha trajetória.

Agradeço ao Professor Dr. Naércio Aquino Menezes-Filho, pela orientação nesta tese e por anos de aprendizado no Centro de Políticas Públicas (CPP-INSPER). Agradeço também a Professora Dra. Paula Carvalho Pereda, pelas suas excelentes aulas e disponibilidade em ajudar os alunos.

Por fim dedico esse trabalho aos meus colegas João Pedro Camargo, Pedro Meniconi, Matheus Loureiro, Victor Campos, Breno Ferreira, Allan Aoki, Bruno Araújo, Gabriel Mendes, Eduardo Siqueira, Nicollas Peixoto, Julia Braga de Sá, Victor Rivas, Sergio Alves, Hugo Pires, Adinam Barbosa e Tiago Botelho, pela troca de experiências e amizades construídas ao longo dos anos da graduação.

Resumo

O debate dos efeitos econômicos dos choques de demanda e oferta propiciados pelo crescimento chinês em países latino-americanos é amplamente abrangido pela literatura de comércio internacional. Em linhas gerais, há a convergência de que o aumento das exportações chinesas e do preço mundial das commodities geraram benefícios e maior renda para a América Latina. Contudo, a competição com importados chineses em mercados locais e em outros mercados terciários podem gerar custos de adaptação para as manufaturas destes países, além da especialização em exportação de produtos primários. Utilizando dados do Sistema Único de Saúde (DATASUS), Censo Demográfico (IBGE) e da CEPII/COMTRADE, este trabalho tem como objetivo expandir o debate para efeitos não econômicos do *boom* chinês, analisando se o comércio China-Brasil teve efeitos na saúde média dos brasileiros. Para determinar se há efeito causal das importações e exportações dos municípios brasileiros, foram construídas variáveis instrumentais com base em sua composição setorial e o padrão de fluxo de comércio chinês. Os resultados mostram que há efeito positivo do choque de importações sobre a taxa geral de internações hospitalares e especificamente de doenças hepáticas, enquanto se identificou coeficiente negativo para as internações por autolesões intencionais. Já o choque de exportação se mostrou significativo e negativo para a taxa geral de internações hospitalares.

Palavras-chave: Comércio China-Brasil, *Boom* Chinês, Saúde e Comércio Internacional

Códigos JEL: F13, F16, I12, R12

Abstract

The debate around the supply and demand shocks originating from Chinese growth and its effects on Latin American countries has been vastly discussed by the literature on international trade. Broadly speaking, most authors agree that Latin American economies have largely benefited from the growth of Chinese exports and primary commodity prices alike. They also highlight how local economies might suffer when forced to compete with Chinese imports, which may not only impose high transaction costs on manufacturing sectors, but also lead to unintended specialization in the production and export of primary products. We contribute to the aforementioned debate by using data from the Sistema Único de Saúde (DATASUS), the Population Census (IBGE) and the CEPII/COMTRADE to look at second-order effects of Chinese growth on average health in Brazilian municipalities. To determine whether the measured effect of imports and exports is indeed causal, we use an instrumental variables approach to estimate the regression coefficients by looking at the sectoral composition of local markets and the volume of trade with China. Our results show that the import shock had a positive effect on the general rate of hospitalizations, and in particular for liver disease, whereas the effect on self harm hospital admissions was negative. The export shock had a negative and statistically significant effect on general hospitalization rates.

Keywords: Brazil-China Trade, Chinese Economic Boom, Health and International Trade

JEL Codes: F13, F16, I12, R12

CONTEÚDO

Lista de Figuras	5
Lista de Tabelas	6
1 Introdução	8
2 Revisão de Literatura	10
3 Dados	13
4 Metodologia	17
5 Resultados	20
5.1 Regressões de Primeiro Estágio	20
5.2 Regressões Internações Hospitalares	21
5.3 Regressões Mortalidade	24
5.4 Regressões Mecanismos	28
6 Conclusão	30
Referências	30
Apêndice	32

LISTA DE FIGURAS

3.1	Histograma de Mortalidade e Internações por 100 mil habitantes na amostra geral e selecionada por estrutura produtiva.	14
-----	--	----

LISTA DE TABELAS

3.1	Composição Setorial e Demográfica nos anos 2000 na amostra geral e selecionada por estrutura produtiva.	15
3.2	Fluxo comercial Brasil-China no ano 2000 e variações no valor (2000/2010) em US\$100.000.	16
5.1	Regressões de Primeiro Estágio. Erros-padrão robustos entre parênteses; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$	20
5.2	Regressões para Taxa de Internações Hospitalares. Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$	22
5.3	Regressões para Taxa de Internações Hospitalares por Lesões Auto-provocadas Intencionalmente (<i>Self Harm</i>). Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$	23
5.4	Regressões para Taxa de Internações Hospitalares por Autointoxicações Intencionais. Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$	23
5.5	Regressões para Taxa de Internações Hospitalares por Doenças Hepáticas. Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$	24
5.6	Regressões para Taxa de Mortalidade Municipal. Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$	25
5.7	Regressões para Taxa de Mortalidade por Lesões Autoprovocadas Intencionalmente (<i>Self Harm</i>). Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$	26
5.8	Regressões para Taxa de Mortalidade por Autointoxicações Intencionais. Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$	27
5.9	Regressões para Taxa de Mortalidade por Doenças Hepáticas. Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$	27
5.10	Regressões Mecanismos. Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$	29

1	Classificação de Doenças Código CID-10	33
---	--	----

INTRODUÇÃO

Uma das grandes mudanças no cenário econômico das últimas décadas é a ascensão da China a grande potência. Desde o início dos anos 1990 a taxa de crescimento do PIB per capita do país se manteve ininterruptamente acima de 5%, com o excepcional crescimento médio superior a 8.5% ao ano. Este dado se torna ainda mais imponente quando comparado ao crescimento de países desenvolvidos e emergentes. Enquanto o PIB per capita americano, brasileiro, latino-americano e mundial tiveram oscilações e taxas similares, com crescimento anual médio entre 0.97% e 1.49% ao ano¹, o crescimento chinês foi consistentemente superior, tornando-se a 2° maior economia do planeta.

Parte deste fenômeno pode ser atribuído a entrada na Organização Mundial do Comércio (OMS) em 2001, no qual intensificou a participação de produtos chineses no comércio mundial: Em 2004 o país já era o 4º maior exportador do mundo (Lall et al. 2005) e a partir de 2013 se tornou o maior exportador global (com exceção a 2018, quando o valor exportado dos Estados Unidos retomou momentaneamente a ponta)². Com o surgimento deste novo player, ocorreram efeitos econômicos diretos e indiretos sob economias da América Latina que, para ambos os tipos, podem ser complementares ou competitivos aos produtos exportados por estes países (Jenkins 2014). Por um lado, o crescimento chinês promove o aumento da demanda de exportações e é grande suficiente para aumentar o preço de produtos primários exportados por estes países. Somando-se a isso, a maioria dos países latino-americanos tem estrutura de exportações não competitiva e complementar em relação aos produtos chineses, sendo o México a grande exceção (Lall et al. 2005). Por outro lado, mesmo com estrutura de exportação complementar, a competição com os produtos chineses pode promover a falência de produtores locais via perda de mercado local e em outros mercados terciários. K. Gallagher e Porzecanski (2010), estimam que apesar da expansão da demanda de commodities ter gerado benefícios para os

1. Médias calculadas pelo próprio autor com dados disponibilizados pelo Banco Mundial. No período (1990-2020), o Brasil teve crescimento médio anual de 0.97957%, a América Latina de 1.23789%, o Mundo de 1.48895%, os Estados Unidos de 1.49881% e a China 8.53165%.

2. Dados disponíveis em: <https://data.worldbank.org/indicator/NE.EXP.GNFS.CD>

países da América Latina, a produtividade dos manufaturados chineses cresceu com maior velocidade na primeira década do milênio, colocando “sob ameaça” 94% das exportações de manufaturados dos países latino-americanos.

Em relação ao Brasil, a China se tornou o principal parceiro comercial em 2010 com uma estrutura de exportação de commodities e manufaturados com baixa intensidade de capital enquanto as importações são de bens manufaturados de média e alta tecnologia (Jenkins 2014). Contudo, tratando-se do comércio global, o Brasil se faz como um caso no “meio termo” entre o outlier México e os outros países da América Latina, pois por um lado se beneficia do crescimento chinês por ser um exportador de commodities, mas se prejudica pela competição nas exportações de manufaturas, em especial de trabalho intensivo (Bustelo e Reis 2019). Portanto, teme-se que a competição com produtos importados chineses afete especialmente as indústrias de manufaturas em mercados locais brasileiros e promova a especialização da economia em exportações em produtos primários (K. P. Gallagher e Porzecanski 2008; Jenkins e Barbosa 2012). Com esses resultados, é plausível de se admitir que exista a possibilidade de o comércio China-Brasil promover efeitos negativos sob as oportunidades de trabalho em locais em que se concentra a indústria manufatureira e positivos em locais com maior produção de bens primários.

A deterioração das oportunidades de emprego, perda do trabalho e status, são aspectos intimamente ligados a condição de saúde humana. Evidências de vários países mostram que o stress gerado no trabalho e o eventual desemprego promove o substancial aumento no risco de morte prematura dos trabalhadores, devido tanto às consequências psicológicas quanto aos problemas financeiros que isso acarreta (Wilkinson et al. 2003). O objetivo deste artigo é analisar se os choques de demanda e oferta do comércio chinês no início dos anos 2000 tiveram efeito sob a saúde média dos trabalhadores brasileiros, utilizando em nível municipal, a taxa de mortalidade e de internações hospitalar para cada cem mil habitantes e analisando especificamente os óbitos e internações por autolesão, autointoxicação e doenças hepáticas³. Além disto, serão investigados os possíveis mecanismos de deterioração das condições do mercado de trabalho e variação nos índices de desigualdade nos quais os choques de importação e exportação atuariam para alterar os níveis médios de saúde. Para isto será feita a análise sobre variáveis de salário, renda, formalização do mercado de trabalho, taxa de desemprego, índice de Gini, e percentual da população em situação de pobreza ou pobreza extrema.

3. Estas doenças foram escolhidas por serem consideradas “mortes por desespero” (Pierce e Schott 2020).

REVISÃO DE LITERATURA

Com dados da década de 1990 e do início dos anos 2000, Lall et al. (2005), avaliaram se a competitividade das exportações chinesas colocava em risco as manufaturas dos países da América Latina. Mesmo que, de acordo com a teoria de comércio internacional, a liberalização econômica não implicar em uma relação de vencedor contra perdedor (um jogo de soma zero), os autores justificam que, sob a presença de fricções e problemas de adaptação, a entrada de um novo país com alta produtividade gera custos de ajustes para os países estabelecidos, a depender da similaridade da estrutura de exportações e da velocidade, custo, natureza e extensão do ajuste em cada país competindo com China. Com isto, foram criadas cinco medidas de “ameaça competitiva” de acordo com o *market share* em cada setor exportado por país e a China. Uma ameaça direta é representada pelo aumento do poder de mercado chinês e queda do país em questão. Já uma ameaça indireta é determinada pelo aumento do percentual de mercado de ambos, porém com maior velocidade para os chineses. As outras três categorias são nos casos inversos, onde não há ameaça, ameaça reversa (do país analisado para china) ou perda mútua. Para o caso brasileiro, concluiu-se 28% de ameaças diretas e 23% de ameaças indiretas para as exportações em 2002, especialmente na indústria de telecomunicações e calçados. Entretanto, o autor deixa claro que estas medidas não são capazes de determinar um efeito causal do comércio chinês, sendo apenas indicativos que se ajustam bem aos dados.

Passando para primeira década dos anos 2000, Jenkins (2014), examinou como a expansão do comércio chinês afetou as importações de manufaturados brasileiros nos seus principais mercados de exportação (EUA, União Europeia e América Latina). A análise se baseia em 3 índices de mensuração de ameaça competitiva, o ESI (*Export Similarity Index*) com base na similaridade de exportações, o ICT (*Index of Competitive Threat*) que se utiliza das vantagens comparativas de cada país, e o CMS (Constant Market Share), decompondo as mudanças na participação do Brasil nas importações destes países e obtendo três tipos de efeito: competitivo, de composição setorial e de adaptação relativa. As duas primeiras medidas indicaram

que há competição entre as exportações brasileiras e chinesas no principal mercado do Brasil, sendo inicialmente mais intenso no mercado americano e a partir de 2005 se acelerando para outros países latino-americanos, em especial do Mercosul, que importa manufaturados brasileiros mais sofisticados comparados aos Estados Unidos e a União Europeia. Em relação a última medida, identificou-se forte efeito competitivo a partir de 2004, implicando em perda de mercado para as exportações brasileiras, principalmente, nos Estados Unidos, Chile e Venezuela. Para o autor, o Brasil se encontrava na “armadilha da renda média”, pois enfrenta a concorrência da China em produtos de baixa tecnologia, mas não tem capacidade tecnológica para competir com países desenvolvidos em produtos de alta tecnologia (e nem com a própria China).

No artigo de K. P. Gallagher e Porzecanski (2008), os autores observam que o crescimento chinês foi de fato importante para a expansão das exportações da América Latina, entretanto, dada a composição comercial desta relação (exportações de commodities para China e importação de produtos tecnológicos de média e baixa tecnologia para América Latina) pode-se gerar maior dependência e especialização na produção de bens primários, colocando os países da latino-americanos atrás na corrida do desenvolvimento. Nota-se, portanto, que a intensificação da participação chinesa no comércio mundial pode ter afetado a produção e, conseqüentemente, os mercados de trabalho locais do Brasil, já que a demanda por exportações de produtos primários e seus preços cresceram, entretanto, a competição para produtos manufaturados pode ter sido relevante. Costa et al. (2016), investigaram com a abordagem de variáveis instrumentais se ocorreram mudanças em variáveis em mercados de trabalho locais no Brasil, construindo medidas de vulnerabilidade as importações e oportunidades de exportações com base na composição setorial das microrregiões brasileiras. Os autores identificam que o choque de exportação Chinês promoveu aumento nos salários em todos os setores (inclusive o manufatureiro, porém com maior intensidade para o extrativista) além de maior formalização do mercado de trabalho. Em relação ao choque de importação, o efeito sob os salários médios não foi significativo, entretanto, ao tratar especificamente do salário da manufatura, identificou-se o impacto negativo, deduzindo-se que o salário médio não é afetado porque mesmo nas regiões com maior vulnerabilidade as importações chinesas, a manufatura representa pouco da composição setorial total.

Dado os efeitos econômicos, os choques de oferta e demanda chinesa também geraram efeitos não econômicos em outros países. Dippel et al. (2017), utilizam dados alemães para avaliar se a pressão por exportações tem efeito sob votos em políticos que adotam medidas protecionistas, populistas e nacionalistas (extrema

direita). Aplicando seu modelo de mensuração intermediário¹, os autores estimam o aumento de votos em políticos de extrema direita com associados a maior exposição as importações, com o principal canal sendo a precarização do mercado de trabalho. Ainda que literatura econômica não seja extensa no tópico de efeitos do comércio internacional sob a saúde, o link entre desemprego e saúde é amplamente discutido. Utilizando o processo AR (1), Classen e Dunn (2012), analisaram se a perda do emprego, com diferentes níveis de duração de desemprego, poderia ser um fator de risco para o suicídio nos Estados Unidos. Apesar de não encontrarem efeitos da perda de emprego recente (de até 5 semanas) os autores constataam um aumento grande e estatisticamente significativo sob o risco de suicídio para os trabalhadores que sofreram com o desemprego de 15 a 26 semanas. Similarmente, Browning e Heinesen (2012), com uma abordagem de *Propensity Score Matching* ponderada, estimaram se o fechamento de plantas produtivas na Dinamarca teve efeito sobre a mortalidade e internações de homens, de modo geral e em categorias específicas de doenças. Foi constatado aumento no risco de mortalidade geral e mortalidade causada por doenças circulatórias, de suicídio e tentativas de suicídio, além do crescimento das mortes e hospitalizações devido a acidentes de trânsito, doenças relacionadas ao álcool e doenças mentais. Com o objetivo semelhante à deste artigo, Pierce e Schott (2020), examinaram o impacto da liberalização do comércio americano com a China em 2001, intensificando a competição nos mercados locais do país (condados). Com uma estratégia de identificação de Diferenças em Diferenças, os autores estimam efeito positivo sob as mortes por overdose e insignificante sob os óbitos por doenças hepáticas e suicídio. Entretanto, ao estratificar a amostra populacional por etnia, foi constatado efeito mais intenso sob a população branca, provavelmente porque estes se concentram mais na atividade manufatureira.

1. Dippel et al. (2017) consideram que um modelo de variável instrumental usual não seria eficiente para mensurar exatamente o efeito da pressão de importações sob votos em candidatos de extrema direita, pois esta também afeta as condições de mercado local que também impactam neste tipo de voto, por isto a elaboração de um “modelo intermediário”.

DADOS

Para elaborar as taxas de mortalidade e internação hospitalar nos municípios brasileiros foram utilizados, em nível individual, dados de 2000 e 2010 provenientes do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM-SUS) e do Sistema de Informações Hospitalares (SIH-SUS). Os óbitos por autolesão, autointoxicação e cirrose foram selecionados de acordo com a Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde (CID-10)¹, sendo este o padrão internacional de diagnósticos. A amostra foi limitada a indivíduos de 18 a 60 anos, considerando esta a parcela da população a com maior propensão de ser afetada pelo comércio entre Brasil e China. Além disto, a alocação de pessoas entre cidades foi determinada pelo município de residência informado nos dados do DATASUS.

Para mesma faixa etária, obteve-se características socioeconômicas com os microdados dos Censos Demográficos de 2000 e 2010, classificando categorias de etnias (brancos e não brancos), educação (sem ensino, alfabetizado, ensino fundamental, ensino médio e ensino superior), gênero, renda total, salário, número de horas trabalhadas, ocupação, local de moradia (rural ou urbano), tamanho da força de trabalho (indivíduos de 18 a 60 anos) e setor de atividade de acordo com a classificação de 5 dígitos do CNAE Domiciliar. Com a renda oriunda do trabalho, calculou-se o salário-hora real dos indivíduos empregados dividindo pelo número de horas trabalhadas por semana multiplicado por 4,33 semanas e o deflacionando pelo IPCA, trazendo os salários de 2000 a nível de 2010. Com os dados domiciliares dos Censos Demográficos dos mesmos anos, se incluiu informações como acesso a canalização, energia elétrica, geladeira e renda per capita domiciliar, calculando-se com esta última variável os indivíduos em situação de pobreza ou de pobreza extrema² e o índice de Gini municipal. Como ocorreram alterações no tamanho dos municípios ao longo dos anos, seja pela criação de novas cidades ou desagregação de certas áreas, os dados foram compatibilizados usando as Áreas Mínimas Comparáveis (AMC) de

1. Disponível no Apêndice.

2. Fonte: Elaboração de Sonia Rocha com base na POF (“Do Consumo Observado à Linha de Pobreza”, in Pesquisa e Planejamento Econômico, vol.27 (2), agosto de 1997).

1991, resultando em 4267 observações por ano³.

A Figura 3.1 ilustra os histogramas da taxa de mortalidade e da taxa de internação de todos os municípios brasileiros no ano de 2010 e com as amostras selecionadas apenas com municípios cujas empregabilidades no setor manufatureiro e no setor primário (agrícola e extrativista) estão acima do percentil 75 na distribuição de empregos entre cidades no ano 2000. Este valor foi escolhido devido as baixas proporções de empregabilidade no setor de manufaturas⁴. Os gráficos apontam para possíveis correlações entre estrutura produtiva e condições de saúde. No ano de 2010, comparando com a amostra completa de municípios, tanto a taxa de mortalidade quanto a de internações tiveram patamares mais elevados em municípios com maior atividade manufatureira em 2000. Em oposição a isto, se observou níveis menores nas localidades com maior mão de obra no setor primário. O valor médio dos tipos de municípios selecionados vai de acordo com as hipóteses estabelecidas: A taxa de mortalidade geral é aproximadamente 1138, enquanto para municípios com manufaturas este valor é de 1416,8 e municípios primários de 778,9. Similarmente, as internações por 100 mil habitantes é 20.449 para a amostra completa, 24.577,2 para os municípios com maior trabalho em manufaturas e 15.700,45 para as cidades com especialização em produção primária. Nota-se, portanto, em média, uma grande discrepância nos níveis de saúde em 2010 nas localidades que tinham maior propensão a receber o choque de exportação ou importação chinês.

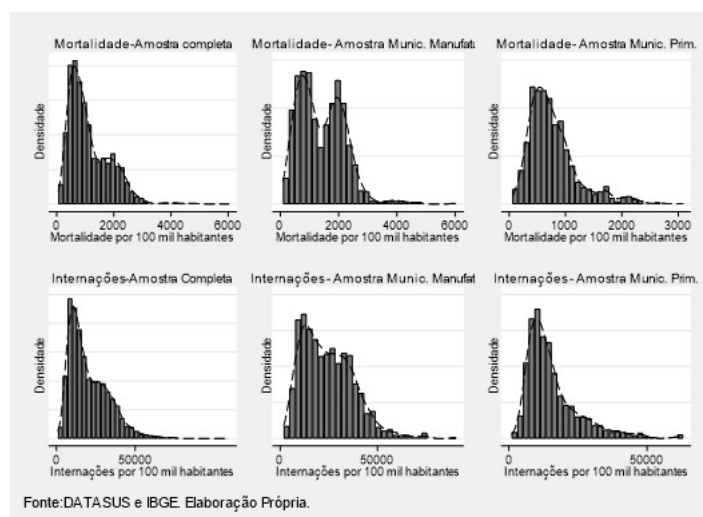


Figura 3.1: Histograma de Mortalidade e Internações por 100 mil habitantes na amostra geral e selecionada por estrutura produtiva.

3. Por simplicidade “AMC” será tratado como município.

4. O valor da empregabilidade em manufaturas do percentil 75 da distribuição de 2000 é igual a aproximadamente 8.5%.

A Tabela 3.1 apresenta os valores médios para a estrutura de emprego e características demográficas dos municípios, ponderados pelo tamanho do município nos anos 2000, para os mesmos tipos de amostra. Em linhas gerais, a estrutura produtiva não parece estar correlacionada com a idade dos trabalhadores e o percentual de homens no município, cujas médias entre as amostras foram próximas. Além disto, cidades com maior empregabilidade no setor agrícola não possuem maior percentual de empregos no setor extrativista. Entretanto, nota-se que a estrutura produtiva pode estar correlacionada a outras variáveis que afetam condições de saúde. Em média, municípios com mais empregabilidade na manufatura possuíam, no ano 2000, maiores níveis educacionais e menor proporção de trabalhadores na informalidade comparados a amostra geral. Em oposição, cidades mais especializadas em produção primária dispunham de menores níveis educacionais e maior percentual de informalização comparados a amostra completa. Provavelmente, os maiores níveis educacionais estão também correlacionados com o maior percentual de empregos no setor de bens não comercializáveis nos “municípios manufatureiros”.

	Amostra Completa	Municípios Manufatura	Municípios Primário
Força de Trabalho	22.355,55	39.353,96	7143,04
Percentual primário	24,24%	15,76%	41,29%
Percentual agrícola	23,89%	15,42%	41,02%
Percentual extrativista	0,35%	0,34%	0,28%
Percentual manufatura	6,37%	14,62%	3,62%
Percentual Setor de Bens Não-Comercializáveis	26,79%	32,23%	18,77%
Percentual Informal	41,74%	36,22%	54,39%
Idade média da força trabalho	28,31	29,24	27,96
Percentual de Homens	50,58%	50,32%	50,99%
Percentual de Brancos	52,97%	70,40%	51,48%
Percentual de indivíduos instrução educacional	24,83%	19,65%	27,32%
Percentual de indivíduos apenas alfabetização	15,91%	17,45%	16,79%
Percentual de indivíduos com ensino fundamental	44,74%	43,49%	45,66%
Percentual de indivíduos ensino médio	11,88%	15,19%	8,72%
Percentual de indivíduos ensino superior	2,63%	4,22%	1,51%
Número de Municípios (AMC's)	4267	1067	1067

Tabela 3.1: Composição Setorial e Demográfica nos anos 2000 na amostra geral e selecionada por estrutura produtiva.

Os dados de comércio internacional são oriundos da CEPII (The Centre d'Études Prospectives et d'Informations) na qual se utiliza dados da COMTRADE para formatação de sua base de dados. Os dados da CEPII foram escolhidos porque os custos CIF são estimados e removidos dos valores de importação (calculando-se os valores de importação FOB) e a confiabilidade de cada país como relator de dados comerciais é avaliada. Se um país tende a fornecer dados muito diferentes dos de seus parceiros, será considerado não confiável e terá um peso menor na determinação

do valor do fluxo comercial reconciliado⁵. Se classificou os indivíduos empregados de acordo com o código CNAE Domiciliar de 5 dígitos nos dados do censo de 2000 e produtos com o código HS de 6 dígitos nos dados de comércio de 2000 e 2010 por setores de atividade econômica. Além disto, foram utilizadas concordâncias para classificar produtos que não são identificados separadamente na base de comércio e o código CNAE Domiciliar de 5 dígitos. No total somam-se 82 setores de bens comercializáveis, sendo 24 agrícolas, 8 extrativistas e 50 manufatureiros⁶. A Tabela 3.2 mostra o total de importações e exportações a cada 100.000 dólares por setor no ano 2000 e a variação total comparada ao ano de 2010. Nota-se que o aumento das exportações brasileiras ocorreu nos 3 grandes setores de bens comercializáveis. Apesar do elevado aumento das manufaturas (próximo a seis vezes) e da agricultura (cerca de 15 vezes), as atividades extrativistas teve aumento superior a 36 vezes, sendo o principal motor, em termos percentuais, da variação das exportações brasileiras para China. Além disto, as manufaturas, principal setor nas exportações em 2000, passou a ter o menor papel em 2010. Em relação as importações o resultado foi reverso. Os produtos manufatureiros tiveram crescimento substancial comparado a agricultura e, principalmente, ao setor extrativista. Este padrão de comércio se assemelha ao observado por Jenkins (2014), no qual a estrutura de exportações brasileiras para China se concentrava em bens primários (com substancial aumento no setor extrativista) e as importações em bens manufaturados.

Setor	Exportações 2000	Δ Exportações	Importações 2000	Δ Importações
Agricultura	4298,51	65.159,97	440,40	7460,32
Extrativista	1180,12	43.661,33	48,04	53,66
Manufatura	6139,26	41.326,98	17.827,53	286.090,38

Tabela 3.2: Fluxo comercial Brasil-China no ano 2000 e variações no valor (2000/2010) em US\$100.000.

5. Ver http://www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/presentation.asp?id=37

6. As correspondências entre os códigos HS-6 dígitos, o código CNAE Domiciliar e setores de atividade econômica utilizadas foram elaboradas e disponibilizadas por Costa et al. (2016), resultando em uma classificação de setores idêntica a do autor.

METODOLOGIA

Este artigo adaptou a metodologia empírica de variável instrumental elaborada por Costa et al. (2016), alterando o nível de microrregiões utilizado pelos autores para municípios¹. Portanto, as variáveis de oportunidade as exportações e vulnerabilidade às importações são:

$$\text{choque}_{\text{exp}_m} = \sum_j \frac{L_{mj,2000}}{L_{Bj,2000} \cdot L_{m,2000}} \Delta X_j \quad (4.1)$$

$$\text{choque}_{\text{imp}_m} = \sum_j \frac{L_{mj,2000}}{L_{Bj,2000} \cdot L_{m,2000}} \Delta I_j \quad (4.2)$$

Com $L_{mj,2000}$ representando o tamanho da força de trabalho no setor j no município m em 2000, $L_{Bj,2000}$ a força de trabalho brasileiro no setor j e $L_{m,2000}$ a força de trabalho total no município m , sendo ambos para o ano 2000. ΔX_j e ΔI_j representam, respectivamente, a variação das exportações e das importações no setor j do Brasil para China entre 2010 e 2000 em milhares de dólares (US\$).

Realizando a primeira diferença das variáveis explicativas e dos principais controles do modelo, a equação a ser estimada é dada por:

$$\Delta y_m = \beta_0 + \beta_1 \text{choque}_{\text{exp}_m} + \beta_2 \text{choque}_{\text{imp}_m} + \delta \cdot \Delta C_m + \varepsilon_m \quad (4.3)$$

onde ΔC_m representa a variação média municipal entre 2000 e 2010 de controles socioeconômicos obtidos nos Censos Demográficos. Foram consideradas categorias de etnias (brancos ou não brancos) e educação (analfabeto, alfabetizado, ensino fundamental, ensino médio e ensino superior), acesso a canalização e energia elétrica, posse de geladeira, número de moradores por domicílio e a idade média dos trabalhadores no município.

Caso o objetivo fosse examinar variáveis de mercado de trabalho, estimações

1. Além disto, não se reproduziu os modelos com os controles e variáveis dependentes defasadas empregada por Costa et al. (2016) devido à falta de compatibilidade territorial para os municípios no Censo Demográfico de 1980.

da equação 4.3 por Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) com as variáveis das equações 4.1 e 4.2 traria problemas de endogeneidade, conforme Costa et al. (2016) em tradução livre:

Alterações do padrão setorial de comércio entre Brasil e China podem estar capturando o crescimento de produtividade específicos de determinados setores ou a mudanças do padrão de consumo brasileiro associados ao incremento de renda, ao invés de um fenômeno chinês. Alternativamente, mudanças no padrão setorial de comércio entre Brasil e China podem ocorrer devido a mudanças nos preços mundiais ou nas quantidades comercializadas que não são devidas à China. Se o preço mundial de um determinado produto aumenta devido a outros fatores, ou todos os países comercializam mais intensamente os produtos de algum setor devido a uma tecnologia mundial ou choque de demanda, isso se refletirá nos fluxos de comércio de todos os países.

Como salário, renda, desigualdade e percentual de formalização do mercado de trabalho são considerados neste artigo como os principais mecanismos entre comércio internacional e saúde², provavelmente as variáveis de interesse (índices de saúde municipais) são endógenas, já que os choques de importação e exportação são determinados pela estrutura setorial nos municípios brasileiros e pelos fluxos de comércio da China.

Para não atribuir alterações de preço ou quantidade de produtos no comércio mundial à China quando estes realmente resultaram de outros fatores (Costa et al. 2016), foram construídas regressões auxiliares para capturar tendências específicas do comércio chinês com todos os países no mundo menos o Brasil³. As equações auxiliares são definidas por:

$$\frac{\Delta \tilde{X}_{Ij}}{\tilde{X}_{Ij,2000}} = \alpha_j + \omega_{\text{China},j} \cdot D_{\text{China}} + u_{ij}; \quad (4.4)$$

$$\frac{\Delta \tilde{I}_{Ij}}{\tilde{I}_{Ij,2000}} = \beta_j + \Omega_{\text{China},j} \cdot D_{\text{China}} + v_{ij}, \quad (4.5)$$

2. Estes mecanismos são uma adaptação à conclusão de Dippel et al. (2017), na qual o principal canal de votos para extrema direita foi a deterioração do mercado de trabalho local.

3. Tanto a equação 4.4 quanto a equação 4.5 são ponderadas pelo volume de importações de 2000, para evitar que os efeitos fixos sejam determinados por grandes variações de crescimento ou decrescimento em países que representam pouco do comércio mundial, conforme descrito por Costa et al. 2016.

onde $\frac{\Delta \tilde{X}_{Ij}}{\tilde{X}_{Ij,2000}}$ e $\frac{\Delta \tilde{I}_{Ij}}{\tilde{I}_{Ij,2000}}$ representam a variação das exportações e importações chinesas no setor j com o mundo (exceto Brasil), respectivamente; α_j e β_j representam os efeitos fixos de setores, capturando choques agregados nos preços mundiais; e $\omega_{China,j}$ e $\Omega_{China,j}$ são os parâmetros associados à *dummy* China, na qual representam o desvio das exportações e importações chinesas em relação à média mundial, excluindo-se o Brasil. Com isto, foram construídas as variáveis instrumentais para os choques de exportação e importação:

$$IV_{exp_m} = \sum_j \frac{L_{mj,2000}}{L_{Bj,2000} \cdot L_{m,2000}} \cdot (X_{j,2000} \cdot \omega_{China,j}) \quad (4.6)$$

$$IV_{imp_m} = \sum_j \frac{L_{mj,2000}}{L_{Bj,2000} \cdot L_{m,2000}} \cdot (I_{j,2000} \cdot \Omega_{China,j}) \quad (4.7)$$

Reproduzindo os resultados de Costa et al. (2016), a correlação entre $(X_{j,2000} \cdot \omega_{China,j})$ e ΔX_j foi de 0.91 e a correlação entre $(I_{j,2000} \cdot \Omega_{China,j})$ e ΔI_j foi de 0.95⁴. Apesar de próxima, a diferença das mesmas correlações obtidas pelo autor provavelmente se deve as diferentes versões de dados disponibilizadas pela CEPIL, nas quais alguns fluxos passados são corrigidos conforme as alterações feitas pela COMTRADE.

A partir disto, temos as hipóteses centrais do método de Mínimos Quadrados em 2 Estágios (2SLS), as condições de exogeneidade e relevância. Em relação a primeira, como os cálculos do desvio chinês são feitos sem incluir fluxos para o Brasil e considerando que o país não seja grande suficiente para alterar os preços mundiais, assume-se que os instrumentos são exógenos aos *outcomes* de saúde e mecanismos de mercado de trabalho a serem estimados. Já a segunda condição pode ser testada por meio das regressões primeiro estágio, definidas por:

$$choque_{exp_m} = IV_{exp_m} \cdot \alpha_1 + IV_{imp_m} \cdot \alpha_2 + A \cdot \Delta C_m + U_m \quad (4.8)$$

$$choque_{imp_m} = IV_{exp_m} \cdot \beta_1 + IV_{imp_m} \cdot \beta_2 + B \cdot \Delta C_m + V_m \quad (4.9)$$

A partir do valor esperado dos termos do lado esquerdo das equações 4.8 e 4.9, estima-se as equações de 2º estágio com as principais variáveis de saúde e mecanismos do mercado de trabalho a serem investigados:

$$\Delta Y_m = \beta_1 \cdot \widehat{choque}_{exp_m} + \beta_2 \cdot \widehat{choque}_{imp_m} + \beta \cdot \Delta C_m + E_m. \quad (4.10)$$

4. Costa et al. 2016 atinge para a primeira correlação o valor de 0.86 e para a segunda 0.93

RESULTADOS

5.1 REGRESSÕES DE PRIMEIRO ESTÁGIO

Os resultados de primeiro estágio são apresentados na Tabela 5.1. Em ambas as regressões se utilizou como controles variações municipais entre 2010 e 2000 de categorias de etnias (brancos ou não brancos) e educação (analfabeto, alfabetizado, ensino fundamental, ensino médio e ensino superior), acesso a canalização e energia elétrica, posse de geladeira e a média de moradores por domicílio e idade dos trabalhadores no município. Conforme o esperado, as variáveis instrumentais descritas nas equações 4.6 e 4.7 possuem efeito sob os choques de importação e exportação (descritos nas equações 4.1 e 4.2), garantindo que a condição de relevância seja satisfeita. Além disto, não ocorreu efeito cruzado entre as variáveis instrumentais. Ou seja, o instrumento para importações foi estatisticamente relevante apenas para explicar o choque de importações, e o mesmo ocorreu para as exportações.

Covariadas	Variável Dependente	
	Choque Importação	Choque Exportação
IV Importação	3,086*** (0,063)	-0,122 (0,101)
IV Exportação	0,0350* (0,020)	2,095*** (0,072)
Observações	4267	4267

Tabela 5.1: Regressões de Primeiro Estágio. Erros-padrão robustos entre parênteses; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

5.2 REGRESSÕES INTERNAÇÕES HOSPITALARES

Foram estimados 4 tipos de modelos diferentes para cada variável de internação hospitalar expostos nas Tabelas 5.2, 5.3, 5.4, e 5.5. Na primeira e segunda coluna foram feitas regressões pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) considerando as variáveis descritas nas equações 4.1 e 4.2 enquanto a terceira e quarta coluna apresentam as estimações via Mínimos Quadrados em 2 Estágios (2SLS), determinado pela equação 4.10. As variáveis “dummies” de controle indicam em quais modelos foram incorporados as características sociodemográficas obtidas nos Censos de 2000 e 2010.

Sob a taxa total de internações, os resultados apontaram consistentemente para a mesma direção. Com exceção ao modelo OLS com controles do Censo Demográfico, todas as estimativas indicaram um efeito positivo do choque de importações e negativo do choque de exportações. No modelo preferível, exposto na coluna 4, municípios com uma vulnerabilidade as importações de um desvio padrão acima da média¹ tiveram aumento próximo a 2725 internações hospitalares por 100 mil habitantes, enquanto as cidades com oportunidades de exportações acima de um desvio padrão em relação à média² reduziram as internações em aproximadamente 1840. Este resultado fornece o principal indício da hipótese que a intensificação da competição de importados sobre os mercados locais podem ter custos adaptativos, gerando problemas no sistema de saúde municipal. Em contrapartida, o aumento da demanda de um grande parceiro internacional é capaz de propiciar resultados que causam a melhora nas condições de saúde da população.

1. A distribuição da propensão a receber o choque de importação tem média 0.20 e desvio padrão de 0.30.

2. A distribuição da propensão a receber o choque de exportação tem média 0.48 e desvio padrão de 1.23.

Covariadas	Variável Dependente: Tx. de Internação			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Importação	8.924*** (1.856)	3.406 (2.681)	11.094*** (2.079)	5.366** (2.537)
Choque Exportação	-1.936*** (694,9)	-644,7 (396,8)	-1.770*** (592,7)	-1.069** (417,2)
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Estimação	OLS	OLS	2SLS	2SLS
Observações	4267	4267	4267	4267
R ²	0,066	0,373	0,063	0,303

Tabela 5.2: Regressões para Taxa de Internações Hospitalares. Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

O primeiro efeito não esperado dos choques de comércio foi sob a taxa de internações por lesões autoprovocadas intencionalmente, exposto na Tabela 5.3. Em todos os modelos, apesar da baixa magnitude, o choque de importações teve coeficiente negativo e significativo associado a esta variável. Um desvio padrão acima na média da propensão de choques de importação propiciou uma redução de 3,5 internações por 100 mil habitantes.

Analisando os resultados obtidos com as internações hospitalares por overdose, observa-se na Tabela 5.4 a ausência de significância dos coeficientes associados aos choques de importação e exportação. Porém, diferente das outras mortes por desespero, os resultados apontam que cidades com maior vulnerabilidade a entrada de produtos importados chineses tiveram crescimento na taxa de internações hospitalares por doenças hepáticas. No modelo exposto na coluna 4 da Tabela 5.5, os municípios com propensão a competir os produtos importados chineses em um desvio padrão acima da média tiveram crescimento superior a 19 internações hospitalares, a cada 100 mil habitantes, causadas por doenças hepáticas. Supondo que o choque de importação pode levar municípios a demissões em massa (como o fechamento de plantas devido a vantagem competitiva dos produtos chineses), este resultado pode estar de acordo com Browning e Heinesen (2012), no qual homens dinamarqueses que perderam o emprego devido a demissão em massa (com o fechamento de plantas produtivas), tinham maior risco de hospitalizações por doenças relacionadas ao álcool.

Variável Dependente: Tx. Internações <i>Self Harm</i>				
Covariadas	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Importação	-5,876*** (1,359)	-4,782*** (1,132)	-6,939*** (1,648)	-7,024*** (1,200)
Choque Exportação	0,505 (0,483)	1,361* (0,679)	0,437 (0,432)	0,860 (0,579)
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Estimação	OLS	OLS	2SLS	2SLS
Observações	4267	4267	4267	4267
R ²	0,010	0,031	0,010	0,026

Tabela 5.3: Regressões para Taxa de Internações Hospitalares por Lesões Auto-provocadas Intencionalmente (*Self Harm*). Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

Variável Dependente: Tx. de Internação por Autointoxicação				
Covariadas	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Importação	-0,298 (0,667)	0,127 (0,606)	-0,347 (0,595)	-0,486 (0,721)
Choque Exportação	-0,341 (0,400)	-0,380 (0,488)	-0,265 (0,345)	-0,241 (0,401)
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Estimação	OLS	OLS	2SLS	2SLS
Observações	4267	4267	4267	4267
R ²	0,001	0,009	0,001	0,007

Tabela 5.4: Regressões para Taxa de Internações Hospitalares por Autointoxicações Intencionais. Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

Variável Dependente: Tx. de Internação por Doenças Hepáticas				
Covariadas	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Importação	46,65** (16,81)	34,41* (19,77)	62,96*** (16,64)	38,24*** (14,39)
Choque Exportação	-12,10* (6,241)	-4,966 (3,925)	-8,807 (5,853)	-4,434 (3,687)
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Estimação	OLS	OLS	2SLS	2SLS
Observações	4267	4267	4267	4267
R ²	0,016	0,140	0,014	0,110

Tabela 5.5: Regressões para Taxa de Internações Hospitalares por Doenças Hepáticas. Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

5.3 REGRESSÕES MORTALIDADE

Os mesmos 4 tipos de modelos foram elaborados para as variáveis de mortalidade. As estimativas para taxa de mortalidade geral são reportadas na Tabela 5.6. Os resultados via OLS se mostraram pouco significativos, apenas com coeficiente negativo para o choque de exportações no modelo sem controles. Por outro lado, nas estimações 2SLS sem utilizar controles observou-se coeficiente positivo e significativo para o choque de importações e negativo e significativo para o choque de exportações. Municípios com um desvio padrão acima da média para a vulnerabilidade as importações teriam tido um aumento próximo de 172 mortes a cada 100.000 habitantes, enquanto cidades com um desvio padrão acima na distribuição de oportunidades as exportações passariam a ter uma redução de 196 mortes por 100.000 habitantes. Entretanto, com a incorporação dos controles nos modelos 2SLS ambos os coeficientes se tornam insignificantes. Este resultado possivelmente está associado ao poder explicativo de variáveis como nível educacional e acesso à energia elétrica e geladeira.

Variável Dependente: Tx. Mortalidade				
Covariadas	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Importação	206,1 (142,5)	53,64 (176,7)	339,0** (134,0)	-1,474 (175,8)
Choque Exportação	-103,9** (42,95)	-44,70 (37,49)	-114,3** (56,08)	-64,11 (47,13)
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Estimação	OLS	OLS	2SLS	2SLS
Observações	4267	4267	4267	4267
R ²	0,333	0,406	0,017	0,333

Tabela 5.6: Regressões para Taxa de Mortalidade Municipal. Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

A Tabela 5.7 apresenta os modelos para a taxa de mortalidade por lesões autoprovocadas intencionalmente, primeira “morte por desespero” a ser investigada. Em todos as estimativas apresentadas nas colunas (1) a (4) o coeficiente do choque de importação foi positivo e estatisticamente significativo enquanto o choque exportações não teve efeito sob esta variável em nenhum dos casos. Como a vulnerabilidade à competição com importados chineses teve efeito negativo nas internações por autolesões intencionais, pode-se deduzir que o aumento neste tipo de mortalidade pode estar associado ao maior número de óbitos dos indivíduos com a intenção de cometer suicídio, sem o crescimento na taxa de tentativas de suicídio. No modelo preferível, exposto na coluna (4), cidades com um desvio padrão acima da média geral apresentaram uma elevação de 6 mortes por 100 mil habitantes relacionadas a lesões autoprovocadas intencionalmente. Este resultado difere-se do obtido com dados dos Estados Unidos no artigo de Pierce e Schott (2020), no qual as mortes por suicídio não tiveram coeficiente significativo relacionado a vulnerabilidade as importações. Porém, caso o choque de importações for um mecanismo para a perda de emprego, apesar das diferenças metodológicas, este efeito pode ir de acordo com o observado por Classen e Dunn (2012), no qual se estabeleceu o link entre risco de suicídio e desemprego por prazos maiores que 5 semanas.

Variável Dependente: Tx. Mortalidade por <i>Self Harm</i>				
Covariadas	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Importação	9,859*** (2,582)	6,178*** (2,170)	11,92*** (2,391)	5,491** (2,209)
Choque Exportação	-1,679 (1,316)	-0,168 (0,603)	-1,739 (1,486)	-0,472 (1,010)
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Estimação	OLS	OLS	2SLS	2SLS
Observações	4267	4267	4267	4267
R ²	0,016	0,144	0,016	0,102

Tabela 5.7: Regressões para Taxa de Mortalidade por Lesões Autoprovocadas Intencionalmente (*Self Harm*). Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

Nas Tabelas 5.8 e 5.9 são apresentados os resultados para taxa de mortalidade por autointoxicação intencional (overdose) e doenças hepáticas. Para ambos os casos, os choques de importação e exportação foram estatisticamente insignificantes nos 4 tipos de modelos estimados. Este resultado se difere novamente para o caso dos condados americanos estudado por Pierce e Schott (2020), no qual se apurou efeito positivo e significativo, especificamente sob as mortes de overdose. Possivelmente as diferenças culturais entre Brasil e Estados Unidos, além da maior renda média dos americanos (mesmo desempregados) podem contribuir para o acesso a substâncias que geram este tipo de fatalidade.

Variável Dependente: Tx. Mortalidade Autointoxicação				
Covariadas	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Importação	1,528 (1,236)	0,902 (1,754)	1,825 (1,386)	0,312 (1,737)
Choque Exportação	0,0260 (0,242)	0,153 (0,205)	0,146 (0,322)	0,278 (0,276)
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Estimação	OLS	OLS	2SLS	2SLS
Observações	4267	4267	4267	4267
R ²	0,017	0,131	0,015	0,114

Tabela 5.8: Regressões para Taxa de Mortalidade por Autointoxicações Intencionais. Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

Variável Dependente: Tx. Mortalidade Doenças Hepáticas				
Covariadas	(1)	(2)	(3)	(4)
Choque Importação	2,078 (5,878)	-0,193 (5,263)	7,359 (6,323)	2,505 (6,028)
Choque Exportação	-4,495** (1,915)	-1,289 (1,182)	-4,045* (2,187)	-1,697 (1,230)
Controles	Não	Sim	Não	Sim
Estimação	OLS	OLS	2SLS	2SLS
Observações	4267	4267	4267	4267
R ²	0,017	0,131	0,015	0,114

Tabela 5.9: Regressões para Taxa de Mortalidade por Doenças Hepáticas. Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

5.4 REGRESSÕES MECANISMOS

Por fim, são apresentados na Tabela 5.10 os resultados dos modelos 2SLS dos possíveis mecanismos pelos quais a intensificação da relação comercial entre a China poderia ter atuado para afetar, de maneira positiva ou negativa, a saúde dos mercados locais brasileiros. Os mesmos controles dos Censos Demográficos expostos anteriormente foram incluídos em todas as regressões.

O tamanho da vulnerabilidade municipal às importações chinesas, parece não ter afetado as variáveis principais de mercado de trabalho analisadas neste artigo. Não se detectou variações na taxa de desemprego, no log da renda per capita, no salário privado e no percentual de formalização de mercado de trabalho. Entretanto, municípios com maior propensão a competir com produtos importados chineses passaram a ter um crescimento no percentual da população em situação de pobreza. Em média, cidades com um desvio padrão acima tiveram um crescimento estatisticamente significativo de 0,5% no percentual de população em situação de pobreza. Além disso, o coeficiente do choque de importações para o índice de Gini foi positivo, indicando o aumento da desigualdade. Entretanto, apenas tomando o nível de 10% de significância este parâmetro se torna estatisticamente verdadeiro. É plausível de se deduzir, portanto, que os efeitos negativos da entrada de produtos manufaturados chineses sob a saúde média dos municípios, em especial nas internações gerais e por doenças hepáticas e na mortalidade por lesões autoprovocadas, podem estar associadas ao aumento da desigualdade e principalmente do aumento da população em situação de pobreza.

Analisado agora a variável de oportunidade de exportações, nos quais beneficiaram os mercados locais especializados primários, nota-se uma situação oposta. Não foi detectado efeito estatisticamente significativo do choque de exportações contra as variáveis de desigualdade, ou seja, sob o índice de Gini e o percentual da população em pobreza ou extrema pobreza. Somando-se a isso, não ocorreram impactos sob a taxa de desemprego e o salário do setor privado. Todavia, dois candidatos aparecem como possíveis mecanismos no qual o choque de exportações pode ter atuado para diminuir o total de internações hospitalares dos municípios brasileiros: a formalização do mercado de trabalho e a renda per capita municipal. Um desvio padrão acima da média de oportunidades de exportações implicou em uma redução próxima a 0,4% do percentual de trabalhadores informais e um aumento perto de 2,5% no percentual da renda per capita. De maneira similar, porém com microrregiões e variáveis “lagadas” Costa et al. (2016) estimaram o coeficiente associado ao choque de exportações estatisticamente significativo no valor de 0,67 sob o percentual de trabalhadores formalizados. Contratos formais de trabalho, segurança e direitos

gerados pela formalização podem de fato gerar mais conforto e menos stress para os trabalhadores em situação informal. Somando-se a isso, uma maior renda permite maior acesso à informação e gera maior facilidade para se manter hábitos saudáveis.

Modelos Desigualdade e Mercado de Trabalho							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Covariadas	Gini	%Pobreza	%Pobreza Extrema	Taxa de Desemprego Privado	%Informal	Log Renda per capita	Salário Privado
Choque Importação	0.00756* (0.00442)	0.0155** (0.00701)	-0.00333* (0.00171)	-0.00377 (0.00716)	0.00196 (0.00183)	-0.0163 (0.0213)	0.0964 (0.539)
Choque Exportação	-0.00135 (0.00166)	0.00161 (0.00447)	7.85e-05 (0.000518)	-0.000921 (0.00141)	-0.00240** (0.00114)	0.0150*** (0.00562)	-0.0431 (0.0932)
Observações	4267	4267	4267	4267	4267	4267	4267
R ²	0.251	0.469	0.394	0.648	0.346	0.445	0.786

Tabela 5.10: Regressões Mecanismos. Erros-padrão robustos; significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$.

CONCLUSÃO

O principal objetivo deste artigo é avaliar se a expansão econômica chinesa, e os maiores fluxos comerciais com o Brasil, ocorrida durante a primeira década do século XXI afetou a saúde média de mercados locais brasileiros, considerados como municípios compatibilizados em áreas mínimas comparáveis de 1991. A segunda finalidade é mensurar quais mecanismos poderiam atuar entre os choques de comércio e a saúde da população, explorando variáveis de desigualdade e mercado de trabalho. Foram utilizados dados de mortalidade e internações hospitalares fornecidos pelo DATASUS, informações socioeconômicas dos Censos Demográficos de 2000 e 2010 e fluxos de comércio internacional obtidos com dados da CEPII/COMTRADE. A análise se baseou na metodologia empírica adotada por Costa et al. (2016), criando instrumentos para mensuração dos choques de importação e exportação com base na composição setorial dos municípios e no fluxo de comércio da China.

Para o choque de importação, se observou efeito positivo e estatisticamente significativo sob o total de mortalidade por lesões autoprovocadas intencionalmente, entretanto, o resultado contrário obtido com as internações, ou seja, um coeficiente negativo e significativo. Este resultado possivelmente está associado ao maior sucesso de pessoas que cometeram suicídio sem necessariamente ter crescido o número de pessoas que tentaram cometer este ato. Além disso, foi identificado efeitos positivos sob o total de internações hospitalares e sob o total de internações por doenças hepáticas, nas quais são tipicamente associadas a perda de emprego (Browning e Heinesen 2012). Possivelmente, a piora acarretada pela competição com importados chineses foi causada pelo aumento percentual da população em situação de pobreza e crescimento da desigualdade, como visto nos modelos de mecanismos.

Agora para o choque de exportação, apesar de não ser estatisticamente significativo para nenhuma variável de mortalidade, os resultados apontaram consistentemente para a queda da taxa geral de internações hospitalares. Este fato é provável de estar associado com o aumento da formalização do mercado de trabalho (Costa et al. 2016), e aumento de renda propiciado pelas oportunidades de comércio criadas pela China.

BIBLIOGRAFIA

- Browning, Martin, e Eskil Heinesen. 2012. «Effect of job loss due to plant closure on mortality and hospitalization». *Journal of Health Economics* 31 (4): 599–616. ISSN: 0167-6296. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2012.03.001>.
- Bustelo, Santiago, e Marcos Reis. 2019. «The Economic Relationship Between Brazil and China: Recent Trends and Prospects». Em *International Integration of the Brazilian Economy*, editado por Elias C. Grivoyannis, 247–264. New York: Palgrave Macmillan US. ISBN: 978-1-137-46260-2. https://doi.org/10.1057/978-1-137-46260-2_9.
- Classen, Timothy J., e Richard A. Dunn. 2012. «The effect of job loss and unemployment duration on suicide risk in the United States: a new look using mass-layoffs and unemployment duration». *Health Economics* 21 (3): 338–350. <https://doi.org/https://doi.org/10.1002/hec.1719>.
- Costa, Jason Garred e João Paulo Pessoa. 2016. «Winners and losers from a commodities-for-manufactures trade boom». *Journal of International Economics* 102:50–69. ISSN: 0022-1996. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2016.04.005>.
- Dippel, Christian, Robert Gold, Stephan Heblich e Rodrigo Pinto. 2017. *Instrumental Variables and Causal Mechanisms: Unpacking The Effect of Trade on Workers and Voters*. Working Paper, Working Paper Series 23209. National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w23209>.
- Gallagher, Kevin, e Roberto Porzecanski. 2010. «China to the Rescue?: China and the Latin American Commodities Boom». Em *The Dragon in the Room: China and the Future of Latin American Industrialization*, 11–38. Stanford University Press. ISBN: 978-0804771887. <https://doi.org/doi:10.1515/9780804775984-005>.
- Gallagher, Kevin P., e Roberto Porzecanski. 2008. «China Matters: China's Economic Impact in Latin America». *Latin American Research Review* 43 (1): 185–200. ISSN: 00238791, 15424278.

- Jenkins, Rhys. 2014. «Chinese Competition and Brazilian Exports of Manufactures». *Oxford Development Studies* 42 (3): 395–418. <https://doi.org/10.1080/13600818.2014.881989>.
- Jenkins, Rhys, e Alexandre de Freitas Barbosa. 2012. «Fear for Manufacturing? China and the Future of Industry in Brazil and Latin America». *The China Quarterly* 209:59–81. <https://doi.org/10.1017/S0305741011001482>.
- Lall, Sanjaya, John Weiss e Hiroshi Oikawa. 2005. «China’s Competitive Threat to Latin America: An Analysis for 1990–2002». *Oxford Development Studies* 33 (2): 163–194. <https://doi.org/10.1080/13600810500137764>.
- Pierce, Justin R., e Peter K. Schott. 2020. «Trade Liberalization and Mortality: Evidence from US Counties». *American Economic Review: Insights* 2 (1): 47–64. <https://doi.org/10.1257/aeri.20180396>.
- Wilkinson, Richard., Michael. Marmot e World Health Organization. 2003. *The solid facts : social determinants of health / edited by Richard Wilkinson and Michael Marmot* [inlangEnglish]. 2nd ed. Centre for Urban Health, World Health Organization Copenhagen. Book. ISBN: 9289013710.

APÊNDICE

Doenças	Código CID-10
Autolesão	*U03, X60-X84, Y87.0
Autointoxicação	X40-X44 /Y10-Y14
Doenças Hepáticas	K70-K79

Tabela 1: Classificação de Doenças Código CID-10