

Mercado de Trabalho Local e Fertilidade: Evidências a partir da Abertura Comercial no Brasil

Álvaro Barrantes Hidalgo[‡]

Dieison Lenon Casagrande[‡]

Área ANPEC: Área 12 - Economia Social e Demografia Econômica

Resumo

O objetivo deste estudo é analisar os efeitos de um choque econômico local sobre o comportamento da fertilidade, explorando uma mudança na política de comércio que aumentou a exposição das economias locais à competição externa de forma distinta, via a sua estrutura industrial e a composição do mercado de trabalho local. A estratégia empírica explora um choque exógeno na demanda de trabalho local, gerado pela liberalização comercial do Brasil nos anos 90. Os resultados encontrados mostram que, choques adversos às oportunidades de emprego regionais, provenientes do aumento à exposição à competição internacional, ocasionaram um aumento na taxa de fertilidade, mensurada pelo número de nascimentos por mil mulheres a nível de municípios. A especificação na forma reduzida mostra que, ao deslocar uma região r do percentil 10 para o percentil 90 da distribuição da mudança de tarifas, o efeito é equivalente a um aumento 3.8% na taxa de fertilidade. Ainda, mostra-se que o corte de tarifas durante o processo de abertura comercial deteriorou as condições do mercado de trabalho (mensurada pela taxa de emprego), fornecendo evidências robustas das condições do mercado de trabalho como um mecanismo de transmissão do aumento da competição internacional sobre a taxa de fertilidade. **Palavras Chave:** Abertura Comercial. Mercado de Trabalho. Fertilidade.

Abstract

The objective of this paper is to analyze the effects of a local economic shock on fertility behavior, exploring a shift in trade policy that has increased the exposure of local economies to external competition in a different way, via its industrial structure and the composition of the local labor market. The empirical strategy explores an exogenous shock in the local labor demand generated by trade liberalization in Brazil in the 1990s. The results show that adverse shocks to regional employment opportunities from increased exposure to international competition have led to an increase in the fertility rate, measured by the number of births per thousand women at the level of municipalities. The reduced form specification shows that, by moving a region r from the 10th percentile to the 90th percentile of the tariff change distribution, the effect is equivalent to a 3.8% increase in fertility rate. Also, we show that the tariff reductions during the process of trade liberalization deteriorated labor market conditions (measured by the employment rate), providing robust evidence of labor market conditions as a mechanism of transmission of increased international competition on fertility rate.

Keywords: Trade Liberalization. Labor Market. Fertility.

Classificação JEL: D10; F14; F16; J10; J13

*Agradecemos aos comentários de Gustavo Sampaio, Hélio Ramos, Ariane Baraúna, Paulo Feistel, Giuseppe Trevisan e Antônio Vinícius Barbosa. E-mail: dieisonlenon@yahoo.com.br.

[†]Programa de Pós Graduação em Economia - PIMES/UFPE.

[‡]Programa de Pós Graduação em Economia - PIMES/UFPE.

1 Introdução

Ao longo dos últimos anos, a crescente integração de grandes economias em desenvolvimento à economia mundial tem despertado o interesse da academia e de *policymakers* para a compreensão dos efeitos da globalização sobre indicadores econômicos e sociais, embora, ainda em pequeno número. Este estudo contribui para esta ampla literatura empírica que examina os custos e benefícios de um processo de abertura comercial. Vários estudos na área de economia internacional têm analisado os efeitos da liberalização comercial sobre *outcomes* da indústria, tais como a produtividade, emprego, composição industrial, salários e desigualdade salarial¹. Por outro lado, uma política de comércio pode ter importantes implicações sobre *outcomes* menos claros, como, por exemplo, pobreza e taxa de criminalidade, investigadas, respectivamente, por [Topalova \(2007, 2010\)](#) e [Dix-Carneiro et al. \(2018\)](#), escolarização infantil e trabalho infantil, analisados inicialmente por [Edmonds et al. \(2010\)](#) e [Kis-Katos e Sparrow \(2011\)](#), respectivamente, e, de forma semelhante, sobre a taxa de fertilidade. Esse contexto é fundamental para a estimação dos custos e benefícios totais de políticas de comércio.

Este estudo aborda uma recente mudança estrutural – o processo de abertura comercial – e examina seus efeitos sobre a fertilidade nos mercados de trabalho locais. De forma específica, estuda-se o processo de abertura comercial no início dos anos 90 no Brasil e argumenta-se que o mesmo foi um choque exógeno nas tarifas ao nível da indústria nacional. Nesse ambiente, explora-se a heterogeneidade da composição industrial das microrregiões no período anterior à reforma, combinando com diferenças nos cortes das tarifas, para identificar o grau de exposição da economia local à liberalização comercial.

Em diversas partes do mundo, políticas de fertilidade foram colocadas em prática com base na relação entre fertilidade e bem-estar econômico ([LINDO, 2010](#)). Desde a teoria de Malthus, datada de 1798, uma longa literatura em economia tem focado nas decisões de fertilidade das famílias e como essas decisões são influenciadas por incentivos financeiros ou de alocação de tempo ([LOVENHEIM E MUMFORD, 2013](#)). Desse modo, com base nas contribuições seminais de [Becker \(1960, 1965\)](#), vários estudos se propuseram a analisar essa relação; contudo, a literatura existente sobre a ligação entre fertilidade e mercado de trabalho ainda enfrenta consideráveis desafios à inferência causal, especialmente devido ao viés de variável omitida e causalidade reversa².

[Lindo \(2010\)](#) aponta que existem poucos estudos empíricos que analisam a relação entre renda e fertilidade, pois é difícil encontrar uma variação exógena nas condições do mercado de trabalho. Nesse contexto, considera-se a ligação entre choques de comércio e fertilidade. Conexões individuais entre política comercial e mercado de trabalho, e mercado de trabalho e fertilidade, são bem estabelecidas na literatura. No entanto, a relação entre choque de comércio e fertilidade é, praticamente, inexplorada³. O efeito de políticas de comércio sobre a fertilidade é interessante, uma vez que destaca uma dimensão dos custos de ajustamento, além daqueles associados diretamente à realocação do trabalho, que não têm sido levados em consideração. Além do mais, neste estudo, conectam-se as literaturas de economia internacional, economia do trabalho e demografia econômica.

O trabalho empírico aqui desenvolvido centra-se no intenso processo de liberalização comercial ocorrido no início dos anos 90, explorando e obtendo-se vantagem dessa variação exógena, como argumentado por [Kume et al. \(2003\)](#), com a fase intensa do processo ocorrendo de 1990 a 1995. O

¹Dentre estes, especificamente para a economia brasileira, podemos citar: [Gonzaga et al. \(2006\)](#), [Menezes-Filho e Muendler \(2011\)](#), [Kovak \(2013\)](#), [Paz \(2014\)](#), [Dix-Carneiro \(2014\)](#), [Dix-Carneiro e Kovak \(2017b\)](#), com evidências tanto para o mercado de trabalho formal quanto informal.

²Em 1960, [Becker](#) apresenta a teoria neoclássica básica da fertilidade, uma estrutura para a análise econômica da decisão de fertilidade das famílias, em que os filhos são reconhecidos como fornecendo utilidade para os pais, da mesma forma que outros bens ([BLACK ET AL., 2013](#)). Como apontam [Do et al. \(2016\)](#), o fato da fertilidade ser uma decisão econômica a tornou um objeto de análise apropriado para os economistas.

³Dois estudos apresentam uma estrutura semelhante. [Anukriti e Kumler \(2015\)](#) analisam os efeitos da liberalização comercial sobre *outcomes* de fertilidade e saúde das crianças na Índia. Já, [Autor et al. \(2015\)](#) investigam como choques adversos de emprego afetam o mercado de casamentos, a fertilidade e *outcomes* das circunstâncias de vida de crianças, para famílias norte americanas, seguindo [Autor et al. \(2013\)](#) para mensurar a exposição ao comércio internacional.

argumento principal é que essa mudança exógena nas tarifas comerciais causou mudanças significativas no rendimento esperado das famílias (renda proveniente do trabalho, através do impacto sobre os salários, conforme demonstrado no modelo de [Kovak \(2013\)](#)) nos mercados de trabalho locais mais expostos à política comercial, de modo que permite identificar um efeito renda/substituição sobre o comportamento da fertilidade. De 1990 a 1995, o Brasil passou por um processo de abertura comercial de grande escala que teve substanciais efeitos heterogêneos entre as economias locais ([DIX-CARNEIRO ET AL., 2018](#)). Regiões especializadas em indústrias expostas a cortes de tarifas mais severos, conforme [Kovak \(2013\)](#) e [Dix-Carneiro e Kovak \(2017b\)](#), enfrentaram acentuados declínios nos salários e no nível de emprego, quando comparadas a regiões expostas a cortes mais suaves.

Através da combinação de diferentes estratégias adotadas anteriormente na literatura econômica, mas não aplicadas conjuntamente, analisa-se a relação entre liberalização comercial e fertilidade. Similar a [Topalova \(2010\)](#), [Kovak \(2013\)](#), [Dix-Carneiro e Kovak \(2017b\)](#) e [Hirata e Soares \(2016\)](#), a unidade de análise é o mercado de trabalho local (microrregião) e utiliza-se a estrutura inicial do emprego para calcular a redução de tarifas relevantes, sob uma perspectiva de cada unidade de análise. Utilizando a reforma de comércio brasileira dos anos 90 como uma fonte de variação exógena nas condições do mercado de trabalho e abordagem semelhante a [Dix-Carneiro e Kovak \(2017b\)](#), analisa-se o impacto dessa mudança sobre a taxa de fertilidade. Assim, através da técnica de variável instrumental (*IV*) e combinando as estratégias desenvolvidas por [Topalova \(2010\)](#) e aprimorada por [Kovak \(2013\)](#); [Dix-Carneiro et al. \(2018\)](#); e, [Black et al. \(2013\)](#), [Lovenheim e Mumford \(2013\)](#) e [Schaller \(2016\)](#), estima-se o impacto da redução nas tarifas sobre a taxa de fertilidade em um processo de dois estágios⁴. Um mercado de trabalho local é definido como um conjunto de municípios geograficamente adjacentes, representando os mercados de trabalho relativamente independentes, classificados como microrregiões pelo IBGE. Os dados dos indicadores de fertilidade e do mercado de trabalho provêm dos censos do IBGE. Para a análise principal, dois momentos no tempo são considerados: 1991, descrevendo o equilíbrio no período anterior à reforma; e 2000, o período posterior à reforma. Já os dados das tarifas setoriais foram obtidos de [KUME ET AL. \(2003\)](#).

Os principais resultados encontrados apontam que microrregiões que enfrentaram uma exposição à competição internacional de 0.099 pontos em log maior (que corresponde ao deslocamento de uma região r do percentil 10 para o percentil 90 da distribuição da mudança de tarifa) tiveram um aumento na taxa de fertilidade de 0.0374 pontos em log, em relação às outras regiões, que é equivalente a um aumento de 3,8%. Ainda, mostra-se que o processo de abertura comercial deteriorou as condições do mercado de trabalho (mensurada pela taxa de emprego), sendo assim, os efeitos sobre a fertilidade, direcionados por mudanças na taxa de emprego. Por fim, à luz do nosso conhecimento, este é o primeiro estudo que procura abordar a relação entre as condições do mercado de trabalho e fertilidade, para um país em desenvolvimento com um ambiente institucional vulnerável, utilizando uma variação exógena proveniente da literatura de economia internacional, mais especificamente, uma política comercial. De mesma importância, aborda-se de forma apropriada os efeitos diretos da política comercial sobre o comportamento da fertilidade. Ainda, ressalta-se que este estudo não mensura o efeito geral da abertura comercial sobre a taxa de fertilidade. Ao longo da década de 90, a taxa de fertilidade apresentou um comportamento de queda, de modo que a reforma de comércio pode ter tornado esse comportamento mais intenso ou mais suave.

O restante deste estudo está organizado como segue. Na seção 2 descreve-se o processo de reforma comercial no Brasil no início dos anos 90. A seção 3 descreve a estratégia empírica, com os argumentos teóricos relacionando o processo de abertura comercial às condições do mercado de trabalho e às condições do mercado de trabalho e fertilidade. Na sequência, apresenta-se a estratégia empírica. Na seção 4, descreve-se a base de dados e as principais estatísticas descritivas. A seção 5 apresenta os resultados. E, por fim, a seção 6 conclui.

⁴Para evidências do efeito de choques agregados na economia sobre a fertilidade ver também: [Adsera e Menendez \(2011\)](#), [Dettling e Kearney \(2014\)](#), [Anukriti e Kumler \(2015\)](#), [Del Bono et al. \(2015\)](#), entre outros.

2 Liberalização Comercial no Brasil

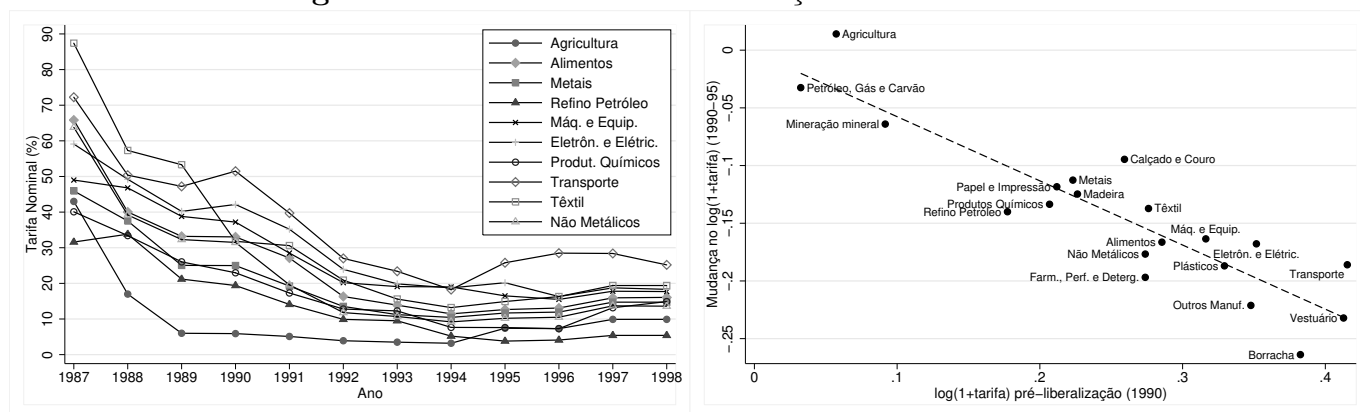
O processo de abertura comercial está inserido em uma ampla gama de estratégias de desenvolvimento e inserção de uma economia local no mercado internacional, impulsionadas pela globalização. Ao longo das últimas décadas, além da abertura comercial, o avanço da globalização está relacionado à remoção de barreiras (não tarifárias) para o comércio internacional, à criação de Blocos Comerciais e à intensificação do fluxo internacional de capitais. No presente estudo, o foco está em um desses aspectos da globalização: a abertura comercial. Portanto, para elucidar esses argumentos, inicialmente, destaca-se três características da reforma de comércio brasileira que são de extrema importância para a estratégia empírica aqui adotada. Primeiro, trata-se de um evento muito intenso e concentrado no tempo. Em um intervalo de 5 anos (1990-1995), as barreiras comerciais foram reduzidas de forma considerável. Segundo, o processo de liberalização comercial foi uma decisão centralizada pelo governo federal, não relacionada com as condições dos mercados de trabalho regionais. E, terceiro, as diferenças setoriais, tanto em termos da distribuição do emprego entre as regiões e na redução das tarifas, geraram uma grande heterogeneidade geográfica no impacto da reforma (HIRATA E SOARES, 2016). Na sequência, abordam-se estes aspectos.

Semelhante a outros países latino-americanos, até a década de 1980 o Brasil seguiu uma política de substituição de importações com o intuito de proteger as firmas domésticas da competição internacional. Tarifas altas e um grande número de barreiras não tarifárias (NTBs) impediam o acesso do mercado brasileiro a bens do exterior, bem como forneciam alto nível de proteção às firmas brasileiras (PAVCNIK ET AL., 2004). Até então, o Brasil possuía uma longa tradição de políticas de comércio restritivas (GONZAGA ET AL., 2006). Ao final dos anos 1980 e início dos anos 1990, o país iniciou seu maior processo de liberalização comercial, implementado completamente entre 1990 e 1995 (Kovak, 2013). Em um primeiro momento, foi um processo tímido, com a eliminação de tarifas redundantes, sendo acelerado a partir de 1990. Em março de 1990, o novo presidente do Brasil, Fernando Collor, implantou uma substancial reforma que extinguiu as mais importantes barreiras não tarifárias, incluindo a lista de licenças de importações suspensas e a maioria dos regimes aduaneiros especiais (KOVAK, 2013). Ao mesmo tempo, os níveis das tarifas foram ajustados a fim de refletir o diferencial anterior entre os preços internacionais e os nacionais. Esse processo substituiu de forma efetiva as barreiras não tarifárias e os regimes aduaneiros especiais por tarifas, com o intuito de manter a mesma estrutura de proteção, transformando assim as tarifas no principal instrumento de política de comércio, sendo, a partir de então, uma medida acurada do grau de proteção (KOVAK, 2013, KUME ET AL., 2003).

De acordo com Kume et al. (2003), a principal fase da liberalização comercial ocorreu entre 1990 e 1995, com o objetivo de reduzir tanto o nível médio das tarifas quanto a sua dispersão entre os setores da indústria, para minimizar a diferença entre o custo de produção interno e o externo. Após 1995, as tarifas permaneceram praticamente estáveis. No painel (a) da Figura 1 mostra-se a evolução das tarifas nominais no Brasil, para os dez setores com maior participação no emprego, entre 1987 e 1998, com base nos dados de Kume et al. (2003). Existe um claro padrão de redução e homogeneização das tarifas até 1994, ano em que o nível mínimo é atingido. Não apenas a tarifa média entre os setores caiu, de 30.1% em 1990, para 12.1% em 1995, sendo que o desvio padrão das tarifas também caiu, de 12.7% para 6.5%, no mesmo período. Juntamente com esse grande declínio médio veio a substancial heterogeneidade no corte das tarifas entre os setores da indústria, com algumas indústrias, tais como de transportes e eletrônicos e materiais elétricos, enfrentando mudanças de tarifas acima de 25 pontos percentuais e outras, como agricultura, enfrentaram pequenas mudanças (DIX-CARNEIRO E KOVAK, 2017A).

Portanto, semelhante a Kovak (2013), Hirata e Soares (2016), Dix-Carneiro et al. (2018) e Dix-Carneiro e Kovak (2017a,b), mensura-se a liberalização de comércio, baseando-se na mudança proporcional de um mais a taxa da tarifa ($(1 + \tau_i)$ 1990-1995), a qual reflete uma medida total da liberalização enfrentada por cada setor industrial. Além disso, a ampla variação nos cortes das tarifas entre os setores da economia, juntamente com a diferença regional na composição industrial,

Figura 1: Tarifas nominais e mudança de tarifas no Brasil.



(a) Tarifas nominais setoriais, 1987-1998.

(b) Mudança de tarifas e seu nível pré-liberalização.

Notas: Dados de [Kume et al. \(2003\)](#) e [Kovak \(2013\)](#). Painei (a): Tarifas nominais para os setores da indústria do Brasil, 1987-1998. Painei (b): Relação entre a mudança de tarifas e seu nível pré-liberalização.

Fonte: Elaborada pelos autores.

é essencial para a implementação da análise empírica.

Seguindo a abordagem de [Goldberg e Pavcnik \(2005\)](#) e [Kovak \(2013\)](#), o principal suporte para a exogeneidade provém da natureza dos cortes de tarifas durante o processo de liberalização comercial do Brasil. O objetivo dos *policymakers* consistia tanto na redução geral das tarifas quanto na redução da variação entre as indústrias, para minimizar distorções em relação a incentivos externos ([KUME ET AL., 2003](#)). Essa dinâmica implica que a mudança nas tarifas foi praticamente determinada pelos seus níveis pré-liberalização. Os níveis iniciais das tarifas refletiam uma estrutura de proteção imposta inicialmente em 1957, décadas antes da liberalização ([KUME ET AL., 2003](#)). O painei (b) da Figura 1 mostra que as indústrias com as maiores tarifas no período pré-liberalização também apresentaram a maior redução. Uma vez que a política de liberalização implementou cortes de tarifas com base na estrutura de proteção da década anterior, é pouco provável que os cortes de tarifas tenham sido manipulados para induzir correlação com o desempenho da indústria contrafactual ou com a influência do setor industrial na política industrial ([KOVAK, 2013](#)). Do mesmo modo, as mudanças tarifárias refletiram o comprometimento do Brasil perante as baixas tarifas negociadas com a Organização Mundial do Comércio (OMC), limitando assim a capacidade de grupos de interesse em afetar a mudança na política de comércio, o que se traduziu em declínios maiores em indústrias anteriormente mais protegidas ([GOLDBERG E PAVCNIK, 2003](#)).

A literatura teórica e empírica contempla várias evidências acerca dos impactos no mercado de trabalho da reforma de comércio no Brasil. O argumento seguido pela literatura assume que, através do aumento da competição no mercado por bens finais, a liberalização comercial reduz a demanda por trabalho em regiões com a maior concentração do emprego em setores com reduções nas tarifas mais intensas, em comparação com as demais regiões. Alguns exemplos para a economia brasileira são, por exemplo: [Gonzaga et al. \(2006\)](#), que analisam os efeitos das reformas sobre diferenciais de salários entre níveis de escolaridade; mais recentemente, [Kovak \(2013\)](#) e [Dix-Carneiro e Kovak \(2015, 2017b\)](#) têm analisado as consequências no médio e longo prazo da reforma, em termos de rendimentos, emprego, informalidade e *skill-premium*; e, [Dix-Carneiro e Kovak \(2017a\)](#) investigam as diversas margens de ajustamento do mercado de trabalho ao processo de abertura comercial.

3 Estrutura Empírica

O processo da abertura comercial brasileiro configura-se como um experimento natural para avaliar o impacto das condições do mercado de trabalho local sobre o comportamento da taxa de

fertilidade. Isso é possível através da combinação da redução de tarifas (impulsionada pela reforma comercial) com a variação na estrutura do emprego regional, a fim de explorar os efeitos heterogêneos da globalização sobre o mercado de trabalho local. Nesta seção expõe-se os fundamentos teóricos relacionando a abertura do comércio e *outcomes* do mercado de trabalho local e *outcomes* do mercado de trabalho local e fertilidade. Em seguida, apresenta-se a estratégia empírica.

3.1 Comércio e o Mercado de Trabalho Local – Exposição à Abertura Comercial

A datar da publicação de Stolper e Samuleson (1941), a análise dos efeitos do comércio tomou um novo rumo e, principalmente nas últimas duas décadas, vários estudos apontaram diferenças nos efeitos do comércio sobre diferentes regiões. Um importante aspecto, com base no modelo de Heckscher-Ohlin e no Teorema de Stolper-Samuelson é a relação entre a globalização e o mercado de trabalho local, especialmente sobre a distribuição de renda e desigualdade⁵.

No entanto, para o problema em questão, como a análise dos impactos da exposição ao comércio, a nível regional, pode ser justificada em termos da teoria de comércio? Para análises no âmbito do mercado de trabalho nacional, têm-se, principalmente, a limitação do número de observações e muitos *confounding factors*. Ao determinar uma economia local como unidade de análise, contorna-se o problema de graus de liberdade na estimação dos efeitos do comércio sobre o mercado de trabalho. Essa abordagem é válida para identificar os efeitos do comércio sobre o mercado de trabalho, à medida em que cada mercado de trabalho local difere em seu padrão de especialização da indústria (isto é, o mercado de trabalho regional local explora o fato de que regiões dentro de um país se especializam na produção de diferentes bens), com os choques de comércio impactando as indústrias em graus diferentes e fricções no mercado de trabalho permitem diferenças regionais nos salários, desemprego e rendimentos do trabalho. Desse modo, a interação entre choques de comércio específicos dos setores e a composição setorial a nível regional, fornece uma medida de choques na demanda do mercado de trabalho local, induzidas pelo comércio (DIX-CARNEIRO ET AL., 2018).

A conexão teórica entre *outcomes* do mercado de trabalho (tais como, rendimento e emprego) e choque de comércio é baseada nos argumentos desenvolvidos inicialmente por Topalova (2010) e formalizados no modelo desenvolvido por Kovak (2013). Nesse modelo, o ajustamento se dá via preços, onde a redução de tarifas entre os setores, implementada pela liberalização comercial, reduz os preços enfrentados por cada indústria. Portanto, baseado em Kovak (2013), o efeito da liberalização comercial sobre o salário regional é determinado por uma média ponderada da mudança de preços induzida pela liberalização comercial, dado por:

$$\Delta \ln(w_r) = \Delta TR_r \quad (1)$$

onde $\Delta \ln(w_r)$ é a mudança proporcional na taxa de salário induzida pela liberalização, na região r ; e ΔTR_r é a mudança de tarifa ao nível de região, isto é, a mudança média na tarifa enfrentada por cada região, ponderada pela importância de cada setor no emprego regional. ΔTR_r mensura, de forma efetiva, o quanto a liberalização comercial afetou a demanda de trabalho na região r , dada por:

$$\Delta TR_r = - \sum_{i \in T} \psi_{ri} \Delta \ln(1 + \tau_i), \quad (2)$$

em que,

$$\psi_{ri} = \frac{\frac{\lambda_{ri}}{\varphi_i}}{\sum_{j \in T} \frac{\lambda_{rj}}{\varphi_j}} \quad e \quad \Delta \ln(1 + \tau_i) = \{\ln(1 + \tau_{it'}) - \ln(1 + \tau_{it})\},$$

onde τ_i é a tarifa sobre a indústria i , t' e t representam, respectivamente, o período final e inicial, λ_{ri}

⁵Para a economia brasileira, Campos et al. (2007) analisam a relação entre o comércio internacional e a distribuição de renda (ou desigualdade), para o período 1997-2002, no âmbito da desigualdade de rendimentos entre trabalhadores qualificados e não qualificados da indústria de transformação, a qual apresentou tendência de queda.

é a parcela inicial dos trabalhadores da região r empregados na indústria i , φ_i é igual a um menos a parcela da massa salarial da indústria i e T denota o conjunto de todas as indústrias *tradebles* (manufatura, agricultura e mineração). Em adição, Kovak (2013) também mostra como abordar setores *non-tradebles*⁶.

3.2 Mercado de Trabalho Local e Fertilidade

Mudanças nas condições econômicas, tais como as causadas por choques econômicos, eventos climáticos ou mudanças de políticas, têm impactos sobre o comportamento demográfico? A resposta para esse questionamento não parece ser tão trivial, e tem importantes implicações na elaboração de políticas públicas. Do âmbito teórico, os efeitos esperados são ambíguos, principalmente devido à “tensão” entre os efeitos renda e substituição. Para ajudar a entender os resultados empíricos aqui apresentados, nesta seção apresenta-se a estrutura conceitual que fornece suporte à relação das condições do mercado de trabalho com o comportamento da fertilidade. Desde os modelos de crescimento populacional de Malthus (1798), que previam uma relação positiva entre o crescimento da população e o crescimento da renda, novos modelos têm surgido com foco nessa relação. Os modelos neoclássicos mais simples, com origem em Becker (1960), também previam essa mesma relação entre fertilidade e renda sob a hipótese de que as crianças, da mesma forma que outros bens de consumo, são um bem normal. No entanto, evidências empíricas ao longo das últimas décadas têm desafiado essas previsões (AHN E MIRA, 2002).

A teoria econômica da fertilidade, baseada em Becker (1960, 1965) e Mincer et al. (1963) e Becker e Lewis (1974), tem servido de ponto de partida para o entendimento do comportamento da fertilidade, inclusive para a compreensão da relação entre as condições do mercado de trabalho e fertilidade. Nesse contexto, forças concorrentes moldam as expectativas de como as condições do mercado de trabalho podem afetar a fertilidade. Becker (1960) introduz os filhos na função de utilidade dos pais como um bem durável. Como existem poucos substitutos para esse tipo de bem, pela teoria do consumidor, são assumidos como um bem normal. Portanto, essa suposição implica que a fertilidade deve responder positivamente a um aumento na renda da família (LOVENHEIM E MUMFORD, 2013). No entanto, evidências empíricas têm se mostrado inconsistentes com esta estrutura teórica.

Com base nas experiências empíricas da relação negativa entre as condições do mercado de trabalho e fertilidade, duas explicações predominam: primeiro, o *trade-off* quantidade/qualidade (Becker, 1960); e, segundo, a hipótese do custo do tempo (Becker, 1965, Mincer et al., 1963). A primeira se refere à observação de que os pais têm preferências tanto pela quantidade quanto pela qualidade dos filhos. Uma vez que a elasticidade renda da demanda por qualidade excede a elasticidade renda da demanda pelo número de filhos, com o aumento da renda, os pais irão substituir a quantidade de filhos pela qualidade dos mesmos. Portanto, o aumento da renda pode reduzir a fertilidade se a elasticidade renda pela qualidade for suficientemente maior que a elasticidade renda por quantidade. A segunda hipótese para a explicação dessa correlação negativa atribui o maior custo de oportunidade dos pais, quer pelo aumento das taxas salariais do mercado ou porque a maior renda da família aumenta o valor do tempo dos pais em desempenhar atividades fora do mercado de trabalho (DETLING E KEARNEY, 2014). Assim, uma redução de salários pode simultaneamente reduzir os retornos e aumentar a fertilidade (LINDO, 2010)⁷.

Uma vasta literatura tem investigado como as condições do mercado de trabalho afetam o comportamento da fertilidade das famílias. A literatura empírica, ao analisar essas relações, geralmente utiliza medidas de salários (ou rendimentos) e o *status* do emprego (ou desemprego), para mensurar as condições do mercado de trabalho. Embora esteja-se longe de um consenso, a literatura

⁶Note que, da forma como ΔTR_r está especificado, regiões com ΔTR_r mais positivo são as regiões com uma maior redução nas tarifas. Esta transformação é utilizada para a especificação empírica.

⁷Usamos aqui o contexto de um modelo estático de fertilidade. Enquanto estes modelos tem a vantagem de sua relativa simplicidade, os modelos dinâmicos são atraentes pois podem capturar os efeitos de incentivos econômicos que podem afetar o *timing* da fertilidade, mesmo que não afetam a taxa de fertilidade completa (LINDO, 2010).

sugere que as taxas de nascimento declinam quando as condições do mercado de trabalho enfraquecem – e vice-versa –, favorecendo o argumento de que a demanda por filhos é pró-cíclica. Alguns dos potenciais mecanismos incluem a perda de emprego, incertezas sobre os salários e o emprego, choques de riqueza, redução no valor de imóveis e mudanças no custo do tempo (associado ao custo de oportunidade feminino). Evidências *cross-country* apontam que existe uma forte correlação negativa entre PIB e fertilidade (Lovenheim e Mumford, 2013). Dentre estudos que investigam os efeitos de variáveis do mercado de trabalho sobre a fertilidade, com uma estratégia empírica semelhante à abordada neste estudo, e como um resultado para os desafios atrelados a identificação, destaca-se Dettling e Kearney (2014), Lovenheim e Mumford (2013), que identificam o efeito renda de choques sobre *housing wealth*; Black et al. (2013), Lindo (2010) analisam mudanças nas condições do mercado de trabalho masculino; e, Ananat et al. (2013), Del Bono et al. (2012) verificam o desligamento involuntário do emprego⁸.

Nestes estudos, percebe-se o grande desafio em identificar uma variação exógena crível, nas condições do mercado de trabalho. Paralelamente, uma robusta linha de pesquisa em economia do trabalho e economia internacional mostra que o grau de exposição à globalização e/ou competição internacional afeta, de forma persistente, as condições do mercado de trabalho. Esse estudo busca preencher este *gap* relacionando tais literaturas, analisando a relação mercado de trabalho-fertilidade, com uma variação exógena às condições do mercado de trabalho proveniente da literatura de economia internacional. Em suma, os efeitos das condições do mercado de trabalho sobre a fertilidade podem ser atribuídos, principalmente, a um “efeito renda” e a um “efeito substituição”, sendo essa a fundamentação teórica que irá servir como base para conectar as condições do mercado de trabalho ao comportamento demográfico entre as microrregiões brasileiras, sendo que, mesmo com a discussão acima apresentada, o efeito das condições do mercado de trabalho sobre a fertilidade é, ultimamente, uma questão empírica.

3.3 Estratégia Empírica

Metodologicamente, esse estudo baseia-se em uma abordagem de equilíbrio parcial para identificar a ligação entre abertura comercial e fertilidade no curto/médio prazo. De forma mais específica, concentra-se nos efeitos da liberalização de comércio sobre a fertilidade (especificação na forma reduzida), identificando um possível mecanismo para essa interrelação. Para tanto, inicialmente estima-se a especificação interligando as mudanças na taxa de fertilidade diretamente às mudanças na tarifa regional, sendo a especificação na forma reduzida dada pela seguinte equação:

$$\Delta_{t,t'} \ln(fert_{jr}) = \delta_{t,t'} + \varphi_{t,t'} \Delta_{t,t'} TR_r + \sigma_{1t,t'} X_{jr} + \varepsilon_{jr,t,t'} \quad (3)$$

onde Δ é o operador de diferenças; $\delta_{t,t'}$, $\varphi_{t,t'}$ e $\sigma_{1t,t'}$ são os parâmetros, $\varepsilon_{jr,t,t'}$ é o termo de erro, t e t' representam, respectivamente, o período inicial (1991) e final (2000) e jr identifica a unidade de análise. $fert_{jr}$ é a taxa de fertilidade, mensurada, na especificação principal, como o número de nascimentos por mil mulheres em idade fértil (16-45 anos); e, ΔTR_r , é a mudança na tarifa regional. A especificação em diferenças remove qualquer preocupação relacionada à heterogeneidade não observada invariante no tempo entre a fertilidade e a mudança na tarifa regional. A mudança comum nos indicadores da taxa de fertilidade entre as microrregiões é capturada por $\delta_{t,t'}$, o termo constante. X_{jr} é um conjunto de variáveis de controle com características da população e socioeconômicas para cada mercado de trabalho local. O efeito de ΔTR_r sobre a taxa de fertilidade, na forma reduzida, é dado por $\varphi_{t,t'}$.

⁸Em estudo com propósitos análogos aos deste estudo, Autor et al. (2017) analisam o impacto de choques no mercado de trabalho sobre a fertilidade para os Estados Unidos (EUA). Os autores mostram que choques adversos às oportunidades de emprego local, desagregados por gênero, provenientes do aumento da competição de bens manufaturados da China, não têm impactos paralelos sobre o número de nascimentos. Enquanto que o efeito geral é uma redução na fertilidade, choques adversos no emprego, *gender-specific*, têm impactos compensatórios sobre a fertilidade, sendo que choques *female-specific* aumentam o número de nascimentos e *male-specific* tem efeito contrário.

Para a identificação de um possível mecanismo pelo qual o comércio afeta a taxa de fertilidade, combinam-se as estratégias empíricas desenvolvidas por Topalova (2007, 2010) e Kovak (2013); Dix-Carneiro et al. (2018); e Autor et al. (2015) e Schaller (2016), para identificar o impacto de choques no mercado de trabalho local sobre a taxa de fertilidade em um processo de dois estágios. Portanto, o efeito das condições do mercado de trabalho local sobre a fertilidade é resumido na equação a seguir:

$$\Delta_{t,t'} \ln(fert_{jr}) = \alpha_{t,t'} + \beta_{t,t'} \Delta_{t,t'} CMT_{jr} + \sigma_{2t,t'} X_{jr} + u_{jr,t,t'} \quad (4)$$

onde Δ é o operador de diferenças; $\alpha_{t,t'}$ e $\beta_{t,t'}$ são os parâmetros, $u_{r,t,t'}$ é o termo de erro; e, CMT_r , principal mecanismo de transmissão do efeito da política comercial, representa as condições do mercado de trabalho local (rendimento e emprego). A mudança comum nos *outcomes* de fertilidade entre as microrregiões é capturada por $\alpha_{t,t'}$, o termo constante. As demais variáveis são definidas como anteriormente.

O objetivo dessa estratégia é identificar o parâmetro $\beta_{t,t'}$, que captura o efeito total das condições do mercado de trabalho sobre a fertilidade. Como discutido anteriormente, a relação entre esses dois fenômenos (condições do mercado de trabalho e fertilidade) pode ser viesada por variáveis omitidas, simultaneidade ou simplesmente erros de medida. Então, a correlação estimada entre a condição do mercado de trabalho e fertilidade pode ser falha de modo que, *ex ante*, o nexos de causalidade do (des)emprego ou rendimento sobre a fertilidade não é óbvia, conduzindo muitas vezes à preocupação da causalidade reversa. Por exemplo, as famílias tomam a decisão de ter filhos baseadas em características não observáveis, que podem estar associadas com a própria determinação do desemprego/rendimento. Se essas características não observáveis são positivamente correlacionadas com a condição do mercado de trabalho e são também positivamente correlacionadas com a decisão de ter filhos, o efeito estimado será viesado para baixo. Ainda, causalidade reversa pode também viesar os efeitos do mercado de trabalho sobre a fertilidade (isto é, a fertilidade reduz a participação das mulheres no mercado de trabalho). Portanto, o coeficiente $\beta_{t,t'}$, estimado via OLS, provavelmente será viesado, não refletindo o efeito causal de CMT_r sobre a fertilidade. Desse modo, para que um estimador não viesado seja obtido, uma variável instrumental é necessária, ou seja, uma fonte de variação exógena que irá afetar os *outcomes* de fertilidade através de uma mudança no mercado de trabalho faz-se necessária.

Portanto, para a identificação do mecanismo de efeito da política comercial sobre a taxa de fertilidade, especifica-se inicialmente a relação entre a mudança de tarifas ΔTR_r e as condições do mercado de trabalho (primeiro estágio na estimação *2SLS*). Assim sendo, de maneira similar a Dix-Carneiro et al. (2018), o primeiro estágio isola as mudanças no mercado de trabalho da economia local induzidas pelas mudanças nas tarifas regionais, dada pela seguinte equação:

$$\Delta_{t,t'} CMT_r = \theta_{t,t'} + \gamma_{t,t'} \Delta_{t,t'} TR_r + \sigma_{3t,t'} X_r + v_{rt,t'} \quad (5)$$

onde $\theta_{t,t'}$ e $\gamma_{t,t'}$ são os parâmetros; e $v_{rt,t'}$ o termo de erro. Intuitivamente, para identificar como um choque de comércio local se traduz em mudanças na taxa de fertilidade, estima-se, em um primeiro estágio, o efeito de ΔTR_r sobre o mercado de trabalho e, num segundo estágio, o efeito da mudança no *outcome* do mercado de trabalho induzida por ΔTR_r (ou seja, $\Delta_{t,t'} \hat{CMT}_r$, onde lê-se, CMT estimado) sobre a taxa de fertilidade⁹.

No contexto deste estudo, assumindo que a taxa de emprego ou o rendimento do mercado de trabalho é o único mecanismo pelo qual o choque de comércio afeta a fertilidade, essa estratégia empírica se resume a uma estimativa via Variável Instrumental, em que ΔTR_r é utilizada como instrumento para a taxa de emprego/rendimento. Dessa forma, pode-se estimar de forma não viesada o parâmetro $\beta_{t,t'}$ da equação 4.

⁹Quanto a questão da exogeneidade, é pouco provável que uma política comercial de tamanha magnitude como a aplicada no Brasil, foi conduzida com base nas condições da taxa de fertilidade local.

4 Dados

Nesta seção, apresenta-se a definição das variáveis, suas respectivas fontes e algumas estatísticas descritivas para o período em análise. Três conjuntos principais de dados são necessários: *i*) taxa de fertilidade; *ii*) as condições do mercado de trabalho local (rendimento do trabalho e taxa de emprego); e *iii*) exposição ao mercado internacional, mensurada pela mudança nas tarifas, específicas dos setores industriais. Cada conjunto de dados será abordado na sequência.

O mercado de trabalho local é definido como em Kovak (2013). Define-se 494 microrregiões (mmc) consistentes ao longo do período de 1991 a 2000, em que as microrregiões são definidas como um conjunto de municípios contíguos com condições geográficas e socioeconômicas similares, definidas pelo IBGE¹⁰. Essa abordagem tem sido amplamente utilizada na literatura (por exemplo, Kovak (2013), Hirata e Soares (2016), Dix-Carneiro e Kovak (2015, 2017a,b) e Dix-Carneiro et al. (2018)). E, são definidos como municípios as 4,267 áreas mínimas comparáveis (amc's) consistentes ao longo do período 1991-2000, conforme metodologia desenvolvida pelo IPEA.

Para a construção de ΔTR_r a nível de mmc, são utilizados os dados de tarifas setoriais elaboradas por Kume et al. (2003), que calculam as tarifas médias para 32 setores da economia brasileira, diretamente da legislação de comércio internacional. A classificação setorial final consiste de 21 indústrias, incluindo a agricultura, bens *nontraded* e o setor de serviços. Dados do valor adicionado e rendimento total do trabalho, por setor, utilizados no cálculo da mudança média das tarifas ao nível de microrregião, são obtidos junto às Contas Nacionais do IBGE. A metodologia para o cálculo de ΔTR_r foi desenvolvida por Kovak (2013) e tem sido amplamente utilizada para estudar os efeitos da exposição ao mercado internacional sobre economias regionais (por exemplo, Hirata e Soares (2016), Dix-Carneiro e Kovak (2015, 2017a,b) e Dix-Carneiro et al. (2018)).

Na construção das variáveis do mercado de trabalho e da taxa de fertilidade, utiliza-se duas edições do censo Demográfico Brasileiro, elaborado pelo IBGE. Inicialmente, utiliza-se dados do censo para construir os dois principais *outcomes* do mercado de trabalho: o rendimento e o *status* do emprego. Os indicadores das condições do mercado de trabalho, construídos ao nível de microrregião, são livres do efeito composição e a amostra é restrita para indivíduos com idade entre 18 e 64 anos. Os salários são definidos como o rendimento/hora e o *status* do emprego é definido pela situação do emprego. Ainda, na especificação dos *outcomes* do mercado de trabalho, utilizam-se outras informações do censo, como idade, sexo, anos de educação e localização geográfica. As variáveis de rendimento têm como base o ano de 2000.

Com base nas informações dos censos de 1991 e 2000, a variável de resultado (taxa de fertilidade) é definida de maneira análoga à La Ferrara et al. (2012), como o número de nascimentos por mil mulheres em idade fértil (mulheres com idade entre 15 e 49 anos). Uma vez que não existem estatísticas confiáveis sobre registro civil para o início dos anos 90, essa variável é construída diretamente com as informações do censo¹¹. Em adição, outras informações ao nível de indivíduos são utilizadas para calcular uma série de variáveis introduzidas como controles nas especificações. Características sociodemográficas, tais como raça, religião, localização do domicílio, estado conjugal e número de imigrantes (se nasceu em Estado diferente do Estado onde reside) são elaboradas ao nível de municípios. Por fim, elaboram-se as seguintes variáveis, também ao nível de municípios: população residente, o percentual de mulheres com idade entre 15 e 49 anos no total da população, população com ensino médio e ensino superior completos e o número de profissionais de saúde (médicos e enfermeiras) por mil habitantes¹².

Uma vez que a abordagem empírica explora a heterogeneidade regional no impacto da exposição à competição internacional e seus impactos sobre a taxa de fertilidade, no painel (a) da Figura 2,

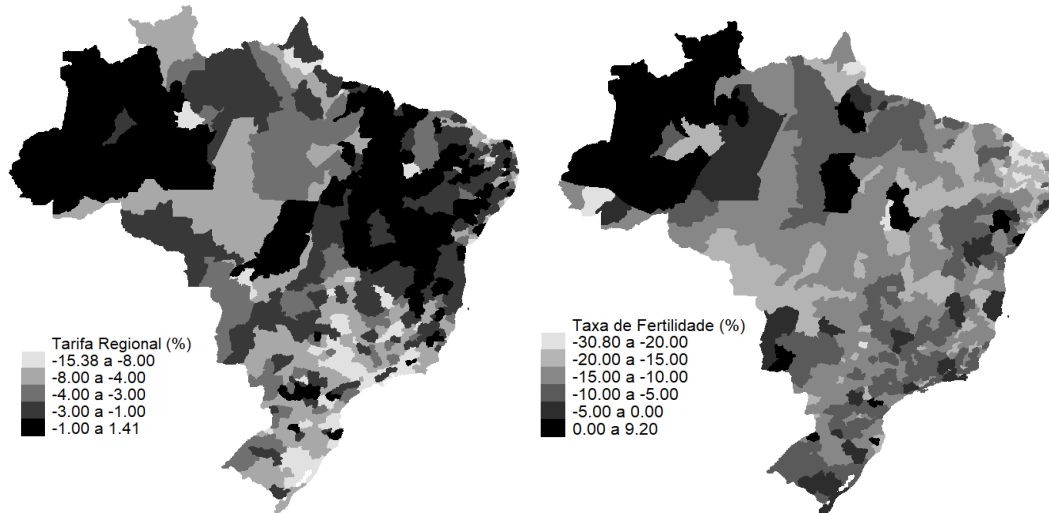
¹⁰As 558 microrregiões definidas pelo IBGE são reagrupadas em 494 microrregiões consistentes de 1991-2000.

¹¹No questionário do censo existe uma pergunta sobre o número de filhos que uma mulher declara ter até o momento, para mulheres com idade superior a dez anos.

¹²Como um exercício de robustez, as especificações serão também estimadas ao nível de microrregiões (mmc), sendo as variáveis construídas de maneira análoga

apresenta-se a mudança na tarifa regional (ΔTR_r) entre as microrregiões e, no painel (b), apresenta-se a distribuição da diferença no *log* da taxa de fertilidade entre 1991 e 2000, $\Delta_{91-00} \ln(fert_r)$. Ambas as figuras apresentam, visualmente, o tipo de variação a ser explorada no presente estudo, de modo que tons mais claros representam reduções mais intensas nas tarifas e na taxa de fertilidade.

Figura 2: Mudança de Tarifas e Distribuição da Taxa de Fertilidade.



(a) Mudança de Tarifa Regional: 1990-1995. (b) Mudança na taxa de fertilidade: 1991-2000.

Notas: Dados de [Kume et al. \(2003\)](#) e [Kovak \(2013\)](#) (tarifas) e dos censos de 1991 e 2000 (taxa de fertilidade). Painel (a): Mudança de Tarifa Regional: 1990-1995. Painel (b): Distribuição da mudança na taxa de fertilidade: 1991-2000. Fonte: Elaborada pelos autores.

Estatísticas descritivas para as principais variáveis de interesse, com base nos dados do censo de 1991 e 2000 e a mudança de tarifas, são apresentadas na Tabela 1. Com base na Tabela 1, percebe-se que a taxa de fertilidade apresentou uma redução, em média, de 0.27 filhos por mulher com idade entre 15 e 49 anos. Além disso, com base no painel (b) da Figura 2 e na parte inferior da Tabela 1, verifica-se um elevado grau de heterogeneidade no comportamento da taxa de fertilidade entre as microrregiões. Por fim, algumas considerações gerais sobre os dados são necessárias. Para as variáveis de mercado de trabalho e de fertilidade, são considerados dois momentos no tempo: 1991, como o ponto de equilíbrio no período anterior à reforma; e 2000, como o período posterior ao episódio da abertura comercial¹³. No que se refere a ΔTR_r , são considerados os anos de 1990 e 1995, conforme discutido na seção 2. E, como a microrregião de Manaus pertence a uma zona de livre comércio, foi excluída da análise empírica.

5 Resultados

Nesta seção, apresenta-se os resultados das especificações apresentadas na seção 3, com ênfase nos resultados da forma reduzida e no principal mecanismo de transmissão do impacto da exposição à competição internacional à taxa de fertilidade. Em adição, testes de robustez são efetuados e é verificada a existência de alguma heterogeneidade nos resultados.

5.1 Choque de Comércio Local e Taxa de Fertilidade

Esta seção apresenta os resultados para a forma reduzida. A Tabela 2 contém o primeiro conjunto de resultados e apresenta os resultados para a especificação na equação 3, com os efeitos de

¹³Uma vez que o período mais próximo com informações sobre o mercado de trabalho é o censo de 1991, utiliza-se este ano como ponto de partida para a ponderação no cálculo da tarifa regional.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas.

Variável	1991			2000		
	Média	D.P.	Obs.	Média	D.P.	Obs.
Taxa de fertilidade ^a	2,291.76	504.5567	4,267	2,023.13	416.8811	4,267
% brancos	0.4972	0.2782	4,267	0.5266	0.2479	4,267
% católicos	0.8884	0.0890	4,267	0.8205	0.1107	4,267
% população urbana	0.5366	0.2317	4,267	0.6182	0.2176	4,267
% mulheres casadas	0.5253	0.0563	4,267	0.5276	0.0547	4,267
% pop. educ. sup.	0.0147	0.0159	4,267	0.0201	0.0194	4,267
% imigrantes	0.1073	0.1292	4,267	0.1073	0.1138	4,267
População	34,407	193,190	4,267	39,810	213,592	4,267
ln(prof. de saúde)	0.5837	0.6101	4,267	0.8043	0.6874	4,267
Taxa de Emprego	0.6187	0.4857	9,070,475	0.6097	0.4878	11,603,690
Rendimento ^b	2.8781	7.2472	5,524,831	3.4946	12.1357	6,551,756
Idade	35.2870	12.4967	9,070,475	35.8861	12.6003	11,603,690
Anos de Estudo	5.1283	4.3002	9,064,868	6.2355	4.3356	11,492,734
Feminino	0.5092	0.4999	9,070,475	0.5093	0.4999	11,603,690
Varição entre percentis		(p10)	(p25)	(p50)	(p75)	(p90)
Δ_{91-00} Tarifa Comercial		0.0056	0.0167	0.0380	0.0716	0.1045
Δ_{91-00} Emprego		-0.0236	-0.0076	0.0155	0.0340	0.0549
Δ_{91-00} Taxa de Fertilidade		-0.2436	-0.1839	-0.1239	-0.0643	0.0012

Notas: Dados dos censos de 1991 e 2000. Dados de tarifas são de Kume et al. (2003). D.P.: Desvio Padrão. ^a Taxa de Fertilidade por mil mulheres com idade entre 15-49 anos. ^b Rendimento Real/hora em R\$ de 2000. Fonte: Elaborada pelos autores.

curto/médio prazo do choque local induzido pela liberalização comercial sobre a taxa de fertilidade (mensurada pelo número de nascimentos por mil mulheres com idade entre 15 e 49 anos). Os erros-padrão são ajustados para 493 microrregiões (mmc) consistentes ao longo do período, para considerar potencial correlação espacial nos *outcomes* entre regiões vizinhas. A unidade de análise para a variável dependente é o município (consistentes para o período 1991-2000)¹⁴. Primeiro, a coluna 1 contempla a especificação que relaciona a mudança na taxa de fertilidade local, em $\log(\Delta_{91-00} \ln(fert_{jr}))$, à mudança na tarifa regional (ΔTR_r), sem ponderar as observações e sem variáveis de controle. Percebe-se que existe uma significativa relação positiva entre a mudança na taxa de fertilidade e a mudança na tarifa regional, indicando que os municípios em regiões mais expostas ao processo de abertura comercial – maior competição externa – (como definido na seção 3, um (ΔTR_r) mais positivo) também apresentaram um aumento na taxa de fertilidade em relação à média nacional. Na coluna 2, pondera-se a mesma especificação da coluna 1 pelo tamanho da população em 1991.

Na coluna 3, para considerar qualquer mudança ao nível estadual que pode ter afetado o comportamento da variável de interesse nos municípios daquele estado, adiciona-se efeitos fixos de estados (26 estados mais o Distrito Federal) à especificação da coluna 2. A introdução dessa variável reduz ligeiramente a magnitude, ao passo que aumenta a precisão do coeficiente de interesse, mas permanece similar a coluna 2. Características específicas dos estados não parecem estar correlacionadas com o coeficiente estimado. Nas colunas 4 e 5, acrescentam-se variáveis de controle à especificação da coluna 3, com características demográficas ao nível de municípios. Na coluna 4, as variáveis inclusas correspondem à variação (1991-2000) no % da população de raça branca, no % da população católica, no % da população urbana, no % das mulheres casadas, no % de imigrantes (definida como pessoas nascidas em outro Estado) e no % de mulheres com idade entre 15 e 49 anos. Por fim, na coluna 5,

¹⁴ Ao longo do texto, o termo município é utilizado de forma análoga à expressão “amc’s”, consistentes ao longo do período de 1991 a 2010.

acrescenta-se a mudança % da população com ensino superior completo e a variação % no número de profissionais de saúde, para controlar, respectivamente, pelo aumento do nível educacional e melhorias no acesso a serviços de saúde. É importante salientar que, nas estimativas das colunas 2-5, a magnitude e a significância do coeficiente de interesse são pouco sensíveis à inclusão de variáveis de controle¹⁵.

Tabela 2: Mudança na Tarifa Regional (ΔTR_r) e mudança na taxa de fertilidade: 1991-2000.

Var. Dep.:	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
$\Delta_{91-00} \ln(fert_{jr})$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ΔTR_r	0.1302** (0.059)	0.4556*** (0.105)	0.3776*** (0.067)	0.3323*** (0.051)	0.3594*** (0.049)
N	4,260	4,260	4,260	4,260	4,260
R^2	0.0021	0.0851	0.2044	0.3483	0.3499
EF UF			✓	✓	✓
Controles				✓	✓

Notas: Dados do censo para 1991 e 2000. Erros padrão são ajustados ao nível de mmc (em parênteses). Colunas: (1) As observações não são ponderadas; (2) As observações são ponderadas pela população; (3) Adiciona-se efeitos fixos de Estados à coluna (2); (4) Adiciona-se variáveis de controle à coluna (3): variação % da população de raça branca, variação % da população católica, variação % da população urbana, variação % das mulheres casadas, variação % da população que nasceu em outro estado e variação % da participação da população com idade entre 15 e 49 anos; (5) Adiciona-se as variáveis de controle à coluna (4): variação % da população com ensino superior e variação % do número de profissionais de saúde. Nível de significância: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Fonte: Elaborada pelos autores.

Pelos resultados da Tabela 2, a magnitude do efeito da mudança da tarifa regional sobre a taxa de fertilidade é expressiva e significativa, aos níveis de significância padrões. A especificação principal é dada pela coluna 3, ou seja, um coeficiente de 0.3776. Os efeitos da mudança de tarifas são interpretados deslocando uma região r do percentil 10 para o percentil 90 da distribuição da mudança de tarifas, o que significa uma diferença de 0.099 pontos em log na exposição à competição internacional. O diferente grau de exposição das regiões significa um aumento na taxa de fertilidade de 0.0374. Essa variação na taxa de fertilidade é equivalente a um aumento de 3.8%. Embora possa parecer um efeito pequeno, tratando-se de uma variável que se move lentamente ao longo dos anos, sua magnitude é considerável. De forma alternativa, o desvio padrão da mudança na taxa de fertilidade (1991-2000) entre as regiões é de 0.2163 pontos em log, de modo que o coeficiente estimado é equivalente a um aumento de 17.3% na mudança de 1991-2000 no log da taxa de fertilidade.

De maneira similar a [Dix-Carneiro et al. \(2018\)](#), uma consideração digna de destaque é que a estratégia de identificação aqui explorada não estima o impacto causal de um choque regional na explicação da tendência agregada da taxa de fertilidade, ou seja, não estima efeitos absolutos da liberalização comercial sobre o comportamento da fertilidade. Na verdade, estima-se o efeito da redução de tarifas sobre desvios dessa tendência. Além disso, estimativas de $\varphi_{t,t'}$ na equação da forma reduzida demonstram apenas efeitos relativos da política comercial sobre a taxa de fertilidade, não revelando efeitos de equilíbrio geral. No entanto, a variação aqui explorada, através da comparação de regiões mais afetadas pela abertura comercial com as menos afetadas, revela a existência de uma relação entre o choque econômico local e o comportamento da taxa de fertilidade.

5.1.1 Teste placebo e controle pré-tendência

Os resultados da seção anterior apontam que o choque local induzido pela liberalização comercial tem efeitos significativos sobre o comportamento da taxa de fertilidade. Nesta seção, três exercícios que examinam a robustez desses resultados são realizados, embora apresenta-se apenas um. Primeiro, um potencial problema para a identificação adotada pode ocorrer se a mudança de tarifa regional, ΔTR_r , está correlacionada com a tendência pré-choque no *outcome* de interesse. Para demonstrar que esse não é um problema nas estimativas, reestima-se a Tabela 2, incluindo-se

¹⁵Discussão mais ampla acerca das variáveis de controle é efetuada na seção 5.3.

como controle a variação na taxa de fertilidade entre 1980 e 1991 e os resultados não se alteram. O segundo exercício que investiga se a tendência pré-existente pode representar um problema para a identificação testa se a mudança na taxa de fertilidade entre 1980 e 1991 estava correlacionada com a mudança futura na proteção comercial (1990-1995). Corroborando a conclusão anterior, a Tabela 3 mostra que não existe uma relação entre a mudança de tarifas e a taxa de fertilidade no período anterior à abertura comercial – variável dependente $\Delta_{80-91} \ln(fert_{jr})$. Ao longo das colunas 2-3, verifica-se a mudança de direção e a não significância dos coeficientes, conforme o esperado. Portanto, a tendência pré-existente parece não ser uma preocupação para os exercícios empíricos até aqui desenvolvidos e os desenvolvidos na sequência.

Tabela 3: Mudança na Taxa de Fertilidade (1980-1991) e Mudança na Tarifa Regional - Teste Placebo.

Var. Dep.:	OLS	OLS	OLS
$\Delta_{80-91} \ln(fert_{jr})$	(1)	(2)	(3)
ΔTR_r	-0.2442** (0.110)	0.0511 (0.105)	-0.1173 (0.078)
N	3,647	3,647	3,647
R^2	0.0058	0.0009	0.2071
EF UF			✓

Notas: Dados dos censos para 1980 e 1991. Erros padrão são ajustados ao nível de mmc (em parênteses). Unidade de análise é o município (amc). Áreas mínimas comparáveis e microrregiões que são consistentes ao longo do período 1980-2010. As observações são ponderadas pela população (colunas 2 e 3). Na coluna 3, adiciona-se efeitos fixos de Estados à especificação da coluna 2. Nível de significância *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Fonte: Elaborada pelos autores.

Por fim, outro exercício considera uma medida de tempo alternativa da liberalização comercial. A especificação principal utiliza a mudança de tarifas entre 1990 e 1995 como o período correspondente à liberalização, obviamente por ter sido o período mais intenso da abertura comercial. Para demonstrar que os resultados encontrados não são direcionados pela escolha do período da mudança de tarifas, utiliza-se, de forma alternativa, a mudança de tarifas entre 1990 e 1998 – último ano em que os dados de tarifas, específicas por setor, são calculados por [Kume et al. \(2003\)](#) – ([Hirata e Soares, 2016](#)). O coeficiente estimado é 0.3768, muito próximo ao resultado da coluna 3 da Tabela 2. Dessa forma, o tempo de mensuração da mudança de tarifas não parece interferir nos resultados.

5.2 Liberalização Comercial, Mercado de Trabalho Local e Fertilidade

A priori, o canal pelo qual o choque de comércio afeta a taxa de fertilidade não é claro. No entanto, de acordo com o discutido anteriormente, um dos principais meios pelo qual o processo de liberalização comercial pode levar a mudanças no planejamento familiar, mensurado pela taxa de fertilidade, é através de seu efeito sobre a mudança de indicadores do mercado de trabalho. Desse modo, pelo contexto aqui apresentado, a especificação em dois estágios, apresentada na seção 3.3, é similar ao seguinte questionamento: Qual um possível mecanismo para os efeitos encontrados na seção anterior? Sendo assim, as condições do mercado de trabalho constituem um canal natural através do qual o aumento da competição internacional tem efeitos sobre o comportamento da taxa de fertilidade.

5.2.1 Liberalização comercial e mercado de trabalho local

Nesta seção, apresenta-se os resultados para a especificação dada pela equação 5. A Tabela 4 apresenta os resultados para os efeitos da mudança de tarifa regional sobre indicadores do mercado de trabalho. Nas colunas 1 a 3, a variável dependente é o rendimento do mercado de trabalho local, $\ln(w_r)$, enquanto que nas colunas 4 a 6 é a taxa de emprego $\ln(EMP_r)$. Os resultados encontrados são consistentes com evidências anteriores para a economia brasileira (por exem-

plo, [Menezes-Filho e Muendler \(2011\)](#), [Kovak \(2013\)](#), [Dix-Carneiro \(2014\)](#), [Dix-Carneiro e Kovak \(2017b\)](#)) e para outros países ([Autor et al. \(2013\)](#) para os EUA, [Goldberg e Pavcnik \(2005\)](#) para a Colômbia e [Topalova \(2007, 2010\)](#) para a Índia), sendo praticamente consenso a evidência que, em mercados de trabalho locais afetados de forma mais intensa pela competição estrangeira, as condições do mercado de trabalho, decaíram de forma mais acentuada.

Tabela 4: Mudança na Tarifa Regional ΔTR_r e Condições do Mercado de Trabalho Local.

Var. Dep.:	Salário			Emprego		
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔTR_r	-0.5766 (0.366)	-0.6947*** (0.091)	-0.6555*** (0.093)	-0.3118*** (0.026)	-0.3190*** (0.030)	-0.2832*** (0.028)
N	493	493	493	493	493	493
R^2	0.0662	0.6913	0.6986	0.2761	0.4493	0.4788
EF UF		✓	✓		✓	✓
Controles			✓			✓

Notas: Dados do censo para 1991 e 2000. Erros padrão são ajustados ao nível de mmc (em parênteses). Unidade de análise é um mercado de trabalho local (493 mmc's). As observações são ponderadas pela população. Nas colunas 1-3 a variável dependente é a mudança (1991-2000) no rendimento ao nível de mmc. Nas colunas 4-6 a variável dependente é a mudança (1991-2000) na taxa de emprego ao nível de mmc. As especificações das colunas 1 e 4 são estimadas sem efeitos fixos de estados, enquanto que as demais especificações controlam para efeitos fixos de estados. As colunas 3 e 6 acrescentam variáveis de controle às colunas 2 e 5 (iguais a Tabela 2). Nível de significância *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Fonte: Elaborada pelos autores.

Para tornar os resultados comparáveis com os estudos anteriormente citados para a economia brasileira, nas colunas 2 e 5 apresenta-se as especificações com efeitos fixos de estados. A direção dos resultados é similar, por exemplo, a [Dix-Carneiro et al. \(2018\)](#), ao passo que a magnitude dos coeficientes é ligeiramente inferior. Pelos resultados encontrados, verifica-se que o aumento da competição externa reduziu tanto o rendimento quanto a taxa de emprego nos mercados locais mais atingidos. Na especificação das colunas 3 e 6, para tornar os resultados desse primeiro estágio consistentes com os da Tabela 2, estima-se a especificação com a inclusão tanto de efeitos fixos de estados, quanto de variáveis de controle, com as características demográficas. Os resultados nas colunas 2 e 5 da Tabela 4 constituem o primeiro estágio da estimação via variável instrumental. As estimativas apontam que uma maior exposição em 0.1 pontos percentuais poderia levar a uma redução de 0.32 pontos percentuais na taxa de emprego e 0.70 pontos percentuais no rendimento.

5.2.2 Condições do mercado de trabalho local e taxa de fertilidade

Para dar suporte à hipótese das condições do mercado de trabalho como um mecanismo subjacente à relação entre a liberalização comercial e a taxa de fertilidade, bem como, para aproximar as estimativas aqui apresentadas com aquelas já encontradas na literatura, estima-se a especificação 2SLS da taxa de fertilidade sobre as condições do mercado de trabalho utilizando a exposição à abertura comercial, como um instrumento para a mudança nas condições do mercado de trabalho local. A restrição de exclusão é satisfeita, com a plausível exogeneidade de ΔTR e, seu poder de explicação é demonstrado pela sua relação com as condições do mercado de trabalho, apresentada na seção 5.2.1.

Na Tabela 5, analisa-se as condições do mercado de trabalho como determinante da taxa de fertilidade, com ênfase principal na taxa de emprego. Portanto, a interpretação do resultado aqui apresentado, é similar à suposição de que a taxa de emprego seja o único mecanismo pelo qual um choque de comércio afeta a taxa de fertilidade. As especificações das colunas 1-3, via OLS, mostram uma correlação negativa das condições do mercado de trabalho com a fertilidade, apontando que declínios do rendimento e da taxa de emprego estão associados com um aumento da fertilidade.

Nas colunas 4 e 5 (especificação em dois estágios), utiliza-se a reforma de comércio para criar um instrumento para as condições do mercado de trabalho local. O primeiro estágio é idêntico às

Tabela 5: Mercado de Trabalho Local e Taxa de Fertilidade (1991-2000).

Var. Dep.:	OLS	OLS	OLS	2SLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\Delta_{91-00} \ln(fert_{jr})$					
$\Delta_{91-00} \ln(w_{jr})$	-0.1318*** (0.042)	-	-0.1253*** (0.042)	-0.5436*** (0.095)	-
$\Delta_{91-00} \ln(Emp_{jr})$	-	-0.1893** (0.079)	-0.1500** (0.075)	-	-1.1839*** (0.262)
N	4,260	4,260	4,260	4,260	4,260
R^2	0.1836	0.1743	0.1859	0.0564	0.0718
EF UF	✓	✓	✓	✓	✓
Estatística KP rk LM	-	-	-	26.15	27.19
<i>p-valor</i>	-	-	-	0.00	0.00
Estatística F rk Wald	-	-	-	58.00	116.00
Teste Est.F A-R Wald	-	-	-	32.05	32.05
<i>p-valor</i>	-	-	-	0.00	0.00

Notas: Dados do censo para 1991 e 2000. Erros padrão são ajustados ao nível de mmc (em parênteses). Unidade de análise é um amc (4260). As observações são ponderadas pela população. Todas as especificações controlam para efeitos fixos de estados. A especificação 2SLS (Mínimos Quadrados em Dois Estágios) usa ΔTR_r como instrumento. Nível de significância *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Elaborada pelos autores.

colunas 2 e 5 da Tabela 4. Conforme apresentado na parte inferior da Tabela 5, o primeiro estágio é altamente significativo, com a estatística F de Wald significativa para os padrões desejados. Os resultados do segundo estágio (coluna 5) apontam que a deterioração nas condições do mercado de trabalho, mensurada pela taxa de emprego, leva a aumentos na taxa de fertilidade – coeficiente de -1.1839. Para avaliar a significância econômica do coeficiente estimado, move-se uma região do percentil 90 para o percentil 10 na distribuição da mudança da taxa de emprego no período de 1991 a 2000, o que significa um mercado de trabalho local enfrentar uma taxa de emprego 7.85 pontos percentuais menor, que implica em um aumento na taxa de fertilidade de 9.29 pontos percentuais, ou 9.7%.

Como anteriormente apresentado, deslocar uma região do percentil 10 para o percentil 90 na distribuição da mudança de tarifa significa um aumento, de aproximadamente, 0.1 na exposição à competição internacional. Pelo resultado do primeiro estágio (Tabela 4, coluna 5), isso representa uma redução na taxa de emprego de 0.0319. O resultado do segundo estágio, na coluna 5 da Tabela 5, indica que esse movimento está associado a um aumento de 0.0374 no log da taxa de fertilidade. Comparando esse resultado com o encontrado na estimativa da forma reduzida da Tabela 2 (aumento de 0.0374 no log da taxa de fertilidade), tem-se fortes indícios de que o efeito da política comercial se transfere para a fertilidade, quase que exclusivamente através das condições do mercado de trabalho.

5.3 Resultados Adicionais e Efeitos Heterogêneos

5.3.1 Robustez e adicionando variáveis de controle

Inicialmente, ressalta-se que os resultados aqui encontrados são robustos às especificações em que a variável dependente é agregada ao nível de 494 microrregiões, sendo, portanto, o efeito não direcionado e sensível à unidade de agregação da variável dependente. Como um teste adicional de robustez, verifica-se se a principal evidência empírica não é direcionada por qualquer *outlier* na distribuição da mudança na tarifa comercial, nas condições do mercado de trabalho e na taxa de fertilidade. Para tanto, exclui-se da amostra as observações abaixo do primeiro percentil ($p1$) e acima do percentil 99 ($p99$). Os resultados são similares à especificação principal.

Da mesma forma, para demonstrar que as estimativas refletem o efeito direto das condições do mercado de trabalho sobre o comportamento da taxa de fertilidade sob uma perspectiva de alocação de tempo, acrescenta-se uma série de controles às especificações das Tabelas 2 e 5. As variáveis de controle incluídas na especificação contêm características demográficas e econômicas ao nível de

municípios, a saber: a mudança percentual (1991-2000) na parcela de pessoas de raça branca, de pessoas católicas, de pessoas residentes em áreas urbanas e no número de imigrantes; a variação no percentual de mulheres entre 15 e 49 anos que são casadas e a participação das mulheres entre 15 e 49 anos no total da população; e, indicadores de educação (variação da população com ensino superior) e de saúde (variação no número de profissionais de saúde por mil habitantes). Com esse exercício, pretende-se isolar o mecanismo de condições do mercado de trabalho como principal elo entre o choque de comércio e a taxa de fertilidade. Os resultados mostram que tanto a especificação na forma reduzida quanto na 2SLS não é sensível à inclusão das diversas variáveis de controle.

5.3.2 Efeitos heterogêneos

Dada a magnitude e a relevância dos resultados apresentados nas seções anteriores e para lançar luz sobre a natureza do fenômeno que está sendo analisado, analisa-se a heterogeneidade do efeito das condições do mercado de trabalho sobre o comportamento da taxa de fertilidade. Uma vez que, dadas as distintas condições iniciais regionais, diferentes efeitos sobre o comportamento da fertilidade podem ser verificados, efetua-se a análise de efeitos heterogêneos ao longo de quatro dimensões: faixa etária, regiões geográficas, grau de urbanização e taxa de fertilidade inicial.

Para heterogeneidades pela faixa etária, os resultados são similares aos encontrados na coluna 5 da Tabela 2, embora as evidências apontam que o efeito é mais intenso para a taxa de fertilidade entre as mulheres mais jovens. Esse efeito mais intenso entre as mulheres mais jovens enfatiza o mecanismo de transmissão do efeito do choque de comércio sobre a taxa de fertilidade, sendo essa faixa etária com que muitas delas entram para o mercado de trabalho. Os resultados para as heterogeneidades entre as regiões geográficas, grau de urbanização e taxa de fertilidade inicial, são apresentados na Tabela 6. No Painel A são apresentados os resultados para a especificação na forma reduzida, ao passo que no Painel B apresentam-se os resultados tendo como principal mecanismo, as condições do mercado de trabalho local (mensurado pela empregabilidade). Todas as especificações são ponderadas pelo tamanho da população, incluem efeitos fixos de Estados e as variáveis de controle apresentadas anteriormente. Ao explorar heterogeneidades regionais, separa-se a amostra em regiões mais desenvolvidas (regiões Sul e Sudeste) e menos desenvolvidas (regiões Centro Oeste, Norte e Nordeste). Os resultados são apresentados nas colunas 1 e 2 da Tabela 6 e as estimativas são semelhantes entre os dois grupos – marginalmente inferior para as regiões Sul e Sudeste. Nas colunas 3 e 4, divide-se a amostra com base na mediana da taxa de urbanização em 1991 (que era 53.4%). Os resultados apontam na direção que a relação condições do mercado de trabalho-fertilidade, induzidas por um choque de comércio, é maior nas áreas mais urbanizadas, com o efeito sendo não significativo para as regiões menos urbanizadas (tanto para a especificação na forma reduzida quanto 2SLS). Por fim, com relação ao nível inicial da taxa de fertilidade, pelos coeficientes das colunas 5 e 6, verifica-se que o efeito é significativo apenas para as regiões com menores níveis iniciais da taxa de fertilidade. Em suma, o efeito das condições do mercado de trabalho sobre o comportamento da fertilidade não é estatisticamente distinto entre as regiões, mas é significativo apenas para as áreas mais urbanizadas e que apresentavam, inicialmente, taxas de fertilidade inferiores.

Em síntese, tanto os resultados da forma reduzida quanto os resultados via dois estágios, demonstram que as microrregiões mais expostas à abertura comercial apresentaram um aumento no número de nascimentos em relação à média nacional. Ao mesmo tempo, as condições do mercado de trabalho demonstraram ser um mecanismo importante de transmissão da mudança de tarifas sobre a taxa de fertilidade. Os diversos testes de robustez, análise a nível de indivíduos e a verificação de heterogeneidades nos efeitos tornam os resultados encontrados robustos. Em suma, referente ao arcabouço conceitual apresentado na seção 3.2 e argumentado por [Pierce e Schott \(2016\)](#), indicadores de fertilidade podem ser afetados pela relação entre um choque de comércio e as condições do mercado de trabalho, pelo menos, de duas maneiras. Primeira, à medida em que os indivíduos percebem uma deterioração das condições do mercado de trabalho como um estado temporário, eles podem perceber uma queda no custo de oportunidade de ter filhos e a taxa de fertilidade pode aumentar.

Tabela 6: Efeitos heterogêneos de ΔTR_r e das condições do mercado de trabalho sobre a fertilidade.

Variável Dependente: $\Delta_{91-00} \ln(fert_{jr})$						
	Regiões		Urbanização		Fertilidade Inicial	
	SU-SE (1)	CO-NO-NE (2)	Alta (3)	Baixa (4)	Alta (5)	Baixa (6)
Painel A: Especificação na Forma Reduzida						
ΔTR_r	0.2706*** (0.066)	0.3419*** (0.056)	0.4008*** (0.050)	-0.0484 (0.099)	-0.0244 (0.085)	0.2474** (0.073)
N	2,205	2,055	2,130	2,130	2,130	2,130
R^2	0.3168	0.3272	0.4289	0.2877	0.3137	0.2826
$\Delta_{91-00} \ln(Emp_{jr})$	-0.9453*** (0.281)	-1.2110*** (0.239)	-1.5232*** (0.255)	0.1612 (0.329)	0.0664 (0.227)	-0.8479*** (0.260)
N	2,205	2,055	2,130	2,130	2,130	2,130
R^2	0.2358	0.2214	0.2387	0.2841	0.3134	0.2458
Estatística KP rk LM	17.95	17.86	31.46	19.13	24.57	27.78
<i>p-valor</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Estatística F rk Wald	48.69	47.88	77.98	20.31	27.58	74.46
Teste Est.F A-R Wald	16.66	36.71	63.13	0.24	0.08	11.52
<i>p-valor</i>	0.00	0.00	0.00	0.63	0.77	0.00

Notas: Dados do censo para 1991 e 2000. Erros padrão são ajustados ao nível de mmc (em parênteses). Unidade de análise é o município (amc). As observações são ponderadas pela população. Efeitos fixos de Estados. Variáveis de controle idênticas as da Tabela 2. Nível de significância *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. Elaborada pelos autores.

Segunda, se o resultado da exposição à competição internacional for uma deterioração do emprego (ou rendimento) que irá perdurar por um longo tempo, um possível resultado seria a diminuição na taxa de fertilidade. Com base na literatura que aborda essa relação, as evidências aqui encontradas fornecem suporte para a interpretação do efeito direto das condições do mercado de trabalho sobre a tomada de decisão acerca da concepção de um filho, como uma escolha associada ao custo de oportunidade ou como um problema de alocação de tempo. Com base nos modelos de Becker (1960, 1965), com a piora das condições do mercado de trabalho ocasionada pelo choque de comércio, pode-se argumentar que houve uma redução no custo de oportunidade das famílias de ter filhos. A relação positiva entre a exposição à abertura comercial e a taxa de fertilidade aponta que microrregiões mais expostas apresentaram um aumento na taxa de fertilidade de modo que o aumento da competição internacional pode ter contribuído para a desaceleração da redução na taxa de fertilidade agregada.

6 Conclusões

Neste estudo, analisa-se os efeitos de um choque econômico e, em particular, os efeitos das condições do mercado de trabalho, sobre indicadores de fertilidade. Para tanto, a análise se concentra na experiência do Brasil, um país que passou por uma expressiva reforma comercial no início dos anos 90. A estratégia empírica abordada, explora o heterogêneo grau de exposição regional à competição internacional, via a mudança de tarifas. Os resultados encontrados apontam que, após controlar por efeitos fixos de Estados e diferenças sociodemográficas regionais, choques adversos às oportunidades de emprego regionais, provenientes do aumento à exposição à competição internacional pelo processo de abertura comercial, gerou um aumento na taxa de fertilidade, mensurada pelo número de nascimentos por mil mulheres a nível de municípios. Ao mesmo tempo, mostra-se que o corte de tarifas durante o processo de abertura comercial deteriorou as condições do mercado de trabalho (mensurada pela taxa de emprego), sendo assim, os efeitos sobre a fertilidade, direcionados por mudanças na taxa de emprego.

Este estudo contribui para a literatura sobre os efeitos de flutuações no mercado de trabalho,

demonstrando que as escolhas de fertilidade estão no conjunto de comportamentos que são influenciados por mudanças na situação dos indivíduos no mercado de trabalho. As evidências aqui apresentadas constituem um resultado interessante, uma vez que apontam para um efeito que pode ser interpretado como um custo de ajustamento do processo de abertura comercial. Por fim, embora os resultados aqui encontrados apresentem fortes indícios acerca da hipótese de que os efeitos da política comercial são transmitidos para a decisão de planejamento familiar quase que exclusivamente pelo mercado de trabalho, não se descarta a possibilidade da existência de outros mecanismos pelo qual um choque econômico tem efeitos sobre a fertilidade. Dentre as limitações deste estudo, destaca-se que possam existir outros mecanismos de transmissão de um choque de comércio para o comportamento da taxa de fertilidade, dos quais, destacam-se: a disponibilidade de bens de consumo a um custo menor para as famílias pode ter deslocado o consumo das famílias em direção a bens de origem estrangeira, alterando assim sua cesta de consumo; a disponibilidade de insumos mais baratos para as firmas; e, a alteração na provisão de bens públicos. Futuras versões deste estudo podem incrementar esses aspectos.

Referências

- Adsera, A. e Menendez, A. (2011). Fertility changes in latin america in periods of economic uncertainty. *Population Studies*, 65(1):37–56.
- Ahn, N. e Mira, P. (2002). A note on the changing relationship between fertility and female employment rates in developed countries. *Journal of Population Economics*, 15(4):667–682.
- Ananat, E. O., Gassman-Pines, A., e Gibson-Davis, C. (2013). Community-wide job loss and teenage fertility: evidence from north carolina. *Demography*, 50(6):2151–2171.
- Anukriti, S. e Kumler, T. J. (2015). Women’s worth: Trade, female income, and fertility in india. Technical report, Citeseer.
- Autor, D., Dorn, D., Hanson, G., et al. (2017). When work disappears: manufacturing decline and the falling marriage-market value of men. Technical report, NBER, Inc.
- Autor, D. H., Dorn, D., e Hanson, G. H. (2013). The china syndrome: Local labor market effects of import competition in the united states. *The American Economic Review*, 103(6):2121–2168.
- Autor, D. H., Dorn, D., e Hanson, G. H. (2015). The labor market and the marriage market: How adverse employment shocks affect marriage, fertility, and children’s living circumstances. *Working Paper*.
- Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility. In *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, pages 209–240. Columbia University Press.
- Becker, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, pages 493–517.
- Becker, G. S. e Lewis, H. G. (1974). Interaction between quantity and quality of children. In *Economics of the family: Marriage, children, and human capital*, pages 81–90. University of Chicago.
- Black, D. A., Kolesnikova, N., Sanders, S. G., e Taylor, L. J. (2013). Are children “normal”? *The Review of Economics and Statistics*, 95(1):21–33.
- Campos, M. S., Hidalgo, A. B., e Da Mata, D. (2007). Comércio intra-indústria e desigualdade de rendimentos nas firmas da indústria brasileira. *Revista EconomiA*, 8(4):97–122.
- Del Bono, E., Weber, A., e Winter-Ebmer, R. (2012). Clash of career and family: fertility decisions after job displacement. *Journal of the European Economic Association*, 10(4):659–683.
- Del Bono, E., Weber, A., e Winter-Ebmer, R. (2015). Fertility and economic instability: the role of unemployment and job displacement. *Journal of Population Economics*, 28(2):463–478.
- Detting, L. J. e Kearney, M. S. (2014). House prices and birth rates: The impact of the real estate market on the decision to have a baby. *Journal of Public Economics*, 110:82–100.
- Dix-Carneiro, R. (2014). Trade liberalization and labor market dynamics. *Econometrica*, 82(3):825–885.
- Dix-Carneiro, R. e Kovak, B. K. (2015). Trade liberalization and the skill premium: A local labor markets approach. *The American Economic Review*, 105(5):551–557.

- Dix-Carneiro, R. e Kovak, B. K. (2017a). Margins of labor market adjustment to trade. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Dix-Carneiro, R. e Kovak, B. K. (2017b). Trade liberalization and regional dynamics. *American Economic Review*, 107(10):2908–2946.
- Dix-Carneiro, R., Soares, R. R., e Ulyssea, G. (2018). Economic shocks and crime: Evidence from the brazilian trade liberalization. *American Economic Journal: Applied Economics*, forthcoming.
- Do, Q. T., Levchenko, A. A., e Raddatz, C. (2016). Comparative advantage, international trade, and fertility. *Journal of Development Economics*, 119:48–66.
- Edmonds, E. V., Pavcnik, N., e Topalova, P. (2010). Trade adjustment and human capital investments: Evidence from indian tariff reform. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(4):42–75.
- Goldberg, P. K. e Pavcnik, N. (2003). The response of the informal sector to trade liberalization. *Journal of Development Economics*, 72(2):463–496.
- Goldberg, P. K. e Pavcnik, N. (2005). Trade, wages, and the political economy of trade protection: evidence from the colombian trade reforms. *Journal of International Economics*, 66(1):75–105.
- Gonzaga, G., Menezes Filho, N., e Terra, C. (2006). Trade liberalization and the evolution of skill earnings differentials in brazil. *Journal of International Economics*, 68(2):345–367.
- Hirata, G. e Soares, R. R. (2016). Competition and the racial wage gap: Testing becker’s model of employer discrimination.
- Kis-Katos, K. e Sparrow, R. (2011). Child labor and trade liberalization in indonesia. *Journal of Human Resources*, 46(4):722–749.
- Kovak, B. K. (2013). Regional effects of trade reform: What is the correct measure of liberalization? *The American Economic Review*, 103(5):1960–1976.
- Kume, H., Piani, G., e Souza, C. F. (2003). A política brasileira de importação no período 1987-98: descrição e avaliação. *A abertura comercial brasileira nos anos 90*, 90.
- La Ferrara, E., Chong, A., e Duryea, S. (2012). Soap operas and fertility: Evidence from brazil. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4):1–31.
- Lindo, J. M. (2010). Are children really inferior goods? evidence from displacement-driven income shocks. *Journal of Human Resources*, 45(2):301–327.
- Lovenheim, M. F. e Mumford, K. J. (2013). Do family wealth shocks affect fertility choices? evidence from the housing market. *Review of Economics and Statistics*, 95(2):464–475.
- Malthus, T. R. (1798). *An Essay on the Principle of Population*. 1st. Ed. (reprint 1976), Norton, New York.
- Menezes-Filho, N. A. e Muendler, M.-A. (2011). Labor reallocation in response to trade reform. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Mincer, J. et al. (1963). Market prices, opportunity costs, and income effects. *Measurement in Economics*, pages 67–82.
- Pavcnik, N., Blom, A., Goldberg, P., e Schady, N. (2004). Trade liberalization and industry wage structure: Evidence from brazil. *The World Bank Economic Review*, 18(3):319–344.
- Paz, L. S. (2014). The impacts of trade liberalization on informal labor markets: A theoretical and empirical evaluation of the brazilian case. *Journal of International Economics*, 92(2):330–348.
- Pierce, J. R. e Schott, P. K. (2016). Trade liberalization and mortality: Evidence from us counties. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Schaller, J. (2016). Booms, busts, and fertility testing the becker model using gender-specific labor demand. *Journal of Human Resources*, 51(1):1–29.
- Topalova, P. (2007). Trade liberalization, poverty and inequality: Evidence from indian districts. In *Globalization and Poverty*, pages 291–336. University of Chicago Press.
- Topalova, P. (2010). Factor immobility and regional impacts of trade liberalization: Evidence on poverty from india. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2(4):1–41.