

# Efeitos da Liberalização do Comércio sob a Desigualdade Salarial entre Gêneros

Pedro Cavalcanti\*

Erik Figueiredo†

Wallace Patrick‡

## Resumo

Este artigo utiliza a política de reduções tarifárias do início dos anos 1990 para avaliar os efeitos regionais sob a desigualdade salarial entre homens e mulheres. A literatura afirma que a competição externa gera efeitos redutores da diferenciação salarial por meio do aumento do custo de atos discriminatórios e por meio da incentivo de aquisição de novas tecnologias por parte das firmas, que beneficiam os resultados de mercado de trabalho das mulheres. Os resultados encontrados sugerem que as regiões que enfrentaram maiores reduções tarifárias apresentaram maior redução da desigualdade salarial, e esta redução está associada aos efeitos diferenciados do choque de liberalização entre os gêneros.

**Palavras-chaves:** Liberalização; Desigualdade salarial; Efeitos regionais.

## Abstract

This paper uses the policy of tariff reduction in the early 1990s to evaluate the regional effects on gender wage gap. The literature states that foreign competition generates effects that reduce the wage differential through raising costs of discrimination and skill-biased technological change, which are beneficial to the labor market outcomes for women. The results suggests that regions facing larger tariff reduction present greater reduction on the gender wage gap, and this reduction is associated with the different effects of the liberalization shock on gender.

**Key-words:** Liberalization; Wage gap; Regional effects.

**Área de Interesse:** Economia Internacional - 07

**Classificação JEL:** F16, J31, J71

---

\*Mestrando no Programa de Pós Graduação em Economia; Universidade Federal da Paraíba

†Professor no Programa de Pós Graduação em Economia; Universidade Federal da Paraíba.

‡Professor no Programa de Pós Graduação em Economia; Universidade Federal da Paraíba.

# 1 Introdução

A liberalização comercial é um ponto central da teoria da economia internacional. A posição da literatura, desde os modelos de vantagem absoluta, afirma que os ganhos de comércio, na maioria dos casos, sobrepujam as perdas, de modo que o livre-comércio tinha efeitos positivos no nível agregado de bem-estar de uma economia (Costa, Garred e Pessoa (2016)). As evidências encontradas nas últimas duas décadas produziram resultados mistos em relação aos potenciais efeitos positivos do comércio, especialmente no que diz respeito aos ajustes no mercado de trabalho e distribuição salarial (Goldberg e Pavcnik (2007)).

A literatura referente aos efeitos da aberta comercial passou a examinar os efeitos da liberalização do comércio sob os resultados do mercado de trabalho ao nível subnacional. Essa nova abordagem considera que os fatores não são perfeitamente móveis entre as regiões, mas perfeitamente móveis entre as indústrias, de modo que os efeitos da política comercial dependem da composição industrial de cada região. Desse modo, é possível avaliar uma região com um mercado de trabalho local com características idiossincráticas. Topalova (2007) inaugura essa metodologia ao examinar os efeitos da liberalização do comércio sob os resultados do mercado de trabalho ao nível subnacional na Índia. Desde então, a literatura que avalia os efeitos da liberalização comercial passou a utilizar os efeitos regionais com maior frequência e o trabalho de Topalova (2007) foi seguido por Topalova (2010), Hakobyan e McLaren (2016), David, Dorn e Hanson (2013)<sup>1</sup>, entre outros.

Brasil ocupa uma posição de destaque na discussão dos efeitos da liberalização comercial sob a desigualdade. Nos últimos 20 anos, muitas publicações analisaram o episódio brasileiro da liberalização comercial de 1990 e avaliaram seus efeitos sob a desigualdade. Pavcnik et al. (2004) não encontraram evidências de que a liberalização teve efeito positivo sob o prêmio salarial na indústria. Em contrapartida, Gonzaga, Filho e Terra (2006), utilizando a distribuição salarial ao nível da economia, encontraram resultados que indicavam uma redução do diferencial das remunerações entre trabalhadores qualificados e trabalhadores não-qualificados no período de 1981-2001. O trabalho de Ferreira, Leite e Wai-Poi (2007) confirmou as evidências encontradas por Gonzaga, Filho e Terra (2006) e Pavcnik et al. (2004), não encontrando efeitos da liberalização comercial sobre os prêmio-salarial industrial, mas identificaram os efeitos da liberalização sob a redução da desigualdade salarial especialmente por meio dos níveis setoriais de emprego e das categorias empregatícias (formal e informal). Dix-Carneiro e Kovak (2015) encontraram evidências de que houve redução do *skill premium* para o período de 1991-2010, mas que a liberalização exerceu apenas um efeito modesto sob essa redução. Helpman et al. (2017) evidenciaram que grande parte da desigualdade salarial ocorre dentro dos setores e das ocupações, e também que a abertura comercial aumentou o desvio-padrão da distribuição salarial (em logaritmo) em 10 p.p.

---

<sup>1</sup> O trabalho de David, Dorn e Hanson (2013) aborda um processo de globalização diferente das demais pesquisas. Os autores investigam os efeitos da crescente participação chinesa no mercados doméstico norte-americano. Na literatura, os efeitos do crescimento participação chinesa nas importações domésticas dos países é entitulado de "efeito China". Trabalhos que avaliam o efeito China para o caso brasileiro são Costa, Garred e Pessoa (2016) e Benguria e Ederington (2017), por exemplo.

Apesar de existir uma grande literatura abordando os efeitos da liberalização sob desigualdade (salarial), um tipo de desigualdade é relativamente inexplorada: A desigualdade salarial de gênero. Alguns trabalhos mais recentes exploraram os efeitos da globalização nos resultados de mercado de trabalho para as mulheres. Para o México, [Juhn, Ujhelyi e Villegas-Sanchez \(2013\)](#) encontraram que a entrada do país ao Tratado Norte-Americano de Livre Comércio (NAFTA), que reduziu o nível das tarifas mexicanas, aumentou a participação de mulheres em ocupações associadas ao processo de produção (*blue collar*) e elevou a participação feminina na folha salarial das empresas analisadas. [Ederington, Minier e Troske \(2009\)](#) analisaram o episódio da liberalização do comércio na Colômbia e encontraram suporte a teoria de discriminação *à la* Becker<sup>2</sup>, evidenciando que o aumento da competição incentivou firmas (empregadores) – que anteriormente arcavam com o custo da discriminação – a contratar mais mulheres. Para o Brasil, [Gaddis e Pieters \(2017\)](#) avaliaram os resultados da política comercial de 1990 sobre os mercados de trabalhos locais e encontraram que o processo de liberalização contribuiu para a convergência da participação da força de trabalho entre os gêneros, mas que os impactos estão estritamente concentrados na população com ensino médio incompleto e menores níveis educacionais.

Esse paper busca avaliar a dimensão dos efeitos da política comercial da primeira fase da década de 1990 sobre a diferenciação salarial entre homens e mulheres ao longo do período de 1987-2000, usando dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS). Nós utilizamos o modelo de efeitos regionais desenvolvido por [Kovak \(2013\)](#), que assume que o trabalho é móvel entre indústrias, mas imóvel entre regiões. Essa abordagem nos permite controlar os efeitos regionais não observáveis e invariantes no tempo (como a composição geográfica e os efeitos naturais), bem como enfatiza os efeitos de curto e médio prazos da política comercial sobre a distribuição de salários por gênero. Ao considerar uma espaço temporal mais longo, a hipótese da imobilidade dos fatores entre as regiões deveria ser reavaliada utilizando um modelo dinâmico de oferta dos fatores<sup>3</sup>, e tal abordagem foge ao escopo desse trabalho.

Nossos resultados mostram que o episódio de liberalização no Brasil gerou efeitos diferenciados sob o prêmio salarial regional entre os gêneros. As regiões que foram mais expostas ao choque de liberalização apresentaram uma maior redução nos prêmios salariais regionais, mas esse redução foi mais elevada para os homens, permitindo um *catching up* em relação à diferenciação salarial por gênero, mas que a taxa de crescimento da redução da diferença salarial diminui no médio-prazo. Tanto homens quanto mulheres como níveis de alta e baixo de qualificação foram afetados negativamente, no curto e médio prazos, no entanto, as trabalhadoras mulheres consistentemente apresentam menores reduções no prêmio salarial. Ademais, as mulheres com alta qualificação não apresentam redução do prêmio salarial no curto prazo, de modo que gera indícios de consistência com a teoria da mudança tecnológica promovida pela competição externa, que afirma que a liberalização altera a demanda por trabalho ([Bustos \(2011\)](#)), favorecendo as mulheres ([Juhn, Ujhelyi e Villegas-Sanchez \(2013\)](#)).

---

<sup>2</sup> A teoria da discriminação de Becker e suas predições serão abordadas com mais profundidade na seção 3. Para ver a obra original, ver [Becker \(2010\)](#)

<sup>3</sup> Para uma análise da dinâmica dos fatores de produção, ver [Dix-Carneiro e Kovak \(2015\)](#).

Esse paper é estruturado como se segue. A seção 2 discute acerca do estado da arte referente aos efeitos da exposição comercial sobre a desigualdade salarial de gênero. Seção 3 apresenta as evidências empíricas acerca da desigualdade salarial entre gêneros no Brasil. Seção 4 descreve a estratégia empírica utilizada. Seção 5 apresenta os resultados. Seção 6 conclui.

## 2 Teoria e Evidência

A literatura referente aos efeitos da liberalização comercial sob os resultados de mercado de trabalho por gênero cresceu consideravelmente nas últimas duas décadas. Os modelos neoclássicos de comércio, tais como o modelo H-O e o teorema de Stolper-Samuelson, proporcionaram poucos predições referentes a esse tipo específico de desigualdade. Novas teorias foram desenvolvidas para preencher as lacunas teóricas e encontrar canais de transmissão pelos quais o processo de exposição ao comércio internacional afeta o emprego e o salário do sexo feminino. A literatura identifica três principais canais pelos quais a liberalização do comércio afeta os resultados de mercado de trabalho por gênero: Em primeiro lugar, o modelo de [Becker \(2010\)](#) prevê que a competição externa reduz a discriminação nos mercados de trabalho; Segundo, a liberalização do comércio pode induzir a adoção de tecnologias mais avançadas, o que aumentaria a demanda por trabalhadores qualificados<sup>4</sup> e, se a proporção de trabalhadores qualificados for desproporcional para um dos gêneros, pode ter efeitos sob a desigualdade salarial; Terceiro, se o trabalho masculino e feminino não forem substitutos perfeitos, como assume [Becker \(2010\)](#), então o processo de realocação setorial dos fatores, seguido de um episódio de liberalização, pode ter implicações de gênero. [Gaddis e Pieters \(2017\)](#) afirma que mesmo se o trabalho masculino e feminino forem substitutos perfeitos, é possível que haja motivações sociais que gerem fricções na entrada de mulheres em alguns setores.

### 2.1 Liberalização do comércio e discriminação

O modelo seminal de [Becker \(2010\)](#) afirma que os empregadores (firmas) com "gosto por discriminação" remuneram diferentemente fatores perfeitamente substituíveis - fator trabalho do homem e fator trabalho da mulher - com mesma produtividade marginal ou remuneram identicamente os fatores com produtividades marginais distintas. Os empregadores são agentes maximizadores de utilidade e, portanto, a contratação de mulheres (não-discriminação produz uma penalização de utilidade, o que gera um incentivo para que o número de mulheres junto ao corpo de funcionários seja menor que o número ótimo maximizador de lucro. O modelo de [Becker \(2010\)](#) assume que existe um trade-off entre lucro e discriminação.

Em um mercado crescentemente competitivo, os empregadores discriminatórios passam a custear o "gosto pela discriminação" por meio de seus lucros, pois a discriminação no mercado de trabalho é arbitrada para fora do mercado de trabalho pelas firmas não discriminatórias. No equilíbrio, dado a livre entrada e saída de empresas, as firmas discriminatórias são obrigadas a mudar sua postura frente a

---

<sup>4</sup> Em linha com a teoria SBTC de [Autor, Levy e Murnane \(2003\)](#) e [Acemoglu \(2003\)](#).

nova estrutura competitiva de mercado ou são eliminadas do mercado por firmas não discriminatórias.

Os efeitos da liberalização comercial sob a estrutura de mercado doméstica ocorrem por meio de um choque de competição externa, o que deve reduzir a discriminação nos mercados de trabalho no longo prazo através da eliminação de firmas que praticam ações discriminatórias. Desse modo, a abertura comercial deve reduzir a diferenciação salarial por gênero e elevar a participação feminina na força de trabalho.

[Black e Brainerd \(2004\)](#) testaram as hipóteses do modelo de [Becker \(2010\)](#), avaliando os efeitos do processo de globalização, durante o período entre 1976 e 1993, sob os resultados no mercado de trabalho dos Estados Unidos. As autoras assumiram que os efeitos da globalização sob a discriminação de gênero seriam maiores em mercados não competitivos, enquanto que os efeitos em mercados competitivos deveriam ser relativamente menores. Suas evidências dão suporte às previsões do modelo de Becker, afirmando que a diferenciação salarial (residual) entre os gêneros reduziu-se mais rapidamente em indústrias concentradas relativo às indústrias consideradas competitivas.

[Ederington, Minier e Troske \(2009\)](#) evidenciaram que o episódio de liberalização comercial na Colômbia, no período de 1984 a 1991, promoveu um aumento da competição no mercado doméstico colombiano e, assim, elevou o custo da discriminação. No entanto, o modelo original de [Becker \(2010\)](#) prevê que, no longo prazo, as firmas discriminatórias são excluídas do mercado. Os resultados dos autores sugerem que o choque de competição alterou o comportamento de discriminação das empresas, o que levou a um aumento da participação feminina na força de trabalho.

## 2.2 Liberalização do comércio e mudanças tecnológicas

A liberalização do comércio gera incentivos para que as firmas realizem um incremento tecnológico da produção, assim como de bens intermediários, e essa aquisição de novas tecnologias pode ser benéfico para as mulheres no mercado de trabalho. O modelo de [Melitz \(2003\)](#) assume que a produtividade das firmas é heterogeneamente distribuída em uma indústria e uma redução nos custos de fazer comércio – redução tarifária, por exemplo – gera um incentivo para as firmas mais produtivas adentrarem o mercado exportador e adquirir novas tecnologias<sup>5</sup>. A aquisição de novas tecnologias modifica a composição de habilidades e tarefas necessárias em uma ocupação, substituindo a carga física do trabalho por atividades mais ligadas à capacidade cognitiva ([Autor, Levy e Murnane \(2003\)](#)).

Dado que as mulheres não possuem vantagem comparativa nas ocupações que demandam força física, a aprimoração tecnológica pode complementar as habilidades das trabalhadoras femininas. [Black e Spitz-Oener \(2010\)](#) encontraram evidências de que a melhoria tecnológica, em especial a introdução do computador, alterou a composição das tarefas exercidas nas ocupações, de modo que as mulheres passaram a desempenhar mais atividades não-rotineiras e analíticas, atividades estas mais ligadas ao conteúdo tecnológico. As autoras também evidenciaram que a mudança

<sup>5</sup> [Bustos \(2011\)](#) apresenta evidências de que firmas argentinas em indústrias que tiveram maiores reduções tarifárias elevaram mais rapidamente os investimentos em tecnologia

das tarefas das ocupações é um fator importante para se explicar a redução do diferencial dos salários entre os gêneros.

O aprimoramento tecnológico impacta diretamente a diferenciação salarial entre gêneros em ocupações do tipo *blue collar*. Essas ocupações estão intrinsecamente associadas ao uso da força física, o que tornaria o fator trabalho dos homens e das mulheres imperfeitamente substituíveis. As novas tecnologias reduzem a demanda pelas habilidades físicas – exclusivamente dotadas por homens – por habilidades cognitivas, beneficiando as mulheres em ocupações *blue collar*.

A alteração nas tarefas ocupacionais devido à aquisição de novas tecnologias foi explorada por [Rendall \(2017\)](#). A autora demonstra que desde os anos 1970, há um aumento na incorporação de atividades cognitivas no mercado de trabalho. A modificação na composição das habilidades técnicas exigidas, aliado com o aumento do nível educacional, explicam 60% da redução da diferenciação salarial por gênero nos Estados Unidos.

Analisando o impacto do aprimoramento tecnológico induzido pela liberalização, [Juhn, Ujhelyi e Villegas-Sanchez \(2013\)](#) evidenciaram que a liberalização induziu as firmas mexicanas a entrarem no mercado exportador e atualizarem seus aparatos tecnológicos. Tais mudanças melhoraram os resultados de mercado de trabalho (emprego e salário) para as mulheres nas ocupações do tipo *blue collar*. Para as mulheres nas ocupações do tipo *white collar*, os autores não identificaram resultados significativos, em paridade com as previsões do modelo.

### 3 Desigualdade Salarial entre Gêneros no Brasil - Evidências Empíricas

As evidências empíricas acerca da desigualdade entre gêneros no mercado de trabalho brasileiro apontam que houve uma redução no diferencial salarial e empregatício nos últimos 40 anos ([Madalozzo e Martins \(2007\)](#)). A explicação usual afirma que o movimento de inserção das mulheres ao longo das décadas produziu o maior efeito para redução da desigualdade no mercado de trabalho. Em 1970, a participação das mulheres na força de trabalho era de 21%, crescendo para 42% em 1990, e por fim, atingindo 49% em 2000. No entanto, outros resultados sugeriram que a redução da desigualdade salarial ocorreu devido a outros fatores adicionais à inserção ao mercado de trabalho. [Madalozzo \(2010\)](#), por exemplo, encontra evidências de que mulheres adentraram em profissões majoritariamente masculinas e mais bem remuneradas, enquanto que a participação das mulheres em ocupações majoritariamente femininas permaneceu constante para o período de 1978 a 2007. [Benguria e Ederington \(2017\)](#) encontraram que as regiões mais expostas à exposição ao comércio com a China apresentaram redução o diferencial salarial entre homens e mulheres e que esse declínio estava associada a migração feminina para ocupações mais remuneradas e elevação salarial nas ocupações tradicionalmente femininas, corroborando as evidências de [Madalozzo \(2010\)](#).

Analisando a distribuição da desigualdade salarial por gênero utilizando regressão quantílica, [Madalozzo e Martins \(2007\)](#) evidenciam que a convergência salarial no Brasil não é linear, de modo que as mulheres nas caudas da distribuição estão

mais sujeitas à discriminação. Nos quantis inferiores, a discriminação pode estar relacionada ao uso da força física nas ocupações, enquanto que para os quantis superiores, os autores destacam a discriminação social em relação às mulheres em posições executivas. No entanto, [Madalozzo e Martins \(2007\)](#) também encontram evidências acerca da redução da desigualdade salarial entre gêneros, mas que a velocidade da convergência está diminuindo.

O papel do acúmulo de capital humano das mulheres é um aspecto fundamental para entender a tendência da redução da diferenciação salarial entre gêneros no Brasil. O aumento dos níveis educacionais das mulheres teve implicações diretas nas relações domésticas, que permitiram que as mulheres pudessem optar adentrar ao mercado de trabalho invés de especializarem-se em atividades domiciliares. [Scorzafave e Pazello \(2007\)](#) encontram resultados que validam o maior nível educacional como um dos principais fatores responsáveis pela redução da diferenciação salarial.

As características do mercado de trabalho formal brasileiro durante o período de 1991-2000 não diferem das evidências apresentadas. A tabela 1 apresenta a proporção entre homens e mulheres em cada uma das características no mercado de trabalho formal. Ao nível nacional, os homens estão majoritariamente no grupo de baixa qualificação (nível educacional inferior ao ensino fundamental completo), ao contrário das mulheres, que apresentam quase o dobro da proporção em relação em homens no grupo de alta qualificação.

Tabela 1 – Proporção do Mercado de Trabalho - Por Gênero - Nível Nacional - 1991/2000

|                           | 1991  |        | 1995  |        | 2000  |        |
|---------------------------|-------|--------|-------|--------|-------|--------|
|                           | Homem | Mulher | Homem | Mulher | Homem | Mulher |
| N (%)                     | 70.67 | 29.32  | 69.30 | 30.69  | 67.00 | 32.99  |
| Baixa Qualificação        | 82.72 | 69.06  | 81.05 | 64.14  | 74.44 | 52.44  |
| Alta Qualificação         | 17.28 | 30.94  | 19.95 | 35.86  | 25.56 | 47.56  |
| Setor Comercializável     | 48.60 | 48.15  | 36.67 | 26.78  | 26.66 | 19.40  |
| Setor Não-Comercializável | 51.40 | 51.85  | 63.33 | 73.22  | 73.34 | 80.60  |
| <i>Blue Collar</i>        | 55.05 | 36.10  | 59.39 | 35.07  | 59.81 | 31.79  |
| <i>White Collar</i>       | 45.95 | 63.90  | 40.61 | 64.93  | 40.19 | 68.21  |

Observações: Amostra com indivíduos de 18 a 64, empregados fora da administração pública. Fonte: Relações Anuais de Informações Sociais (RAIS)

As predições do modelo de mudança tecnológica induzida pela liberalização (SBTC) afirmam que a competição deverá incentivar as firmas – em especial, as firmas exportadoras – a adquirir novas tecnologias. O aumento do aparato tecnológico elevará a demanda por trabalho qualificado e reduzirá a carga física das ocupações, o que resultaria em uma melhora nos resultados do mercado de trabalho (salário e emprego) para as mulheres, sobretudo para as mulheres em ocupações do tipo *blue collar*. Desse modo, a convergência salarial entre homens e mulheres deve ocorrer principalmente no curto prazo (entre 1991/1995) nas ocupações *blue collar*, devido à realocação das mulheres para fora dessas ocupações.

## 4 Estratégia Empírica

### 4.1 Dados

A *Relação Anual de Informações Sociais* (RAIS) é o censo administrativo para o mercado de trabalho formal, coletado anualmente pelo governo brasileiro como objetivo de monitorar as informações referentes ao mercado de trabalho nacional, vistoriar programas públicos envolvendo a movimentação de trabalhadores na força de trabalho e empregadores ativos, bem como por razões de seguridade social. O período analisado compreende os anos de 1987 a 2000. Os dados, ao nível trabalhador, consistem em informações sobre gênero, idade, experiência, número de horas no contrato, nível educacional, categorias (4 dígitos) de ocupações referentes à Classificação Brasileira de Ocupações (CBO 1994)<sup>6</sup>; Para os anos anteriores a 1993, as categorias dos setores de atividade eram detalhadas por meio da classificação de subsetores do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)<sup>7</sup>; Entre os anos de 1994 e 2001, a classificação de setores de atividade mudou para a Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE). Nós utilizamos as duas classificações e agregamos em 20 setores comercializável e 1 setor não-comercializável, semelhante a [Kovak \(2013\)](#) (que utiliza o *Censo Demográfico*), para que se possa ter uma classificação industrial consistente ao longo dos anos. Foi escolhido o salário em Dezembro como a unidade de interesse. Os valores monetários são deflacionados utilizando o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) para o ano 2000.

A amostra se restringe para os indivíduos entre 18 e 64 anos de idade que apresentavam ocupação e setor de atividade bem definidos pelas CBO e CNAE, respectivamente. Foram excluídos os trabalhadores empregados na administração pública e em ocupações ligadas à defesa nacional (militares, policiais e bombeiros). A construção do tipo de ocupação (*blue/white collar*) segue [Menezes-Filho, Muendler e Ramey \(2008\)](#). As ocupações do tipo *blue collar* estão ligada ao processo produtivo, enquanto que as ocupações *white collar* se relacionam com as atividades gerenciais e administrativas. A distinção entre os tipo de ocupação é necessária para testar a hipótese de que a liberalização reduz a diferenciação salarial em ocupações *blue-collar*, sem efeito significativo em ocupações *white-collar*.

Para controlar as dimensões espaciais utilizadas no trabalho, foi empregado o conceito de Áreas Minimamente Comparáveis (AMC)<sup>8</sup>, que compõem municípios economicamente integrados e geograficamente semelhantes. As AMC são microrregiões – semelhantes as microrregiões definidas pelo IBGE – consistentemente comparáveis ao longo dos anos. Cada microrregião representa uma mercado de trabalho local, o que permite analisar os efeitos da política comercial sobre as variações regionais. Foi também utilizado uma dimensão geográfica mais agregada, definida por mesoregiões. Durante todos os anos da nossa análise, nós trabalhamos com 411 microrregiões e 112 mesoregiões<sup>9</sup>, semelhantes a [Costa, Garred e Pessoa \(2016\)](#) e

<sup>6</sup> Nós excluímos a ocupações ligadas a administração pública e militares

<sup>7</sup> A classificação de subsetores do IBGE é razoavelmente comparável, ao nível 3-dígitos do NAICS; [Menezes-Filho e Muendler \(2011\)](#).

<sup>8</sup> Para ver mais detalhes sobre a construção geográfica das AMCs, ver [Reis et al. \(2008\)](#).

<sup>9</sup> Assim como [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#), foram excluídas as microrregiões referentes à Zona Franca de Manaus, dado que esta não esteve sujeita aos cortes tarifários, e ao Tocantins, pois



Dix-Carneiro e Kovak (2015), antes de retirada das microregiões referentes ao estado do Tocantins.

Os dados referentes às tarifas nominais ao Nível 50 de classificação industrial para o período entre 1987 e 1999, semelhante a Classificação Industrial Padrão (SIC), foram obtidas a partir de Kume, Piani e Souza (1990), tabuladas por Abreu (2011). Nossa medida dos efeitos da liberalização sob os preços (mudança tarifária) segue a literatura voltada para o Brasil, mais especificamente, segue Kovak (2013), que utiliza a diferença logarítmica das tarifas entre 1990 e 1995.

## 4.2 Choques de mudanças tarifárias sob mercados regionais

A literatura que analisa os choques tarifários sob os mercados de trabalho locais pauta-se no fato que a liberalização induz a uma mudança de preços relativos na região. Como as regiões especializam-se em atividades produtivas distintas e, assim, diferenciam-se em suas composições industriais, a redução tarifária gerará efeitos variados sob os mercados regionais. Em sua essência, os choques induzidos pelo comércio afetam a demanda por trabalho nas regiões, de modo que as localidades que foram submetidas a maiores cortes tarifários devem, em teoria, apresentar efeitos mais expressivos nos mercados de trabalho relativo às localidades que vivenciaram cortes tarifários menores. Um exemplo é o trabalho de Dix-Carneiro e Kovak (2015). Eles encontraram que, em média, as regiões que enfrentaram uma redução de 1% maior nas tarifas presenciaram um declínio 1.3% mais elevado no *skill premium* regional, durante o período 1991-2000.

Em relação ao modelo de choques tarifários locais, nós seguimos Kovak (2013) e definimos o choque regional de demanda por trabalho, induzido pelo processo de liberalização como:

$$\sum_i \beta_{ri} \hat{P}_i \quad (1)$$

Onde:

$$\beta_{ri} = \frac{\lambda_{ri} \frac{1}{\theta_i}}{\sum_{j \in T} \frac{\lambda_{rj}}{\theta_j}} \quad (2)$$

O choque regional de demanda por trabalho é o somatório dos efeitos das mudanças de preços induzidas pela liberalização para cada indústria, ponderado pelo peso relativo da indústria  $i$  em relação à composição industrial regional, com maior peso para os setores que possuem uma maior participação inicial do trabalho em uma região. O subscrito  $r$  indexa as regiões,  $i$  indexa as indústrias,  $T$  é o conjunto de todas as indústrias comercializáveis (20 indústrias).

A variável  $\lambda_{ri}$  representa o proporção inicial de trabalhadores na região  $r$  alocados no setor  $i$  e nós a calculamos usando as informações do Censo Demográfico de 1991.  $\theta_i$  equivale à participação no custo do fator setor-específico<sup>10</sup>. Para calcular

---

esta unidade federativa foi criada no ano de 1988.

<sup>10</sup> Kovak (2013) alerta que não existem estimações (críveis) para a elasticidade da demanda por trabalho na esfera industrial e regional no Brasil e, por isso, considera que todas as indústrias usam funções de produção Cobb-Douglas e  $\theta_{ri} = \theta_i$ .

$\theta_i$ , seguimos [Kovak \(2013\)](#), que considera um menos a participação da folha salarial da indústria  $i$ , com dados das Contas Nacionais (IBGE) do ano de 1990. Por fim,  $\hat{P}_i$  mensura o vetor da mudança de preços induzidas pela liberalização para um indústria  $i$ .

O vetor de mudanças proporcionais de preços  $\hat{P}_i$  pode ser calculado por meio da mudança da tarifas durante o período de liberalização. Foi considerada o período de 1990-1995 como o espaço temporal no qual ocorreu a maioria das reformas de abertura comercial. Assim, a mudança regional das tarifas (RTC) é dada por:

$$RTC_r = \sum_{i \in T} \beta_{ri} \hat{P}_i \quad (3)$$

Onde:

$$\hat{P}_i = d\ln(1 + \tau_i) \quad (4)$$

Em relação à equação (4),  $\tau_i$  representa a tarifa nominal da indústria  $i$ , obtida em [Kume, Piani e Souza \(1990\)](#),  $d$  equivale à diferença do tipo "long" entre os níveis tarifários de 1990 e 1995. Desse modo, a variável  $RTC_r$  deve ser entendida como a variação média da tarifas na região  $r$ , ponderada pela participação do trabalho em cada setor de  $r$ . Nesse sentido, as regiões que possuem uma estrutura industrial composta por setores que sofreram maiores reduções tarifárias apresentam valores menores (mais negativos) da variável  $RTC$ .

A figura 1 apresenta a mudança do nível médio das tarifas para os períodos que compreendem a fase pré-liberalização, a fase na qual se deram as políticas comerciais de liberalização e período pós-liberalização.

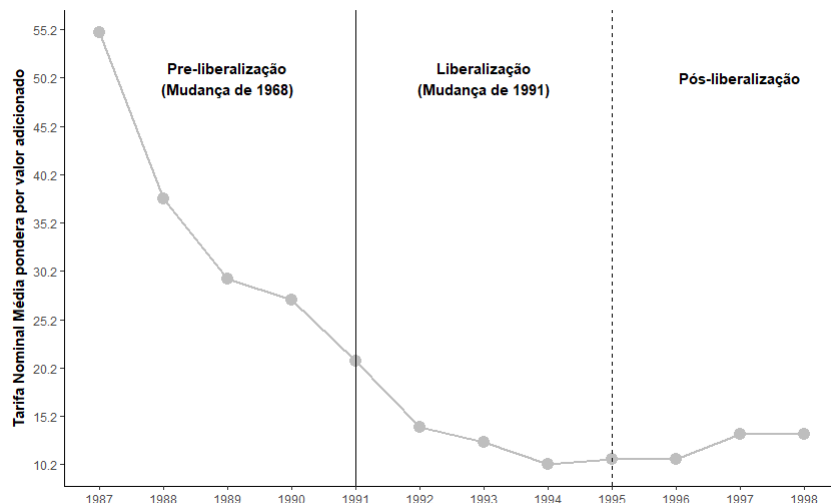


Figura 1 – Evolução das Tarifas Nominais Médias - 1987-2000

Fonte: Dados obtidos de [Kume, Piani e Souza \(1990\)](#)

É importante notar que se houver movimentação do fator trabalho entre as regiões ao longo do período analisado, a análise comparativa entre as microregiões pode não apresentar os impactos totais da abertura comercial sob a desigualdade

salarial entre gêneros ao nível economia. No entanto, essa estratégia produz resultados suficientemente críveis sobre a desigualdade salarial entre gêneros entre as regiões mais ou menos expostas à redução tarifária, de modo que é possível avaliar os efeitos regionais da liberalização. F

### 4.3 Estimações

Inicialmente, foi avaliado a evolução dos salários por gênero ao longo do período 1991-2000. O objetivo nessa fase é estimar a evolução da diferença entre o log do salário para cada tempo  $t$  em relação ao ano-base, sob o choque de liberalização. Para isso, foi estimado o prêmio salarial regional, que representa o valor da remuneração média do indivíduo na região, após controle da composição da força de trabalho. A equação é dada por:

$$\ln(W_{jrit}) = X_{jt}\theta_t + \mu_{rt} + \alpha_{it} + \epsilon_{jrit} \quad (5)$$

A variável dependente da equação (5) é a o logaritmo do salário real em Dezembro,  $\alpha_{it}$  é os efeitos-fixos indústria,  $X_{jt}$  é o conjunto de variáveis observáveis do indivíduo (educação, idade e experiência) e  $\mu_{rt}$  são os efeitos-fixos região. Nessa configuração, os retornos para as características dos trabalhadores ( $\theta_t$ ) mudam ao longo do tempo, assim, essa abordagem garante que as estimativas do prêmio salarial regional ( $\hat{\mu}_{rt}$ ) não são afetadas pelas mudanças nos retornos das características observáveis no nível nacional. A equação (6) foi estimada separadamente para trabalhadores homens e mulheres. Desse modo, é possível avaliar a evolução do prêmio salarial regional para cada gênero, inafetada pela mudança na discriminação.

Em seguida, foi estimado a diferença do prêmio salarial regional entre o ano  $t$  e o ano-base em relação ao choque de liberalização ( $RTC_r$ ). A tendência do prêmio salarial regional para o período pré-liberalização, usada para mensurar o efeito de tendências prévias, foi controlada. Desse modo, a equação é dada por:

$$y_{rt} - y_{r,1991} = \alpha_{st} + \gamma_{rt}RTC_r + \beta_t(y_{r,1990} - y_{r,1987}) + \epsilon_{rt} \quad (6)$$

Foi utilizado o ano de 1991 como ano-base para as especificações, e são incluídos os efeitos-fixos ao nível estado ( $\alpha_{st}$ ) para controlar heterogeneidade não observadas específicas de cada unidade geográfica que podem afetar a determinação da diferenciação salarial. Os erros-padrões da equação (6) também foram clusterizados ao nível mesorregião.

A variável de interesse da equação (6) é o coeficiente  $\gamma_{rt}$ . [Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#) afirmaram que, para cada ano,  $\gamma_{rt}$  representa um ponto sob a função empírica de impulso resposta dos efeitos cumulativos da liberalização, o que nós permite analisar os efeitos do choque local de comércio sob os salários no curto e médio prazos.<sup>11</sup>

A evolução do diferenciação salarial regional em resposta ao choque de liberalização é determinada principalmente pela mobilidade do fator trabalho. Assumindo que não haja custo de movimentação do fator trabalho entre as fronteiras

<sup>11</sup> Tal estratégia também foi usada por [Dix-Carneiro, Soares e Ulysea \(2018\)](#)

regionais, então qualquer diferença entre o nível de salários regionais será arbitrada pelo processo de migração e o valor de  $\gamma_{rt}$  tenderá a ser zero. No entanto, ao admitir que o fator trabalho é imperfeitamente móvel entre as fronteiras regionais, espera-se que o coeficiente seja positivo ( $\gamma_{rt} > 0$ ). Desse modo, uma microrregião enfretando uma maior redução tarifária terá um crescimento mais lento dos salários ao longo do anos do que uma microrregião encarando uma redução tarifária menor. No contexto da diferenciação salarial entre gêneros, essa abordagem permite avaliar o papel do choque de liberalização sob a trajetória salarial de homens e mulheres, assumindo que este possuem o mesmo grau de mobilidade regional no tempo.

Dix-Carneiro, Soares e Ulyssea (2018) abordam o problema da correlação entre a tendência pré-liberalização da variável dependente e a medida do choque de liberalização ( $RTC_r$ ). Todas as especificações testadas possuem o controle por tendência pré-liberalização. No entanto, para o exercício de robustez das estimativas, foi aplicado um teste de placebo que busca verificar a existência do problema de correlação. Para isso, foi estimada a seguinte equação:

$$y_{rt_0} - y_{r,1987} = \gamma_{rt}RTC_r + \epsilon_{rt}, \quad t_0 \in [1990, 1988] \quad (7)$$

A equação (6) também é estimada para cada tipo de qualificação (*low/high skill*) para captar o efeito do choque de liberalização sob a evolução da prêmio da educação para cada gênero. Se o impacto do comércio sob o salário dos trabalhadores menos qualificados for desproporcionalmente pior em relação ao trabalhadores mais qualificados, como sugerem as evidências,<sup>12</sup> e se a participação feminina na força de trabalho de baixa-qualificação for elevada, então o comércio afetará diferentemente os salários relativos de homens e mulheres.

Para testar a hipótese da melhoria dos resultados de mercado de trabalho para as mulheres nas ocupações do tipo *blue collar*, devido a mudança tecnológica induzida pela liberalização, repetimos o mesmo exercício de estimação da equação (6) para cada tipo de ocupação (*blue/white collar*)<sup>13</sup>. A teoria afirma que se o choque de liberalização elevou a competição em mercados domésticos, então as firmas que aprimoraram o aparato tecnológico passariam a demandar mais o fator trabalho de mulheres, devido a redução na carga física das ocupações do tipo *blue collar*. Aguayo-Tellez, Airola e Juhn (2010) encontraram evidências que sugerem a ocorrência desse fenômeno sob a participação feminina em ocupações *blue collar* no México durante o período de 1990 a 2000. Desse modo, também será avaliada a mudança da participação feminina em ocupações *blue collar* em relação ao choque de liberalização.

## 5 Resultados Principais

Os resultados da equação (6) estão presentes na tabela 2. Os valores estimados da variável  $RTC$  são todos positivos e significativos, de modo que as regiões que enfrentam as maiores reduções tarifárias presenciam um maior declínio (relativo)

<sup>12</sup> Bustos (2011) encontra evidências para a Argentina; Amity e Cameron (2012), para a Indonésia; Dix-Carneiro e Kovak (2015), para o Brasil.

<sup>13</sup> Usando o ISCO-88 1-Dígito, as ocupações com dígitos 1-5 são *white collar* e com dígitos 6-9 são *blue collar*. Para transformar CBO 94 em ISCO 88, ver Muendler et al. (2004).

nos salários. O painel A apresenta os resultados da equação (6) para as mulheres. As colunas 1-3 apresentam os resultados para a mudança no log do prêmio salarial regional para as mulheres entre os anos de 1991 e 1995. A estimativa da coluna 1 de 1.338 implica que uma região que presencia uma redução tarifária de 10% enfrenta um declínio de 13.38%. Na especificação base da coluna 3, com os efeitos-fixos ao nível estado e controle de tendência pré-liberalização, o valor do coeficiente é 0.978, porém com grande efeito sobre o valor de  $R^2$ , demonstrando a importância dos controles nos espaços geográfico e temporal. As colunas 4-6 apresentam as mesmas especificações das colunas 1-3, mas avaliando o efeito de médio prazo do choque de liberalização sob a mudança do prêmio salarial regional das mulheres. Na especificação base da coluna 6, o valor do coeficiente  $\gamma_{rt} = 1$  é 18.70% inferior ao valor estimado para o período 1991-1995, sugerindo que o efeito do choque sob os log dos salários regionais feminino diminuiu ao longo do tempo. Uma possível explicação é de que as mulheres migraram de setores comercializáveis para os setores não-comercializáveis (como sugere a tabela 1) nos quais a remuneração média é mais elevada e as mulheres já possuem representação expressiva.

Tabela 2 – Mudança do prêmio salarial regional em resposta ao choque de liberalização - Por Gênero - 1991/2000

|  | 1991 - 1995         |                     |                      | 1991 - 2000         |                     |                      |
|--|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
|  | (1)                 | (2)                 | (3)                  | (4)                 | (5)                 | (6)                  |
| <u>Painel A: Mulher</u>                |                     |                     |                      |                     |                     |                      |
| Mudança Regional de Tarifa ( $RTC_r$ ) | 1.338***<br>(0.368) | 1.217***<br>(0.388) | 0.978**<br>(0.390)   | 0.989***<br>(0.281) | 1.051***<br>(0.327) | 0.804**<br>(0.325)   |
| Tendência pré-liberalização            |                     |                     | -0.318***<br>(0.093) |                     |                     | -0.332***<br>(0.078) |
| Efeito-fixo Estado                     | Não                 | Sim                 | Sim                  | Não                 | Sim                 | Sim                  |
| $R^2$                                  | 0.026               | 0.2642              | 0.2824               | 0.0249              | 0.1074              | 0.1424               |
| <u>Painel B: Homem</u>                 |                     |                     |                      |                     |                     |                      |
| Mudança Regional de Tarifa ( $RTC_r$ ) | 1.700***<br>(0.293) | 1.549***<br>(0.330) | 1.509***<br>(0.330)  | 0.991***<br>(0.248) | 1.014***<br>(0.282) | 0.958***<br>(0.281)  |
| Tendência pré-liberalização            |                     |                     | -0.130<br>(0.082)    |                     |                     | -0.186***<br>(0.070) |
| Efeito-fixo Estado                     | Não                 | Sim                 | Sim                  | Não                 | Sim                 | Sim                  |
| $R^2$                                  | 0.0683              | 0.1989              | 0.2017               | 0.032               | 0.1548              | 0.1668               |

Observações: 446 microrregiões e 26 efeitos-fixos estado. Regressões ponderadas pelo inverso do quadrado erro-padrão do prêmio salarial regional. Erros-padrões (em parênteses) clusterizados ao nível mesorregião. Significância: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\*1%. O valor positivo do coeficiente da variável  $RTC$  equivale a dizer que as regiões que enfrentaram maiores reduções tarifárias apresentaram maiores reduções no prêmio salarial.

O painel B explora os resultados estimados da equação (8) para os homens. Comparando o valor do coeficiente em relação ao das mulheres, o valor 1.509 da estimativa da medida  $RTC$  da coluna (3) sugere que os homens enfrentaram uma redução 0.531 p.p maior em relação aos salários regionais para o período de 1991-1995. O valor de  $\hat{\gamma}_{rt}$  da coluna 1 equivale a dizer que uma região que enfrentou uma de 10% no nível das tarifas presenciou um declínio de 13.3% no nível de salários para os homens durante o período 1991-1995. No entanto, o efeito de médio-prazo do choque de liberalização em relação ao prêmio salarial regional masculino seguiu a mesma tendência que o resultado feminino da coluna 6, atingindo uma diferença de 0.151 p.p na especificação base, como efeito-fixo estado e controle de tendência pré-liberalização. Em todas as especificações (exceto a coluna (5)), o choque de

liberalização exerceu um papel de convergência da diferenciação salarial de gênero, afetando mais negativamente os prêmios salariais regionais masculinos em relação ao feminino. A figura 2 apresenta o resultado dinâmico do choque de liberalização sob os prêmios salariais regionais por gênero.

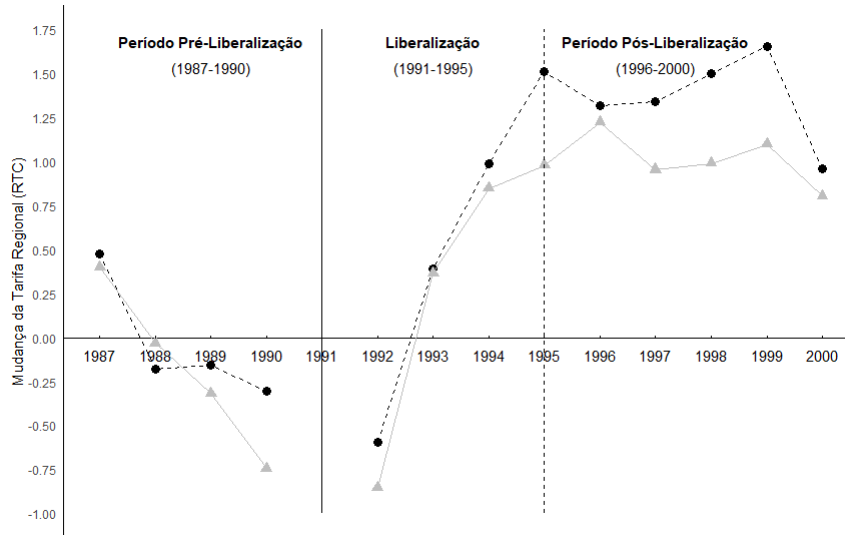


Figura 2 – Mudança do Prêmio Salarial Regional - Por Gênero - 1987-2000

Os pontos da linha preenchida em cinza representa os coeficientes  $\gamma_{rt}$  da equação (6) para as mulheres. Os pontos da linha pontilhada em preto representa os coeficientes  $\gamma_{rt}$  da equação (6) para os homens. Os valores anteriores ao ano de 1991 representam os valores do coeficiente  $\gamma_{rt}$  da equação (7). Todos os valores são obtidos da regressão com efeitos-fixos ao nível estado e controle de tendência pré-liberalização. Estimativas positivas indicam maior redução nos prêmios salariais em regiões que encaram maiores reduções tarifárias.

A tendência do prêmio salarial regional para os homens e mulheres seguem a mesma trajetória ao longo dos anos, porém os homens são consistentemente mais afetados pelo choque de liberalização do que as mulheres, de modo a reduzir a diferenciação salarial ao longo do tempo. Os resultados de médio-prazo (1991-2000) para ambos os gêneros convergem para o valor previsto pelo modelo de Kovak (2013), no qual  $\gamma_{rt} = 1$ . Para o problema abordado por esse trabalho, esse resultado afirma que um microrregião que encarou uma maior redução tarifária provoca uma redução equivalente no prêmio salarial para homes e mulheres, de modo as microrregiões que enfrentaram maiores exposições ao comércio externo apresentaram uma redução da diferença do prêmio salarial regional entre homens e mulheres.

## 5.1 Diferenças entre nível de qualificação

Para controlar os efeitos do choque de liberalização sob os prêmios regionais da trabalho qualificado para cada gênero, a tabela 3 apresenta os resultados da equação (6) para homens e mulheres, com baixa e alta qualificação. A tabela 1 demonstrou que houve um aumento de 16.62% na proporção de mulheres com alta qualificação entre 1991 e 2000, enquanto que os homens tiveram um aumento de

8.28%, no mesmo período. Desse modo, um choque adverso aos indivíduos com baixa qualificação deve ser assumido em grande parte pela força de trabalho masculina, dado que este grupo compreende a maior parte da força de trabalho.

Tabela 3 – Mudança do prêmio salarial regional em resposta ao choque de liberalização - Por Gênero e Nível Educacional - 1991/2000

|  | 1991 - 1995         |                     |                     | 1991 - 2000         |                     |                      |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
|  | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 | (5)                 | (6)                  |
| <u>Painel A: Mulher Baixa Qualificação</u> |                     |                     |                     |                     |                     |                      |
| Mudança Regional de Tarifa ( $RTC_r$ )     | 0.899***<br>(0.296) | 1.047***<br>(0.334) | 0.960***<br>(0.335) | 0.627***<br>(0.236) | 0.929***<br>(0.263) | 0.785***<br>(0.340)  |
| Tendência pré-liberalização                |                     |                     | -0.154**<br>(0.078) |                     |                     | -0.257***<br>(0.060) |
| Efeito-fixos Estado                        | Não                 | Sim                 | Sim                 | Não                 | Sim                 | Sim                  |
| R <sup>2</sup>                             | 0.01921             | 0.1483              | 0.1545              | 0.0142              | 0.1661              | 0.2005               |
| <u>Painel B: Mulher Alta Qualificação</u>  |                     |                     |                     |                     |                     |                      |
| Mudança Regional de Tarifa ( $RTC_r$ )     | 0.669*<br>(0.381)   | 0.659<br>(0.432)    | 0.516<br>(0.430)    | 0.854***<br>(0.308) | 1.023***<br>(0.363) | 0.801**<br>(0.362)   |
| Tendência pré-liberalização                |                     |                     | -0.177**<br>(0.087) |                     |                     | -0.273***<br>(0.072) |
| Efeito-fixos Estado                        | Não                 | Sim                 | Sim                 | Não                 | Sim                 | Sim                  |
| R <sup>2</sup>                             | 0.004               | 0.1263              | 0.1332              | 0.0157              | 0.0604              | 0.0909               |
| <u>Painel C: Homem Baixa Qualificação</u>  |                     |                     |                     |                     |                     |                      |
| Mudança Regional de Tarifa ( $RTC_r$ )     | 1.145***<br>(0.237) | 1.201***<br>(0.274) | 1.170***<br>(0.273) | 0.747***<br>(0.230) | 1.076***<br>(0.199) | 1.022***<br>(0.254)  |
| Tendência pré-liberalização                |                     |                     | -0.152**<br>(0.071) |                     |                     | -0.270***<br>(0.067) |
| Efeito-fixos Estado                        | Não                 | Sim                 | Sim                 | Não                 | Sim                 | Sim                  |
| R <sup>2</sup>                             | 0.0506              | 0.1323              | 0.140               | 0.022               | 0.1534              | 0.1852               |
| <u>Painel D: Homem Alta Qualificação</u>   |                     |                     |                     |                     |                     |                      |
| Mudança Regional de Tarifa ( $RTC_r$ )     | 1.993***<br>(0.470) | 1.351**<br>(0.408)  | 1.442***<br>(0.531) | 1.755***<br>(0.355) | 1.615***<br>(0.422) | 1.479***<br>(0.418)  |
| Tendência pré-liberalização                |                     |                     | 0.173*<br>(0.089)   |                     |                     | -0.249***<br>(0.070) |
| Efeito-fixos Estado                        | Não                 | Sim                 | Sim                 | Não                 | Sim                 | Sim                  |
| R <sup>2</sup>                             | 0.0394              | 0.1606              | 0.1665              | 0.0531              | 0.0841              | 0.1105               |

Observações: 417 microrregiões e 26 efeitos-fixos estado; Regressões ponderadas pelo inverso do quadrado do erro-padrão do prêmio salarial regional. Erros-padrões (em parênteses) clusterizados ao nível mesorregião. Significância: \*10%; \*\* 5%; \*\*\*1%.

Grande parte dos resultados são significativos e positivos para a maioria das especificações. Os efeitos da liberalização são substancialmente maiores sob os homens com alta qualificação, tanto no curto como no médio prazo, porém não se estendem para as mulheres com alta qualificação, no curto prazo. Na coluna (6), o valor do coeficiente  $\gamma_{rt}$  para os homens é 84% maior do que o das mulheres, na população com alta qualificação, e 30% maior para os homens do que para as mulheres, na população com baixa qualificação. Esses resultados são semelhantes aos encontrados por [Gonzaga, Filho e Terra \(2006\)](#), dos quais evidenciam que a liberalização desempenhou um papel importante na redução do prêmio da qualificação. Os autores encontraram que a mudança dos preços prevista pela redução tarifária gerou um declínio de 23.5% no diferencial do prêmio por qualificação, semelhante a média da diferença dos valores dos coeficientes por gêneros e nível de qualificação de 23.35%, usando os resultados da coluna (6).

[Gaddis e Pieters \(2017\)](#) encontraram que o choque de liberalização afetou

mais negativamente o crescimento da taxa de emprego para os homens com baixa qualificação nos setores comercializáveis do que as mulheres. Os resultados do painel A e C estendem os efeitos da liberalização para os prêmios salariais regionais. Se a intensividade física das ocupações nos setores comercializáveis para os trabalhadores com baixa qualificação for alta, então é provável que homens e mulheres não sejam perfeitamente substituíveis (Juhn, Ujhelyi e Villegas-Sanchez (2014)). Desse modo, a sobre-representação dos homens nessa categoria (setores comercializáveis x baixa qualificação) pode explicar a diferenciação entre os gêneros nos efeitos do choque de abertura comercial.

## 5.2 Diferenças entre nível de qualificação

A discussão realizada na seção 1.2 argumenta que a competição externa induzida pela liberalização promove o incentivo à aquisição de novas tecnologias, que reduzem a demanda pelas habilidades físicas, e geram uma melhoria dos resultados do mercado de trabalho para as mulheres em ocupações do tipo *blue collar*. A tabela 4 apresenta os resultados da equação (6) por gênero e tipo de ocupação.

Tabela 4 – Mudança do prêmio salarial regional em resposta ao choque de liberalização - Por Gênero e Tipo de Ocupação - 1991/2000

|  | 1991 - 1995         |                     |                      |                     | 1991 - 2000         |                       |
|--|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|
|  | (1)                 | (2)                 | (3)                  | (4)                 | (5)                 | (6)                   |
| <u>Painel A: Mulher - Blue Collar</u>  |                     |                     |                      |                     |                     |                       |
| Mudança Regional de Tarifa ( $RTC_r$ ) | 0.795***<br>(0.276) | 0.899***<br>(0.317) | 0.792**<br>(0.317)   | 0.586'<br>(0.310)   | 0.933***<br>(0.345) | 0.698**<br>(0.334)    |
| Tendência pré-liberalização            |                     |                     | -0.146***<br>(0.053) |                     |                     | -0.320***<br>(0.056)  |
| Efeito-fixo Estado                     | Não                 | Sim                 | Sim                  | Não                 | Sim                 | Sim                   |
| R <sup>2</sup>                         | 0.0179              | 0.0896              | 0.105                | 0.006               | 0.1351              | 0.201                 |
| <u>Painel B: Mulher - White Collar</u> |                     |                     |                      |                     |                     |                       |
| Mudança Regional de Tarifa ( $RTC_r$ ) | -0.076<br>(0.328)   | 0.274<br>(0.366)    | 0.245<br>(0.373)     | 0.727***<br>(0.273) | 0.863***<br>(0.317) | 0.538*<br>(0.312)     |
| Tendência pré-liberalização            |                     |                     | -0.040<br>(0.102)    |                     |                     | -0.456***<br>(0.0858) |
| Efeito-fixo Estado                     | Não                 | Sim                 | Sim                  | Não                 | Sim                 | Sim                   |
| R <sup>2</sup>                         | 0.0001              | 0.1296              | 0.1277               | 0.0148              | 0.0729              | 0.1353                |
| <u>Painel C: Homem - Blue Collar</u>   |                     |                     |                      |                     |                     |                       |
| Mudança Regional de Tarifa ( $RTC_r$ ) | 0.912***<br>(0.260) | 0.973***<br>(0.299) | 0.977***<br>(0.299)  | 0.677**<br>(0.271)  | 0.949***<br>(0.300) | 0.965***<br>(0.292)   |
| Tendência pré-liberalização            |                     |                     | -0.056<br>(0.0701)   |                     |                     | -0.226***<br>(0.069)  |
| Efeito-fixo Estado                     | Não                 | Sim                 | Sim                  | Não                 | Sim                 | Sim                   |
| R <sup>2</sup>                         | 0.0271              | 0.106               | 0.1018               | 0.0128              | 0.1547              | 0.1758                |
| <u>Painel D: Homem - White Collar</u>  |                     |                     |                      |                     |                     |                       |
| Mudança Regional de Tarifa ( $RTC_r$ ) | 1.196***<br>(0.305) | 1.165***<br>(0.343) | 1.031**<br>(0.342)   | 1.085***<br>(0.294) | 1.082***<br>(0.344) | 0.855**<br>(0.336)    |
| Tendência pré-liberalização            |                     |                     | -0.257***<br>(0.086) |                     |                     | -0.437***<br>(0.084)  |
| Efeito-fixo Estado                     | Não                 | Sim                 | Sim                  | Não                 | Sim                 | Sim                   |
| R <sup>2</sup>                         | 0.0344              | 0.1455              | 0.1629               | 0.0302              | 0.0702              | 0.1292                |

Observações: 402 microrregiões e 26 efeitos-fixos estado. Regressões ponderadas pelo inverso do quadrado do erro-padrão do prêmio salarial regional. Erros-padrões (em parênteses) clusterizados ao nível mesorregião. Significância: \*10%; \*\* 5%; \*\*\*1%;



Os efeitos de curto prazo e médio prazo do choque de liberalização sob os prêmios salariais regionais entre gêneros e tipo de ocupação são consistentes com a teoria da mudança tecnológica induzida competição externa. Comparando os valores das colunas (3) dos painéis A e C, ambos os gêneros apresentam valores positivos, indicando que as regiões que encaram reduções tarifárias tiveram um declínio da taxa de crescimento do prêmio salarial regional. Porém, o valor do coeficiente  $\gamma_{rt}$  para os homens indica que uma região que teve uma redução tarifária de 10% apresentou um queda 9.77% no prêmio salarial, enquanto que para as mulheres, esse redução implicaria em uma diminuição de 7.92%.

A inconsistência com a teoria surge nos resultados para as mulheres em ocupações *white collar*. O modelo de Juhn, Ujhelyi e Villegas-Sanchez (2014) prevê que a competição afetaria a relação entre gêneros em ocupações *blue collar*, devido à carga física associada às atividades dessas ocupações, enquanto que não exerceria efeitos os resultados sob ocupações *white collar*. Os resultados da coluna (6) para os painéis A e B apresentam que, no médio prazo, os efeitos da liberalização sob os prêmios salariais de mulheres em ocupações *blue collar* são maiores do que os das mulheres em ocupações *white collar*. No entanto, o choque de liberalização pode ter afetado os resultados de mercado de trabalho diferentemente em termos de nível de emprego. Para avaliar essa hipótese, nós estimamos a mudança da participação feminina em ocupações *blue collar* após o episódio de exposição comercial. A tabela 5 mostra os resultados da mudança na participação regional do tipo de ocupação em resposta ao choque de liberalização.

Tabela 5 – Mudança na participação regional do tipo de ocupação em resposta ao choque de liberalização - Mulheres - 1991/2000

|  | 1991 - 1995       |                   |                       | 1991 - 2000        |                   |                   |
|--|-------------------|-------------------|-----------------------|--------------------|-------------------|-------------------|
|  | (1)               | (2)               | (3)                   | (4)                | (5)               | (6)               |
| <u>Painel A: Mulher - Blue Collar</u>  |                   |                   |                       |                    |                   |                   |
| Mudança Regional de Tarifa ( $RTC_r$ ) | -0.126<br>(0.082) | -0.111<br>(0.097) | -0.273***<br>(0.0374) | 0.178<br>(0.117)   | 0.177<br>(0.137)  | 0.093*<br>(0.055) |
| Efeito-fixos Estado                    | Não               | Sim               | Sim                   | Não                | Sim               | Sim               |
| Pesos - População (1991)               | Não               | Não               | Sim                   | Não                | Não               | Sim               |
| R <sup>2</sup>                         | 0.0033            | 0.0227            | 0.3200                | 0.0032             | 0.039             | 0.4035            |
| <u>Painel B: Mulher - White Collar</u> |                   |                   |                       |                    |                   |                   |
| Mudança Regional de Tarifa ( $RTC_r$ ) | -0.063<br>(0.071) | -0.055<br>(0.084) | -0.002<br>(0.038)     | -0.116*<br>(0.659) | -0.019<br>(0.077) | 0.069*<br>(0.037) |
| Efeito-fixos Estado                    | Não               | Sim               | Sim                   | Não                | Sim               | Sim               |
| Pesos - População (1991)               | Não               | Não               | Sim                   | Não                | Não               | Sim               |
| R <sup>2</sup>                         | 0.0019            | 0.0384            | 0.2427                | 0.0051             | 0.0453            | 0.3934            |

Observações: 402 microregiões e 26 efeitos-fixos estado. Erros-padrões (em parênteses) clusterizados ao nível mesorregião. Significância: \*10%; \*\* 5%; \*\*\*1%

A coluna (3) do painel A apresenta um coeficiente negativo e significativo. Nesse sentido, uma região que encara uma redução de tarifárias de 10% apresenta um aumento da participação feminina em ocupações *blue collar* de 2.73%, no curto prazo, enquanto que o resultado no painel B é não significativo. No médio prazo, os resultados para ambos os tipos de ocupações são positivos e significativos, mas os valores são próximos a zero. Kovak (2013) afirma que a migração do fator trabalho entre as indústrias e regiões tenderia a gerar  $\gamma_{rt}$ . Nesse sentido, os resultados da tabela 5 são

consistentes com as predições do modelo de [Juhn, Ujhelyi e Villegas-Sanchez \(2014\)](#), das quais prevêm que a liberalização afeta positivamente os resultados de mercado de trabalho para as mulheres em ocupações *blue collar*, e com os resultados de [Menezes-Filho e Muendler \(2011\)](#), de que as realocações nos setores comercializáveis ocorre para os setores não-comercializáveis ou para fora do mercado de trabalho.

## 6 Conclusões

A política comercial brasileira no início dos anos 1990 é um episódio econômico amplamente estudado. As evidências acerca dos efeitos econômicos do choque de liberalização abrangem especialmente o mercado de trabalho, abordando os resultados sob o emprego ([Menezes-Filho e Muendler \(2011\)](#); [Gaddis e Pieters \(2017\)](#)), sob o salário ([Kovak \(2013\)](#)); sob o prêmio por qualificação (*skill premium*) e desigualdade salarial ([Dix-Carneiro e Kovak \(2015\)](#); [Ferreira, Leite e Wai-Poi \(2007\)](#)) e sob os efeitos regionais e dinâmica do mercado de trabalho ([Dix-Carneiro e Kovak \(2017\)](#); [Dix-Carneiro \(2014\)](#)), mas também alcançam os efeitos sociais, como a criminalidade ([Dix-Carneiro, Soares e Ulyssea \(2018\)](#)).

Este paper contribui com a literatura dos efeitos econômicos associados à exposição comercial ao tratar de um área inexplorada pelos trabalhos anteriores: a desigualdade salarial entre gêneros. A literatura prevê dois principais canais de transmissão pelos quais o comércio pode afetar a desigualdade salarial entre gêneros. Em primeiro lugar, a competição externa eleva o custo de cometer atos discriminatórios e, no longo prazo, eliminará firmas que possuem "gosto por discriminação". Em segundo, a produtividade das firmas é heterogeneamente distribuída em uma indústria e uma redução nos custo de fazer comércio – redução tarifária, por exemplo – gera um incentivo para as firmas mais produtivas adentrarem o mercado exportador e adquirir novas tecnologias. As novas tecnologias reduzem a demanda pelas habilidades físicas por habilidades cognitivas, beneficiando as mulheres especialmente em ocupações ligadas ao uso de habilidades físicas.

Nossos resultados sugerem que os impactos do choque de liberalização exerceram efeitos redutores sob a desigualdade salarial entre gêneros, de modo que as microrregiões que enfrentaram maiores reduções tarifárias apresentaram um maior declínio na diferenciação salarial entre homens e mulheres, especialmente no curto prazo. No médio prazo, o efeito da exposição comercial ainda são positivos, porém em magnitude inferior. O mesmo conjunto de resultados permanece quando avaliados em relação as diferenças em nível de qualificação e tipo de ocupação. Em especial, os resultados acerca da mudança na participação regional do tipo de ocupação para as mulheres são consistentes com a teoria de que a exposição à competição externa melhora os resultados de mercado de trabalho para as mulheres em ocupações *blue collar*.

## Referências

- ABREU, M. *Trade liberalization and the political economy of protection in Brazil since 1987*. [S.l.], 2011.
- ACEMOGLU, D. Patterns of skill premia. *The Review of Economic Studies*, Wiley-Blackwell, v. 70, n. 2, p. 199–230, 2003.
- AGUAYO-TELLEZ, E.; AIROLA, J.; JUHN, C. *Did trade liberalization help women? The case of Mexico in the 1990s*. [S.l.], 2010.
- AMITI, M.; CAMERON, L. Trade liberalization and the wage skill premium: Evidence from indonesia. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 87, n. 2, p. 277–287, 2012.
- AUTOR, D. H.; LEVY, F.; MURNANE, R. J. The skill content of recent technological change: An empirical exploration. *The Quarterly journal of economics*, MIT Press, v. 118, n. 4, p. 1279–1333, 2003.
- BECKER, G. S. *The economics of discrimination*. [S.l.]: University of Chicago press, 2010.
- BENGURIA, F.; EDERINGTON, J. Decomposing the effect of trade on the gender wage gap. *Available at SSRN 2907094*, 2017.
- BLACK, S. E.; BRAINERD, E. Importing equality? the impact of globalization on gender discrimination. *ILR Review*, SAGE Publications Sage CA: Los Angeles, CA, v. 57, n. 4, p. 540–559, 2004.
- BLACK, S. E.; SPITZ-OENER, A. Explaining women’s success: technological change and the skill content of women’s work. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 92, n. 1, p. 187–194, 2010.
- BUSTOS, P. Trade liberalization, exports, and technology upgrading: Evidence on the impact of mercosur on argentinian firms. *American economic review*, v. 101, n. 1, p. 304–40, 2011.
- COSTA, F.; GARRED, J.; PESSOA, J. P. Winners and losers from a commodities-for-manufactures trade boom. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 102, p. 50–69, 2016.
- DAVID, H.; DORN, D.; HANSON, G. H. The china syndrome: Local labor market effects of import competition in the united states. *American Economic Review*, v. 103, n. 6, p. 2121–68, 2013.
- DIX-CARNEIRO, R. Trade liberalization and labor market dynamics. *Econometrica*, Wiley Online Library, v. 82, n. 3, p. 825–885, 2014.

- DIX-CARNEIRO, R.; KOVAK, B. K. Trade liberalization and the skill premium: A local labor markets approach. *American Economic Review*, v. 105, n. 5, p. 551–57, 2015.
- DIX-CARNEIRO, R.; KOVAK, B. K. Trade liberalization and regional dynamics. *American Economic Review*, v. 107, n. 10, p. 2908–46, 2017.
- DIX-CARNEIRO, R.; SOARES, R. R.; ULYSSEA, G. Economic shocks and crime: Evidence from the brazilian trade liberalization. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 10, n. 4, p. 158–95, 2018.
- EDERINGTON, J.; MINIER, J.; TROSKE, K. R. Where the girls are: Trade and labor market segregation in colombia. IZA discussion paper, 2009.
- FERREIRA, F. H.; LEITE, P. G.; WAI-POI, M. *Trade liberalization, employment flows, and wage inequality in Brazil*. [S.l.]: The World Bank, 2007.
- GADDIS, I.; PIETERS, J. The gendered labor market impacts of trade liberalization evidence from brazil. *Journal of Human Resources*, University of Wisconsin Press, v. 52, n. 2, p. 457–490, 2017.
- GOLDBERG, P. K.; PAVCNIK, N. Distributional effects of globalization in developing countries. *Journal of economic Literature*, v. 45, n. 1, p. 39–82, 2007.
- GONZAGA, G.; FILHO, N. M.; TERRA, C. Trade liberalization and the evolution of skill earnings differentials in brazil. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 68, n. 2, p. 345–367, 2006.
- HAKOBYAN, S.; MCLAREN, J. Looking for local labor market effects of nafta. *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 98, n. 4, p. 728–741, 2016.
- HELPMAN, E. et al. Trade and inequality: From theory to estimation. *The Review of Economic Studies*, Oxford University Press, v. 84, n. 1, p. 357–405, 2017.
- JUHN, C.; UJHELYI, G.; VILLEGAS-SANCHEZ, C. Trade liberalization and gender inequality. *American Economic Review*, v. 103, n. 3, p. 269–73, 2013.
- JUHN, C.; UJHELYI, G.; VILLEGAS-SANCHEZ, C. Men, women, and machines: How trade impacts gender inequality. *Journal of Development Economics*, Elsevier, v. 106, p. 179–193, 2014.
- KOVAK, B. K. Regional effects of trade reform: What is the correct measure of liberalization? *American Economic Review*, v. 103, n. 5, p. 1960–76, 2013.
- KUME, H.; PIANI, G.; SOUZA, C. F. A política brasileira de importação no período 1987-98: descrição e avaliação. *A abertura comercial brasileira nos anos*, v. 90, 1990.
- MADALOZZO, R. Occupational segregation and the gender wage gap in brazil: an empirical analysis. *Economia aplicada*, SciELO Brasil, v. 14, n. 2, p. 147–168, 2010.
- MADALOZZO, R.; MARTINS, S. R. Gender wage gaps: comparing the 80s, 90s and 00s in brazil. *Revista de Economia e Administração*, v. 6, n. 2, 2007.

MELITZ, M. J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *econometrica*, Wiley Online Library, v. 71, n. 6, p. 1695–1725, 2003.

MENEZES-FILHO, N. A.; MUENDLER, M.-A. *Labor reallocation in response to trade reform*. [S.l.], 2011.

MENEZES-FILHO, N. A.; MUENDLER, M.-A.; RAMEY, G. The structure of worker compensation in brazil, with a comparison to france and the united states. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 90, n. 2, p. 324–346, 2008.

MUENDLER, M.-A. et al. Job concordances for brazil: Mapping the classificação brasileira de ocupações (cbo) to the international standard classification of occupations (isco-88). *University of California, San Diego, unpublished manuscript*, 2004.

PAVCNIK, N. et al. Trade liberalization and industry wage structure: Evidence from brazil. *The World Bank Economic Review*, Oxford University Press, v. 18, n. 3, p. 319–344, 2004.

REIS, E. et al. Áreas mínimas comparáveis para os períodos intercensitários de 1872 a 2000. *Rio de Janeiro: Ipea/Dimac*, 2008.

RENDALL, M. Brain versus brawn: the realization of women’s comparative advantage. *University of Zurich, Institute for Empirical Research in Economics, Working Paper*, n. 491, 2017.

SCORZAFAVE, L. G.; PAZELLO, E. T. Using normalized equations to solve the indetermination problem in the oaxaca-blinder decomposition: an application to the gender wage gap in brazil. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 61, n. 4, p. 535–548, 2007.

TOPALOVA, P. Trade liberalization, poverty and inequality: Evidence from indian districts. In: *Globalization and poverty*. [S.l.]: University of Chicago Press, 2007. p. 291–336.

TOPALOVA, P. Factor immobility and regional impacts of trade liberalization: Evidence on poverty from india. *American Economic Journal: Applied Economics*, v. 2, n. 4, p. 1–41, 2010.