

O IMPACTO DAS EXPORTAÇÕES NO DIFERENCIAL DE SALÁRIOS ENTRE GÊNEROS NO BRASIL

IGOR GRANITOFF *
SILVIO HONG TIING TAI †

Abstract

This paper analyses the impact of exports on the gender wage gap in Brazil. Data are from 2013, detailed at firm level. Evidences indicate that exporting firms present higher wage gap in favor of males than non-exporting firms. These results support the hypothesis that the distribution of export gains is different in developing countries.

Keywords: gender wage gap, international trade, destiny of exports.
JEL codes: F16, J31, J16.

Resumo

Este artigo analisa o impacto das exportações no diferencial de salários entre gêneros no Brasil. Os dados utilizados são detalhados por firma, relativos ao ano de 2013. As evidências apontam que as firmas exportadoras apresentam um diferencial de salários em favor do homem ainda maior do que as companhias voltadas para o mercado interno. As estimações são robustas a diferentes níveis de desenvolvimento dos países de destino. Esses resultados sustentam a hipótese de que a distribuição dos benefícios das exportações nos salários dos funcionários não se manifesta igualmente em países ricos e em países em desenvolvimento.

Palavras-chave: diferencial de salários entre gêneros, comércio internacional, destinos de exportação.
Códigos JEL: F16, J31, J16.

DOI: <http://dx.doi.org/10.11606/1980-5330/ea150754>

* Mestre pela PUCRS, Escola de Negócios. E-mail: igorgranitoff@gmail.com

† Professor adjunto da PUCRS, Escola de Negócios. E-mail: silvio.tai@pucrs.com

Os autores agradecem à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) – pela bolsa de mestrado concedida ao Igor Granitoff. O presente trabalho também foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal Nível Superior – Brasil (CAPES) – Código de Financiamento 001

1 Introdução

A discriminação de gênero tem diversas manifestações com efeitos nefastos na sociedade, mas a redução do salário das mulheres pode apresentar diversos desdobramentos negativos para o desenvolvimento econômico¹. Becker (1957) aponta um custo imediato incorrido pelo próprio empregador para exercer tal discriminação, por evitar de forma ineficiente a contratação de mulheres. Entretanto, privar as mulheres de condições salariais justas tem outras consequências econômicas negativas, particularmente para países em desenvolvimento como o Brasil. Por exemplo, Duflo (2003) e Duflo & Udry (2004) mostram que as mulheres fazem um melhor uso dos rendimentos no lar e gastam mais em saúde e educação do que os homens, investindo no capital humano das futuras gerações. Kenney (2006) estende o conceito de *power of purse*² para as relações de gênero e reporta que a desvantagem de renda da mulher propicia o controle da renda pelo homem, exacerbando a desvantagem financeira inicial. Os custos sociais ou morais desse tipo de discriminação são de difícil mensuração, entretanto, os custos econômicos atribuídos podem ser importantes. As Nações Unidas (United Nations Development Programme 2017) mostram que esse custo é de US\$105 bilhões de dólares por ano para um continente como a África, o que equivale a 6% do PIB do continente.

Por outro lado, há um esforço de instituições internacionais para estimular políticas voltadas à igualdade entre gêneros por meio do comércio internacional. A igualdade entre gêneros é um dos 17 Objetivos do Desenvolvimento Sustentável que guiam todas as instituições do sistema das Nações Unidas³. Em consequência, o Banco Mundial e a Organização Mundial do Comércio propõem atualmente políticas para que o comércio promova a igualdade entre gêneros (World Bank 2020). Este artigo analisa o impacto do comércio internacional no diferencial de salários entre gêneros nos estados brasileiros. A grande heterogeneidade do país pode ocasionar diferentes impactos nesse diferencial e assim indicar localizações que proporcionam maior benefício do comércio internacional para as mulheres.

O objetivo neste estudo é buscar evidências de contribuição do fato de uma firma estar no mercado internacional (por meio da exportação de seus produtos) em alterar a diferença salarial existente no país, analisando-se o gênero do trabalhador. São analisados dados de 75 milhões de trabalhadores do mercado formal no país, sendo 41% mulheres, 59% homens, para o ano de 2013. O comércio internacional leva as economias a se depararem com situações de maior concorrência. Assim, teoricamente, inicia-se transformações de melhor alocação dos fatores econômicos, proporcionando às nações oportunidades de desencadear seus processos de desenvolvimento econômico, seja por otimização de métodos produtivos ou por ganhos de escala ou ainda redução de custos, acesso a financiamentos e capacidades de investimento, entre outros. As firmas menos produtivas podem ser filtradas “para fora do mercado internacional”, de maneira que a “exposição ao comércio induz as mais produtivas a exportar” (Melitz 2003).

¹Veja Duflo (2012) para uma visão geral da literatura.

²Poder do orçamento, é a capacidade de um grupo de controlar outro por meio da restrição do uso de fundos.

³Veja detalhes destes Objetivos do Desenvolvimento Sustentável em <https://www.un.org/sustainabledevelopment/>. Acessado em 19/10/2020.

Por outro lado, a discriminação de gênero, nos moldes do modelo de Becker (1957), é uma escolha do agente que discrimina, incorrendo, segundo o autor, em custos maiores. Sumariamente, Becker descreve que tanto o empregador como o empregado ou até mesmo o cliente, ao discriminarem, tomam decisões que os desviam de seus pontos ótimos de maximização de utilidades/lucros.

Se o comércio internacional provoca movimentos de ganhos de eficiência nas economias, tornando-as mais produtivas, e, se a discriminação é um fator contraprodutivo, pode-se dizer que uma possível consequência da abertura comercial dos países, uma maior participação do mercado internacional dentro das economias, é a diminuição da discriminação. Entretanto, ainda que existam resultados que acompanham esse pressuposto, como Black & Brainerd (2004), para os quais se mostrou que o comércio internacional contribuiu positivamente à diminuição da diferença de salário entre homens e mulheres por fatores não explicados (tidos como discriminação), há evidências de que para outras economias, os resultados não apontam na mesma direção. Menon & Van Der Meulen (2009) em estudo para a Índia, e Berik et al. (2004) em um estudo para a Coreia do Sul encontraram um aumento do diferencial salarial em favor dos homens devido ao comércio internacional, atribuído a uma perda no poder de barganha das mulheres.

Para estudar esses fenômenos para a economia brasileira, este artigo é composto por, além desta introdução, em sua segunda seção, uma breve revisão da literatura do tema em questão. Na terceira seção, estão colocados os dados utilizados e a metodologia aplicada para a realização deste trabalho, de modo que a quarta seção apresenta os principais resultados encontrados. Na quinta e última parte deste trabalho se encontram as conclusões.

2 O diferencial de salários na literatura

O impacto do comércio no diferencial salarial entre gêneros se insere em uma literatura mais ampla que estuda a relação de comércio e desigualdade no Brasil (Castilho et al. 2012, Ferreira et al. 2007, Gonzaga et al. 2006, Ferreira Filho & Horridge 2006, Pavcnik et al. 2004).

Conforme Arruda et al. (2013), as consequências do comércio internacional sobre a renda das economias geram debates que contrapõem autores em muitos aspectos. Os “otimistas” apontariam que são importantes os benefícios “da difusão do conhecimento e da inovação”, além do aumento do tamanho dos mercados, que geram benefícios por maior escala e possibilidade de especialização. No mesmo artigo, os autores apontam que, para os céticos em relação às benesses do comércio, podem-se citar deterioração dos termos de troca, desvantagens comparativas na produtividade potencial, dificuldade em apropriação de ganhos envolvidos em P&D, entre outros.

A busca por trabalho qualificado, potencialmente requerida pelo comércio, pode beneficiar as mulheres, particularmente no Brasil, por apresentarem em média um maior nível de educação que os homens (Tai & Bagolin 2019). Além disso, a tecnologia pode ser complementar ao trabalho das mulheres, privilegiando a capacidade intelectual em detrimento da força física (Juhn et al. 2014). Ainda, segundo Acemoglu et al. (2004), se o trabalho feminino for um substituto imperfeito ao trabalho masculino, o comércio pode provocar a expansão nos setores intensivos em trabalho feminino e aumentar a remuneração nesse

setor. Sauré & Zoabi (2014) mostram, entretanto, que a migração de trabalho masculino atenua esse efeito.

Becker (1957), ao expor sua teoria da Economia da Discriminação, propõe que se um indivíduo tem preferência por discriminar, estará, no limite, reduzindo sua própria renda. Estará “agindo como se estivesse disposto a pagar alguma coisa por isso, para evitar a desutilidade de estar associado com certas pessoas” (Loureiro 2003). Ainda, segundo o autor, “custos mais altos e pressões competitivas eliminarão qualquer discriminação”. A construção do modelo de Becker pressupõe firmas com funções de produção homogêneas, ao passo que se as firmas discriminatórias venham a ser mais eficientes do que as que não discriminam, então mesmo em mercados competitivos poderá haver discriminação Goldberg (1982) apud Loureiro (2003).

Artecona & Cunningham (2002), ao estudarem os efeitos do aumento da participação mexicana no mercado internacional, encontraram dois resultados: o diferencial de salários entre homens e mulheres cresceu, mas, ao mesmo tempo, o componente de discriminação nesse diferencial caiu. Com maiores níveis de qualificação, em média, do que as mulheres, os homens mexicanos passaram a ser ainda mais bem pagos, fazendo aumentar a diferença entre os gêneros. Porém, esse aumento está baseado em maiores prêmios às suas habilidades. Os autores puderam perceber, também, menor discriminação do que no período anterior à entrada do México no GATT e, segundo eles, isso se deu pelo aumento na competitividade.

Similarmente, em outro estudo para a economia mexicana, Hazarika & Otero (2004) também apontam sinais de que o aumento da atividade comercial internacional, naquele país, contribuiu para que uma menor diferenciação salarial relacionada à discriminação de gênero se verificasse. Os autores afirmam que com a maior entrada de produtos importados no México entre os anos de 1987 e 1999, os setores industriais “não maquiladores”⁴ tornaram a pagar melhor suas funcionárias mulheres, ao passo que no setor maquilador, a diferença salarial ante os homens não se alterou tanto. Hazarika e Otero concluem, portanto, que o setor exportador se mostrou menos suscetível à contração da discriminação por competição do mercado internacional, ao passo que os setores que tiveram maior concorrência com as importações passaram a discriminar menos as mulheres.

Berik et al. (2004), ao trabalharem com dados de Taiwan e da Coreia do Sul, encontraram evidências de que o aumento da abertura comercial fez com que aumentasse o diferencial de salários entre homens e mulheres. Para Taiwan, os autores mostraram que uma maior abertura comercial implicou em perda de poder de barganha para as mulheres, com maior ênfase em setores mais concentrados. Com os dados da Coreia do Sul, os autores chegaram à conclusão de que uma leve redução nas exportações do país colocou as mulheres em posição menos desfavorável, de modo que a diferença salarial delas com os homens também diminuiu.

Menon & Van Der Meulen (2009), ao analisarem os efeitos de reformas em transações comerciais da Índia, no início dos anos de 1990, verificaram que a abertura comercial à qual o país se submeteu teve como consequência um crescimento no diferencial salarial entre homens e mulheres. As autoras en-

⁴O termo maquiladora faz referência a grande parte do setor exportador mexicano. Os não maquiladores, portanto, seriam a parte das firmas mexicanas voltadas mais para o mercado interno.

contraram evidências de que o aumento da abertura comercial em indústrias mais concentradas causou um favorecimento maior aos salários dos homens. Em vez de a competição do mercado internacional forçar as firmas a eliminar o custo incorporado à discriminação, o que se verificou conforme o estudo, foi novamente, perda de poder de barganha do emprego das mulheres.

Comparando a diferença salarial entre os gêneros entre 1976 e 1993 para os Estados Unidos, Black & Brainerd (2004) encontram resultados que acompanham a teoria prevista por Becker (1957). As autoras concluem que o aumento da competição advindo do comércio internacional contribuiu para o estreitamento na diferença salarial entre homens e mulheres, de modo que os salários das mulheres, nos setores industriais mais concentrados daquele país, se aproximaram mais aos valores com os quais eram pagos aos homens, de modo que “o comércio internacional pôde beneficiar as mulheres, reduzindo a capacidade das firmas em discriminar”.

Assim, os estudos referenciados até aqui mostram que, enquanto para os Estados Unidos houve sinais de que a exportação implicou em diminuição do diferencial salarial entre os gêneros, isso não se verificou quando analisadas as economias da Índia, da Coreia e de Taiwan e no caso mexicano.

Oostendorp (2009), ao analisar dados para mais de oitenta países, traz conclusões relevantes que, entretanto, não formam um consenso para a teoria econômica. Em seu trabalho, o autor concluiu que para países ricos, o comércio internacional contribui efetivamente para diminuição do diferencial salarial entre homens e mulheres. Para os países pobres, não houve evidências nesse sentido, e, então, o autor fez uso do trabalho de Boserup (1970) para uma possível explicação: para que o crescimento econômico faça diminuir o diferencial de salários entre gêneros, é preciso que, primeiro, tal economia atinja “a certain threshold”, ou seja, o estágio de desenvolvimento dos países menos ricos não torna possível que a contribuição do comércio internacional e que os efeitos econômicos por ele causado, se reflitam em uma diminuição da discriminação⁵.

Dessa forma, nota-se que, assim como propôs Goldberg (1982), salientado anteriormente, a possibilidade da heterogeneidade das firmas, produtividades distintas intrasetorialmente nas economias, pode ser um fator que permita que o proposto por Boserup (1970) se mantenha. Pode-se aceitar que países com menor grau de desenvolvimento econômico apresentem maior preponderância de setores econômicos menos homogêneos, que as firmas possuam funções de produção com menor grau de semelhança. Firms líderes nesses mercados, por exemplo, teriam condições de arcar com graus de discriminação mais acentuados se comparadas às seguidoras. A exportação dos produtos não configurará pressão sobre o processo produtivo se as firmas líderes obtiverem margem de lucro suficiente no mercado doméstico para arcar com os custos oriundos da exportação, por exemplo. Firms com nível de produtividade mais homogêneo, entretanto, acredita-se, estariam mais difundidas em mercados de maior grau de competição, e nestes, sim, arcar com os custos de discriminação pode ser um fator tão decisivo que tais firmas venham a ser eliminadas do processo econômico-produtivo. Países com maior nível de desenvolvimento apresentam maiores condições às suas firmas de se equiparem,

⁵Outra conclusão de Oostendorp (2009) é a de que quanto mais hábeis (*skilled*) os trabalhadores, menor a contribuição do aumento do comércio em diminuir o diferencial de salários entre gêneros.

maior acesso à mão de obra qualificada, acesso a crédito. Esses fatores todos podem facilitar um maior grau de homogeneidade do nível de produtividade intrasetorialmente.

Há, portanto, previsões de modelos teóricos que suportam tanto um impacto positivo quanto negativo do comércio internacional na desigualdade de gênero. Fundamentalmente, o modelo de Becker (1957) considera que os empregadores estão dispostos a pagar pelo “gosto pela discriminação”, o que explicaria o diferencial salarial de gênero. Nesse caso, os empregadores estariam dispostos a contratar menos mulheres que a quantidade que otimizaria os lucros, empregando mais homens com qualificação equivalente e salário superior. Quando a firma se expõe à competição do mercado exportador, a margem para esse tipo de perda diminui e a firma discriminadora pode ser dominada pelas firmas não discriminadoras. Em um nível de competição suficientemente elevado, as firmas discriminadoras acabam saindo do mercado ou deixando de incorrer nos custos discriminatórios para sobreviver. Assim, o comércio internacional teria um impacto negativo no diferencial salarial de gênero. Por outro lado, o comércio internacional pode aumentar o diferencial de salários em favor do homem. Isso ocorre em um quadro teórico em características de uma indústria acabam alocados grupos de trabalhadores em posições com baixo prestígio no ambiente de trabalho ocasionando uma menor capacidade de negociação por parte desse grupo. Nesse caso, a discriminação é utilizada como recurso de competição pelas firmas que podem se beneficiar de pagar salários menores às mulheres por estas apresentarem um baixo poder de barganha. Com a intensificação da competição devida ao comércio internacional, as mulheres podem ser ainda mais penalizadas pelo seu baixo poder de negociação (Berik et al. 2004, Menon & Van Der Meulen 2009). Dessa forma, os modelos teóricos citados suportam tanto o aumento quanto à diminuição da desigualdade de gênero devido ao comércio internacional, a verificação do sinal desse impacto torna-se assim uma questão empírica.

Outro aspecto importante encontrado na literatura econômica é a heterogeneidade do nível de desenvolvimento dos países parceiros comerciais. O estudo de De Loecker (2007) mostra que o prêmio à exportação a regiões desenvolvidas é maior, devido a efeitos de aprendizagem. Entretanto, Verardi & Wagner (2012) encontram maiores prêmios para firmas exportadoras alemãs que exportam para países localizados fora da zona euro, comparado com as firmas que exportam apenas para países da zona euro. Como a magnitude do prêmio à exportação varia com o nível de desenvolvimento do destino, investiga-se neste artigo se a repartição de gênero desse prêmio também varia.

Por tudo isso, coloca-se como objeto deste artigo analisar se o fato de trabalhar em firmas que exportam seus produtos determina uma relação com menor diferencial de salários entre homens e mulheres nas empresas brasileiras.

3 Dados e metodologia

O questionamento fundamental deste artigo é o de que a participação no mercado internacional (aqui analisada pela exportação de produtos) seja um fator que contribua para a alteração do diferencial de salários entre gêneros. Ainda, em se averiguando o destino de exportação, questiona-se também que, sendo

tal destino um país desenvolvido (tido, aqui, como de alta renda per capita), o grau de alteração da diferenciação salarial seja diferente.

Os dados utilizados nesta pesquisa são oriundos da base de dados RAIS (Relação Anual de Informações Sociais) do Ministério do Trabalho, juntamente com dados sobre exportação de empresas do Brasil, disponibilizados no site do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços, do ano de 2013⁶. Os dados da RAIS são identificados e as informações acerca das exportações das empresas foram vinculadas às da RAIS por meio do CNPJ e do estado de localização das companhias⁷. Foram consideradas firmas exportadoras aquelas que tiveram uma atividade de exportação registrada pelo Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços no ano de 2013. Reconhece-se aqui uma limitação do trabalho em corte transversal e com ausência de informações sobre o histórico de exportação das firmas, além das informações sobre o ano de 2013. Desta forma, o *status* de firma exportadora contempla diversos casos, com implicações diferentes, como firmas que exportaram apenas um ano e não sobreviveram à competição e firmas que exportam recorrentemente e consistentemente por diversos anos. Por outro lado, o *status* de firma não exportadora também contempla diversos casos, como a firma que nunca exportou, como a firma que não participou do mercado exportador apenas naquele ano. A alta volatilidade na entrada e saída de firmas no setor exportador gera um ruído nos resultados que pode enviesar os resultados, diminuindo o nível de significância dos coeficientes. Foram analisadas amostras separadas para o Brasil e para os vinte e seis Estados do Brasil, além da amostra do Distrito Federal. Em sua totalidade, compõem o estudo, dados de mais de setenta e cinco milhões de trabalhadores do setor formal do país.

Tabela 1: Distribuição do total de homens e mulheres nas amostras

	Total	%
Homens	44.136.726	58,54%
Mulheres	31.263.784	41,46%
Total	75.400.510	100,00%

A metodologia aplicada consiste em regressões econométricas com controles feitos por meio de variáveis binárias, com diferentes configurações em suas equações. Para o Brasil e cada uma das vinte e sete unidades da federação analisadas, foram efetuadas cinco análises no sentido de complementaridade entre elas, ou seja, de forma que o foco de cada uma delas seja verificar uma característica mais específica em relação à expressão imediatamente anterior.

Seguiu-se uma especificação minceriana baseada em Lemieux (2006). Assim, tendo sempre como variável dependente o logaritmo natural do salário dos trabalhadores, as cinco equações se diferenciam pelas variáveis independentes utilizadas e as formas de análise dessas. Na especificação (1) foi incluída uma variável binária caso o indivíduo seja mulher (M), ao passo que a

⁶Ano de análise limitado à disponibilidade de dados sobre exportações das empresas brasileiras, no site do Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços.

⁷Em caso de existência de filiais em um estado, utiliza-se a agregação das unidades por CNPJ mãe de 8 dígitos.

variável ME corresponde a uma interação entre a variável binária para categoria mulher (M) e o fato de esta trabalhar em firma que exporta seus produtos. Finalmente, u_1 é o termo aleatório.

Como variáveis de controles, seguiu-se Lemieux (2006) e foram incluídas variáveis individuais da RAIS identificada em todas as especificações. Assim, incluiu-se a idade (id) e idade ao quadrado (id^2) do trabalhador. Essas variáveis são importantes controles para a comparação *ceteris paribus* da diferença salarial de gênero, pois são aproximações da experiência profissional. Seguindo a literatura relacionada, assume-se que a experiência profissional tem impactos crescentes no salário, com incrementos decrescentes. A variável mc informa o número de meses consecutivos que o trabalhador está empregado na mesma empresa, como uma medida de antiguidade. Compõem ainda as variáveis de controle, aplicado por meio de variáveis binárias, referenciados pelo vetor φ nas expressões expostas. São variáveis controladas: o município da sede e a classe CNAE⁸ da empresa, o tipo de ocupação do emprego, a raça e anos de educação – por categorias – do trabalhador, além do tipo de vínculo do empregado com a empresa e o tipo de estabelecimento, conforme as definições determinadas pela própria RAIS. Como esses controles se dão por variáveis binárias, retira-se qualquer viés da estimação dos diferenciais de salário que sejam específicos ao município, ao setor e tipo de estabelecimento da firma, à ocupação, raça, anos de educação e tipo de vínculo do indivíduo. Todos os controles aplicados têm o propósito de mitigar um possível viés de variável omitida, mas não são variáveis de interesse deste trabalho. Dessa forma, eles foram omitidos das tabelas de resultados para que o foco seja dado nos diferenciais salariais de gênero.

$$\ln Sal_{HR_1} = \beta_1 id + \beta_2 id^2 + \beta_3 M + \beta_4 ME + \beta_5 E + \beta_6 mc + \varphi_1 + u_1 \quad (1)$$

Na equação (2), foi modificado somente um dos controles determinados no vetor φ : à variável ocupação, que sinaliza o cargo do trabalhador, foi submetida uma interação com a variável binária mulher (M). Nesse ponto, a tentativa é captar efeitos de *glass-ceiling*⁹. Ao incorporar essa interação, entende-se que o valor agora incorporado por β_3 passe a refletir um valor menos inflado, sem qualquer viés, de forma que a parte correspondente de efeito das ocupações serem diferentemente atribuídas entre homens e mulheres esteja sendo captada pelo controle modificado em φ , tornando o coeficiente da variável M mais preciso. Nesta especificação, u_2 é o termo aleatório.

$$\ln Sal_{HR_2} = \beta_1 id + \beta_2 id^2 + \beta_3 M + \beta_4 ME + \beta_5 E + \beta_6 mc + \varphi_2 + u_2 \quad (2)$$

Para as equações (3), (4) e (5), foram efetuadas modificações na interação ME exposta anteriormente. Para tal, é incorporada ao estudo a categorização de destinos de exportação, conforme classificação proposta pelo Banco Mundial¹⁰. A equação (3) inclui uma interação entre a variável binária M (mulher) e uma variável que captura o fato de a firma exportar produtos para países

⁸Classificação Nacional de Atividades Econômicas, do IBGE.

⁹Conhecido como teto de vidro, em Coelho et al. (2009), os autores estudaram o *glass-ceiling* na economia brasileira e encontraram resultados que demonstraram uma maior resistência para a mulher em obter promoções em suas carreiras se comparadas aos homens.

¹⁰World Bank Country and Lending Groups – categorias por renda.

que não sejam os determinados como de alta renda. Na expressão, essa variável binária (0 se a empresa exporta para países desenvolvidos e 1 se a firma não exporta para esta categoria de países), está exposta como $EsDes$. Portanto, a interação implementada nessa expressão corresponde a captar efeitos de exportação para quaisquer países que não os de mercados tidos como os mais exigentes.

Em (4), a interação proposta busca efeitos de haver entre os destinos de exportação pelo menos um país que conste como de maior nível de renda per capita. Assim, a variável $EDesM$ é uma interação entre o fato de o indivíduo ser mulher e sua empresa exportar para pelo menos um dos países que, teoricamente, proporcionam mercados mais exigentes.

A quinta análise especifica ainda mais os destinos da exportação. Nela são captadas firmas que exportam produtos somente para países que constam como os de maior renda. A observância simultânea de o indivíduo ser mulher e sua empresa exportar somente para países desenvolvidos está proposta na variável binária $ESomDesM$, em (5), a seguir. Nestas especificações, u_3 , u_4 e u_5 são, respectivamente, os termos aleatórios.

$$\begin{aligned} \ln Sal_H R_3 &= \beta_1 id + \beta_2 id^2 + \beta_3 M + \beta_4 EsDesM + \beta_5 E + \beta_6 mc \\ &+ \varphi_3 + u_3 \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \ln Sal_H R_4 &= \beta_1 id + \beta_2 id^2 + \beta_3 M + \beta_4 EDesM + \beta_5 E + \beta_6 mc \\ &+ \varphi_4 + u_4 \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \ln Sal_H R_5 &= \beta_1 id + \beta_2 id^2 + \beta_3 M + \beta_4 ESomDesM + \beta_5 E \\ &+ \beta_6 mc + \varphi_5 + u_5 \end{aligned} \quad (5)$$

4 Resultados

A Tabela 2 informa os resultados obtidos para a amostra do Brasil. Conforme estabelecidas, as equações da seção anterior determinam os trabalhadores homens que não exportam como categoria base. Os coeficientes apresentados são os valores médios de diferenciação da categoria base para cada característica analisada. Para a equação (1), temos os resultados expostos na primeira coluna. Pode-se afirmar, portanto, que, aos moldes do primeiro modelo, as mulheres que não participam do mercado exportador apresentam, em média, salários menores do que o dos homens que não exportam (11,80% a menos). Esse valor é calculado analisando-se o efeito do parâmetro encontrado para a variável binária Mulher.

A mulher que trabalha em firma que exporta seus produtos apresenta, em média, salário 9,2% maior que a mulher que trabalha em firma que não exporta. Ainda que o coeficiente para o fato de exportar seja positivo (0,149), é preciso notar o termo de interação entre exportar e ser mulher, que é negativo (-0,057) e anula parte do ganho pelo simples fato de exportar. Entretanto, as mulheres ganham 5,7% menos que os homens nas firmas exportadoras.

Tabela 2: Resultados dos cinco modelos para o Brasil

Brasil 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,118 (0,004)**		-0,123 (0,004)**	-0,120 (0,004)**	-0,123 (0,004)**
Exportação	0,149 (0,025)**	0,140 (0,024)**	0,132 (0,027)**	0,145 (0,024)**	0,134 (0,025)**
Mulher x Exportação	-0,057 (0,006)**	-0,030 (0,007)**			
Mulher x Exp. sem Desenvolvido			-0,077 (0,017)**		
Mulher x Exp. com Desenvolvido				-0,049 (0,024)**	
Mulher x Exp. somente Desenvolvido					-0,039 (0,016)*
Observações	60.847.978	60.847.978	60.847.978	60.847.978	4.707.975
R²	0,66	0,66	0,66	0,66	0,71

Nota: *p<0,05; **p<0,01. Erros robustos entre parênteses agrupados (*clustered*) por estado.

Assim, para o primeiro modelo, nota-se que as mulheres que estão colocadas em empresas não exportadoras apresentaram o menor salário médio. Em relação a esse grupo, as mulheres que trabalham em firmas exportadoras ganham 9,2% a mais e estão no segundo patamar de média salarial. Em seguida, os homens empregados às firmas que não exportam se colocam como a categoria que apresenta segunda maior média salarial (11,8% maior comparando-se com mulheres em firmas não exportadoras). Finalmente, o homem que trabalha em firma que exporta está, em média, apresentando os maiores salários médios (26,7% maiores comparando-se com mulheres em firmas não exportadoras).

O modelo proposto na equação (2) se propôs a captar efeitos de *glass-ceiling*, ao imputar uma interação entre o gênero mulher e as ocupações às quais estavam relacionadas. Assim, encontrou-se um coeficiente menor (em módulo) para a interação do gênero mulher e para o fato de essa trabalhar em firma que atua no comércio internacional. O valor encontrado informa que nas firmas exportadoras, em média, o salário das mulheres é menor que o salário dos homens em 2,3%.

O modelo exposto na equação (3) expõe o prêmio por exportar para países não pertencentes ao grupo dos mais desenvolvidos, incorporado ao salário das mulheres. Nota-se que o valor encontrado diminui ainda mais o ganho da mulher em trabalhar em firma que exporta para esses destinos (7,7%). Na configuração exposta em (4), o fato de exportar para pelo menos um país desenvolvido sem restringir o grupo dos subdesenvolvidos se coloca como uma característica melhor do que para apenas um deles. Notamos que o prêmio

Tabela 3: Resultados dos cinco modelos para o estado de São Paulo

São Paulo 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,121 (0,000)**		-0,126 (0,000)**	-0,123 (0,000)**	-0,127 (0,000)**
Exportação	0,202 (0,001)**	0,191 (0,001)**	0,188 (0,000)**	0,196 (0,001)**	0,186 (0,000)**
Mulher x Exportação	-0,052 (0,001)**	-0,023 (0,001)**			
Mulher x Exp. sem Desenvolvido			-0,103 (0,002)**		
Mulher x Exp. com Desenvolvido				-0,039 (0,001)**	
Mulher x Exp. somente Desenvolvido					-0,020 (0,001)**
Observações	21.534.055	21.534.055	21.534.055	21.534.055	21.534.055
R ²	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67

Nota: **p<0,01. Erros robustos entre parênteses.

por exportar para ambos os gêneros é maior (14,5%) e o diferencial salarial de gênero diminui, as mulheres ganham 4,9% a menos que os homens. O modelo (5) restringe a exportação apenas a países desenvolvidos e apresenta um prêmio menor à exportação para ambos os gêneros (13,4%) e um diferencial salarial de gênero em favor do homem igual a 3,9%.

O estado de São Paulo apresenta uma grande concentração econômica no Brasil. Em 2013, ano dos dados analisados, esse estado representou aproximadamente 1/3 do PIB brasileiro¹¹ e 1/5 da população brasileira¹². Devido à importância deste estado, escolheu-se reportar na Tabela 3 os resultados dos cinco modelos econométricos¹³ para esse estado, ainda que uma análise dos resultados do modelo (1) seja realizada adiante comparando-se todos os estados do Brasil.

A estimação para o estado de São Paulo do modelo (1) mostra que um termo de interação entre exportar e a variável binária Mulher indica que a mulher ganha 5,2% a menos que os homens nas firmas exportadoras. O prêmio à exportação para ambos os gêneros, entretanto, se mostra intenso, de modo que o fato de a firma exportar implica, em média, em um ganho salarial de 20,2%. Os prêmios ligados à exportação se mantiveram nesse patamar mais elevado, cerca de 5 pontos porcentuais (p.p.) maior que os prêmios obtidos para o Brasil, ao passo que os valores das interações da variável binária Mulher pelos diferentes destinos das exportações se comportaram de maneira distinta. O diferencial de gênero nas firmas exportadoras no estado de São Paulo obtido

¹¹A participação do estado de São Paulo no PIB brasileiro em 2013 foi de 32,1%. Fonte: [https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/9631-contas-regionais-de-2010-a-2013-pib-do-mato-grosso-acumula-a-maior-alta-21-9-entre-todos-os-estados#:text=Os%20cinco%20maiores%20estados%2C%20S%C3%A3o,ter%C3%A7os%20da%20economia%20do%20pa%C3%ADs](https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-sala-de-imprensa/2013-agencia-de-noticias/releases/9631-contas-regionais-de-2010-a-2013-pib-do-mato-grosso-acumula-a-maior-alta-21-9-entre-todos-os-estados#:text=Os%20cinco%20maiores%20estados%2C%20S%C3%A3o,ter%C3%A7os%20da%20economia%20do%20pa%C3%ADs.). Acessado em 13/10/2020.

¹²A participação do estado de São Paulo na população brasileira é de 21,9%. Fonte: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/6579>. Acessado em 13/10/2020.

¹³As estimações dos cinco modelos estão disponíveis no Apêndice deste artigo.

na coluna (1) é de 5,2%, comparável ao do Brasil. Esse diferencial também segue o padrão de ter uma magnitude decrescente nas colunas (3), (4) e (5), mas com uma amplitude maior, 10,3%, 3,9% e 2%, respectivamente. Ou seja, comparativamente ao Brasil, a mulher é mais penalizada em relação ao homem no setor exportador em São Paulo quando a firma exporta para países não desenvolvidos (coluna 3) e menos penalizada quando a firma exporta apenas para países desenvolvidos (coluna 5). Aqui se nota uma influência positiva do destino de exportação ser um país desenvolvido. Percebe-se que as firmas que exportam para destinos somente do grupo subdesenvolvido apresentaram o diferencial mais desfavorável às mulheres, enquanto a presença de destinos desenvolvidos arrefeceu bastante a diferença.

Além disso, e conforme posto anteriormente, o prêmio ligado ao simples fato de a firma ser exportadora na casa dos 20% para os cinco modelos acaba determinando que trabalhar em firma exportadora está, independentemente do destino das exportações, relacionado a maiores salários para as mulheres, em comparação aos salários das mulheres em firmas não exportadoras. Pode-se verificar, adicionalmente, que mulheres em firmas exportadoras, para todos os modelos (1), (4) e (5), para o estado de São Paulo, em média, apresentam maiores salários do que os homens trabalhadores de firmas não exportadoras. Para o modelo (3), a diferença é de 8,5%, em média.

Analisando-se agora o diferencial salarial do mercado não exportador, o estado de São Paulo também apresentou uma situação na qual a mulher ganha menos do que o homem, com coeficientes similares àqueles das estimações para o Brasil. As trabalhadoras que não estão vinculadas a firmas exportadoras ganham entre 12,1% e 12,7% a menos que os homens em São Paulo, enquanto esse diferencial variou de 11,8% a 12,3% para o Brasil.

A metodologia apresentada foi aplicada às vinte e sete amostras diferentes¹⁴, sendo cada uma referente a um estado do Brasil, além do DF. A tabela a seguir demonstra os resultados para todos os estados¹⁵ nos modelos (1), (3), (4) e (5). Os valores indicam a diferença do salário médio da mulher que trabalha em firma exportadora em comparação ao homem que trabalha em firma também exportadora, para os diferentes tipos de destino de exportação analisados.

A Tabela 4 mostra que para muitas das regiões analisadas, não há indício de que participar da força de trabalho de firmas exportadoras amenize o diferencial de salário das mulheres. Os valores dispostos na coluna DNE reportam o diferencial salarial entre gêneros entre os não exportadores obtidos no modelo (1). Como se nota, a maioria dos resultados apresentados indicou um aumento no diferencial quando medidos os efeitos das exportações. Para uma melhor visualização desses resultados e uma análise comparativa do modelo econométrico (1) entre os estados brasileiros, a Figura 1 mostra os diferenciais de salários comparando-se quatro categorias. As mulheres que trabalham em firma não exportadora formam a categoria de referência; nesse gráfico, o salário médio delas é normalizado ao valor zero e as diferenças de salário das outras categorias são medidas em relação a essa categoria. As outras três categorias são: homens que trabalham em firma não exportadora, mulheres que

¹⁴Os resultados encontrados para a análise de cada estado e do Distrito Federal, realizada neste artigo, se encontram no Apêndice.

¹⁵Foram deixados espaços em branco na tabela para os coeficientes não significativos estatisticamente.

Tabela 4: Mulheres em firmas exportadoras versus homens em firmas exportadoras

Estado	Diferencial entre Mulher e Homens				DNE
	(1)	(3)	(4)	(5)	
SP	-5,20%	-10,30%	-3,90%	-2,00%	-12,10%
MG	-8,70%	-9,80%	-7,70%	-9,90%	-11,90%
RJ	-0,80%	-4,00%	-0,50%		-10,30%
PR	-5,10%	-3,80%	-4,70%	-3,20%	-11,50%
RS	-5,50%	-3,80%	-5,30%	-8,50%	-11,30%
SC	-3,80%	-3,60%	-3,30%	-4,40%	-11,60%
BA	-2,80%	-3,80%	-2,60%	-2,90%	-8,40%
PE	-7,20%		-7,30%	-6,20%	-7,80%
GO	-5,70%	-10,50%	-4,00%		-12,30%
CE	-1,10%	-5,60%	-0,70%	-3,20%	-7,90%
DF	15,90%	-40,00%	16,00%	28,10%	-8,90%
PA		-6,60%		-0,70%	-8,20%
ES	-7,80%	-3,30%	-7,80%	-10,60%	-10,10%
MT	-5,10%	-17,80%	-4,30%	-1,00%	-12,90%
MS	-5,20%	-2,30%	-5,20%	-4,20%	-13,30%
MA	-9,00%		-17,20%	-18,00%	-7,10%
AM	-4,40%	-12,30%	-3,60%	-3,10%	-7,80%
PB	-3,90%	-7,30%	-3,80%	-2,70%	-6,60%
RN				-3,90%	-9,90%
AL	-15,20%	-20,00%	-15,10%	-9,40%	-7,20%
PI	-5,70%		-5,40%	-7,40%	-6,80%
RO	2,90%	12,50%			-15,80%
SE		-15,90%	3,40%	9,30%	-7,30%
TO	11,10%	-6,31%	11,20%	14,10%	-9,30%
AC	-6,40%	-8,60%			-5,10%
AP	-14,60%		-14,80%	-6,30%	-6,30%
RR			18,40%		-4,60%

trabalham em firma exportadora e homens que trabalham em firma exportadora. As linhas mostram o diferencial de salários entre homens e mulheres em dois casos: em firmas que não exportam e em firmas que exportam.

Com raras exceções (Piauí e Alagoas), as mulheres que trabalham em firma não exportadora apresentam o menor nível médio de salário, denotando duas “penalizações”: uma referente ao gênero feminino e outra referente ao setor não exportador. Em seguida, em linha com os resultados agregados, o grupo com o segundo pior salário médio é o das mulheres que trabalham em firma exportadora, com um salário médio 8% maior. Isso representa um prêmio à exportação de 8% entre as mulheres. Esse prêmio é suficientemente importante para fazer o salário dessas mulheres se equiparar ao dos homens que trabalham em firma não exportadora (o terceiro grupo com o pior salário médio), pois eles ganham em média 9% a mais que a categoria de referência. Em alguns estados, o salário médio das mulheres que trabalham em firma exportadora ultrapassa o salário médio dos homens que trabalham em firma não exportadora. Isso ocorre com maior frequência nas regiões menos desenvolvidas do país, esse é o caso em 10 entre 20 estados das regiões Norte, Nor-

deste e Centro-Oeste: Amazonas, Roraima, Amapá, Tocantins, Maranhão, Rio Grande do Norte, Paraíba, Sergipe, Bahia e Distrito Federal. Nas regiões Sudeste e Sul, isso ocorre em apenas dois dos sete estados: São Paulo e Rio de Janeiro. Finalmente, a categoria dos homens que trabalham em firma exportadora tem o maior salário médio, 22% superior ao da categoria de referência, o que representa um prêmio à exportação de 13% entre os homens. Apenas três estados são exceção: Tocantins, Piauí, Alagoas e Distrito Federal. De uma forma concisa, mesmo comparando-se mulheres com mulheres e homens com homens, o comércio aumenta o salário das mulheres, mas aumenta ainda mais o salário dos homens.

Quando comparamos homens e mulheres, o diferencial salarial de gênero é maior (em favor dos homens) nas firmas exportadoras (linha tracejada na Figura 1) do que nas firmas não exportadoras (linha contínua). Apenas Roraima, Tocantins, Rio Grande do Norte, Sergipe e Distrito Federal não seguem essa tendência. Em média, o diferencial salarial de gênero em firmas exportadoras é de 12,7%, enquanto o diferencial salarial em favor dos homens em firmas não exportadoras é de 9,3%. Dessa forma, o comércio internacional exacerba a desigualdade salarial de gênero já existente no setor não exportador.

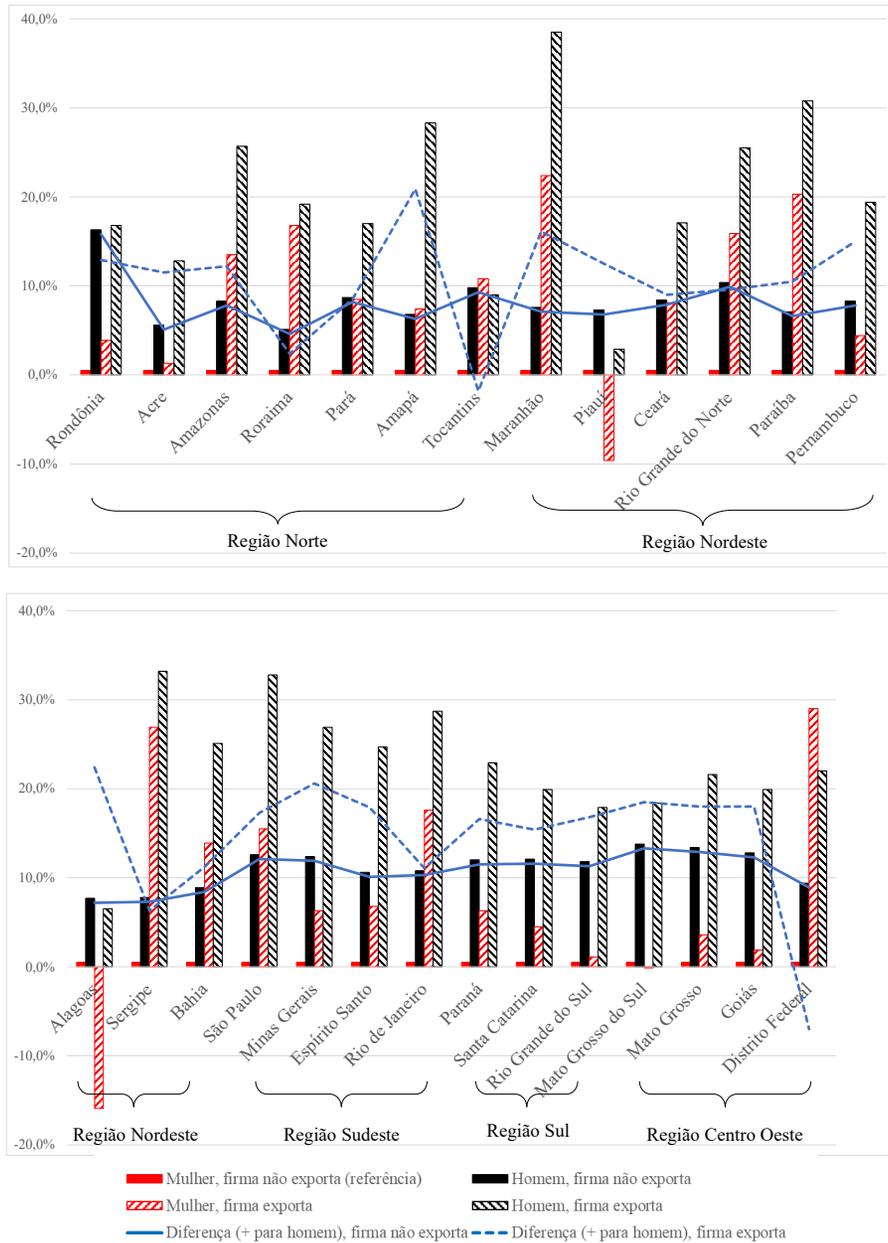
O comércio internacional apresenta impacto ambíguo e difuso na condição salarial da mulher no Brasil. Por um lado, a mulher que trabalha no setor exportador ganha mais que a mulher que trabalha no setor não exportador, melhorando a situação da mulher em termos absolutos. Esse avanço é maior nas regiões menos desenvolvidas Norte, Nordeste e Centro-Oeste (9,7%) e menor nas regiões mais ricas Sudeste e Sul (8,3%). Por outro lado, ele aumenta a desigualdade salarial de gênero em favor do homem no setor exportador, piorando a situação relativa da mulher quando comparado com o setor não exportador. Essa piora é menos acentuada nos estados do Norte, Nordeste e Centro-Oeste, onde as firmas exportadoras apresentam em média um diferencial de gênero em favor do homem 2,7 p.p. superior ao das firmas não exportadoras, e é ainda mais pronunciado nos estados das regiões Sudeste e Sul, onde as firmas exportadoras apresentam em média um diferencial de gênero em favor do homem 5,3 p.p. superior ao das firmas não exportadoras. Em outras palavras, as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste oferecem às mulheres maiores benefícios em termos absolutos e menores penalizações em termos relativos.

Esse resultado comparativo entre regiões brasileiras pode servir de subsídio à formulação de políticas públicas que relacionem o diferencial de gênero ao comércio internacional. O estímulo à importação a firmas existentes, ou a implantação de firmas exportadoras nas regiões menos desenvolvidas do Norte, Nordeste e Centro-Oeste, propiciam uma melhor condição salarial à mulher, seja por ganhar mais em termos absolutos ou por ter um menor diferencial salarial em relação ao homem. Evidentemente, apesar de original, este é apenas um aspecto entre outros fatores importantes como o desenvolvimento local e a desigualdade nacional.

5 Conclusões

No presente artigo, buscou-se analisar o impacto do comércio internacional no diferencial de salários entre gêneros no Brasil. Para tanto, estipulou-se uma série de regressões que incorporavam diferentes configurações para analisar

Figura 1: Diferencial salarial de gênero nos estados brasileiros



as variáveis em estudo. Fez-se uso de dados da RAIS e da SECEX para o ano de 2013.

Primeiramente, analisou-se a influência da exportação no diferencial de salários. Verificou-se que, para o Brasil como um todo e para a grande maioria das regiões analisadas, a exportação não se configurou como uma característica favorável às trabalhadoras, de forma que o diferencial de salários ficou ainda mais significativo. Somente para quatro unidades da federação (do total de vinte e sete), encontrou-se um diferencial arrefecido pelo fato de a firma exportar, se comparado à situação das mulheres que trabalham em firmas não exportadoras, comparativamente aos homens dessas mesmas firmas. Para o Distrito Federal e para o Tocantins, inclusive, o sinal do diferencial inverteu (analisando-se empregados de firmas exportadoras), significando uma posição favorável à mulher em comparação ao homem, em termos de salários médios.

Esse resultado é robusto ao detalhamento dos tipos de destinos na análise. Mesmo as funcionárias que trabalhavam em firmas exportadoras para países com maior grau de desenvolvimento ganham menos do que os homens.

Em suma, esses resultados estão de acordo com o proposto por Oostendorp (2009). Não sendo o Brasil um país rico, e estes, em sua análise, não apresentam evidência de que a exportação haja como um fator que comprima o diferencial salarial existente entre os gêneros, havendo, portanto, similaridade com o resultado aqui apresentado. Assim como o exposto para o caso mexicano, para Taiwan e a Coreia do Sul, e como para o estudo apresentado para a economia indiana, a participação das firmas brasileiras no comércio internacional acentuou o diferencial de salários, indicando que as mulheres podem estar sendo segregadas e penalizadas por uma situação vulnerável de barganha.

Pode-se notar uma dinâmica distinta entre a exportação para países desenvolvidos se compararmos o resultado apresentado para o Brasil com o de São Paulo. A interação da variável binária Mulher com o destino de exportação país desenvolvido apresentou o menor patamar de diferencial de salários para o estado de São Paulo. Assim, pode-se levantar a hipótese de que as firmas situadas no estado paulista estão sujeitas a uma maior uniformidade de níveis de produtividade. O grau de concentração dessas firmas em seus setores específicos também pode ter um papel importante nesses resultados e podem ser explorados, a fim de testar-se o mecanismo presente em Berik et al. (2004), Menon & Van Der Meulen (2009) e também em Black & Brainerd (2004). Esses argumentos se destacam como pontos de partida em uma próxima abordagem empírica nesse tema.

Outras possibilidades para futuras pesquisas incluem a análise do diferencial em si e aspectos da presença de *glass-ceiling*, pois, como aqui se mostrou, a incorporação de uma interação entre o fato de a trabalhadora ser mulher e o cargo por ela ocupado fez o grau de impacto do gênero no salário ficar menor.

Referências Bibliográficas

- Acemoglu, D., Autor, D. H. & Lyle, D. (2004). Women, war, and wages: the effect of female labor supply on the wage structure at midcentury. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 112, p. 497-551.

Arruda, E. F., Bastos, R. F. S., Guimarães, R. D. B. & Irffi, R. G. (2013). Efeitos assimétricos da abertura comercial sobre o nível de renda dos Estados brasileiros. *Economia*, Curitiba, v. 14, p. 497-519.

Artecona, R. & Cunningham, W. (2002). *Effects of trade liberalization on the gender wage gap in Mexico*. Washington, DC: World Bank. (Working Paper Series n. 34144).

Becker, G. S. (1957). *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.

Berik, G., Van Der Meulen, R. Y. & Zveglic, J. E. (2004). International trade and gender wage discrimination: evidence from East Asia. *Review of Development Economics*, Hoboken, v. 8, p. 237-254.

Black, S. E. & Brainerd, E. (2004). Importing equality? The impact of globalization on gender discrimination. *ILR Review*, New York, v. 57, p. 540-559.

Boserup, E. (1970). *Woman's Role in Economic Development*. New York :St. Martin's Press.

Castilho, M., Menéndez, M. & Sztulman, A. (2012). Trade liberalization, inequality, and poverty in Brazilian States. *World Development*, Amsterdam, v. 40, p. 821-835.

Coelho, D., Fernandes, M. & Foguel, M. N. (2009). *Capital estrangeiro e diferenciais de gênero nas promoções: evidências da indústria de transformação brasileira*. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. (Texto de Discussão do IPEA n. 1447).

De Loecker, J. (2007). Do exports generate higher productivity? Evidence from Slovenia. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 73, p. 69-98.

Duflo, E. (2003). Grandmothers and granddaughters: old-age pensions and intrahousehold allocation in South Africa. *World Bank Economic Review*, Washington, v. 17, p. 1-25.

Duflo, E. (2012). Women empowerment and economic development. *Journal of Economic Literature*, Nashville, v. 50, p. 1051-1079.

Duflo, E. & Udry, C. (2004). *Intrahousehold resource allocation in Cote d'Ivoire: social norms, separate accounts and consumption choices*. Cambridge: National Bureau of Economic Research. (NBER Working Papers n. 10498).

Ferreira, F. H. G., Leite, P. G. & Wai-Poi, M. (2007). *Trade liberalization, employment flows, and wage inequality in Brazil*. Washington, DC: World Bank. (Working Paper Series n. 4108).

Ferreira Filho, J. B. S. & Horridge, M. J. (2006). Economic integration, poverty and regional inequality in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 60, p. 363-387.

Goldberg, M. S. (1982). Discrimination, nepotism, and long-run wage differentials. *Quarterly Journal of Economics*, Cambridge, v. 97, p. 307-319.

Gonzaga, G., Menezes Filho, N. & Terra, C. (2006). Trade liberalization and the evolution of skill earnings differentials in Brazil. *Journal of International Economics*, Amsterdam, v. 68, p. 345-367.

Hazarika, G. & Otero, R. (2004). Foreign trade and the gender earnings differential in urban Mexico. *Journal of Economic Integration*, Seoul, v. 19, p. 353-373.

Juhn, C., Ujhelyi, G. & Villegas-Sanchez, C. (2014). Men, women, and machines: how trade impacts gender inequality. *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 106, p. 179-193.

Kenney, C. T. (2006). The power of the purse: allocative systems and inequality in couple households. *Gender & Society*, Thousand Oaks, v. 20, p. 354-381.

Lemieux, T. (2006). The "Mincer Equation" thirty years after schooling, experience, and earnings. In: Grossbard, S. (org.) *Jacob Mincer: A Pioneer of Modern Labor Economics*. Berlin: Springer. p. 127-145.

Loureiro, P. R. A. (2003). Uma resenha teórica e empírica sobre economia da discriminação. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 57, p. 125-157.

Melitz, M. J. (2003). The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity. *Econometrica*, New Haven, v. 71, p. 1695-1725.

Menon, N. & Van Der Meulen, R. Y. (2009). International trade and the gender wage gap: new evidence from India's manufacturing sector. *World Development*, Amsterdam, v. 37, p. 965-981.

Oostendorp, R. H. (2009). Globalization and the gender wage gap. *World Bank Economic Review*, Washington, v. 23, p. 141-161.

Pavcnik, N., Blom, A., Goldberg, P. & Schady, N. (2004). Trade liberalization and industry wage structure: evidence from Brazil. *World Bank Economic Review*, Washington, v. 18, p. 319-344.

Sauré, P. & Zoabi, H. (2014). International trade, the gender wage gap and female labor force participation. *Journal of Development Economics*, Amsterdam, v. 111, p. 17-33.

Tai, S. H. T. & Bagolin, I. P. (2019). Regional differences in the gender earnings gap in Brazil: development, discrimination, and inequality. *Developing Economies*, Hoboken, v. 57, p. 55-82.

United Nations Development Programme (2017). *Africa Human Development Report 2016*. New York: Africa Human Development Report.

Verardi, V. & Wagner, J. (2012). Productivity premia for German manufacturing firms exporting to the euro-area and beyond: first evidence from robust fixed effects estimations. *World Economy*, Hoboken, v. 35, p. 694-712.

World Bank (2020). *Women and Trade*. Washington, DC: World Bank.

Apêndice A

Tabela A.1: Resultados dos cinco modelos para o Acre

Acre 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,051 (0,002)**		-0,051 (0,002)**	-0,051 (0,002)**	-0,051 (0,002)**
Mulher * Export.	-0,064 (0,018)**	-0,05 (0,019)**			
Export.	0,072 (0,011)**	0,07 (0,011)**	0,074 (0,011)**	0,06 (0,010)**	0,061 (0,010)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,086 (0,019)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				0,026 -0,043	
R ²	0,78	0,79	0,78	0,78	0,78
N	180140	179930	180140	180140	180140

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.2: Resultados dos cinco modelos para o Alagoas

Alagoas 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,072 (0,002)**		-0,076 (0,002)**	-0,072 (0,002)**	-0,076 (0,002)**
Mulher * Export.	-0,152 (0,006)**	-0,084 (0,008)**			
Export.	-0,012 (0,003)**	-0,02 (0,003)**	-0,031 (0,003)**	-0,012 (0,003)**	-0,022 (0,003)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,2 (0,085)*		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,151 (0,006)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,094 (0,008)**
R ²	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67
N	702677	702428	702677	702677	702677

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.3: Resultados dos cinco modelos para o Amazonas

Amazonas 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,078 (0,001)**		-0,083 (0,001)**	-0,08 (0,001)**	-0,082 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,044 (0,003)**	-0,039 (0,004)**			
Export.	0,174 (0,003)**	0,171 (0,003)**	0,16 (0,003)**	0,17 (0,003)**	0,162 (0,003)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,123 (0,010)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,036 (0,003)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,031 (0,004)**
R ²	0,71	0,71	0,71	0,71	0,71
N	943940	943694	943940	943940	943940

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.4: Resultados dos cinco modelos para o Amapá

Amapá 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,063 (0,003)**		-0,064 (0,003)**	-0,063 (0,003)**	-0,064 (0,003)**
Mulher * Export.	-0,146 (0,028)**	-0,092 (0,035)**			
Export.	0,215 (0,023)**	0,201 (0,024)**	0,178 (0,022)**	0,215 (0,023)**	0,19 (0,023)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,029 -0,173		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,148 (0,028)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,063 (0,031)*
R ²	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77
N	176587	176410	176587	176587	176587

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.5: Resultados dos cinco modelos para a Bahia

Bahia 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,084 (0,001)**		-0,085 (0,001)**	-0,084 (0,001)**	-0,085 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,028 (0,002)**	-0,039 (0,003)**			
Export.	0,162 (0,003)**	0,164 (0,003)**	0,156 (0,002)**	0,16 (0,002)**	0,158 (0,002)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,038 (0,007)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,026 (0,002)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,029 (0,004)**
R ²	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69
N	3358927	3358679	3358927	3358927	3358927

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.6: Resultados dos cinco modelos para o Ceará

Ceará 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,079 (0,001)**		-0,08 (0,001)**	-0,079 (0,001)**	-0,08 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,011 (0,002)**	-0,052 (0,003)**			
Export.	0,087 (0,002)**	0,101 (0,002)**	0,084 (0,002)**	0,084 (0,002)**	0,088 (0,002)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,056 (0,006)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,007 (0,002)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,032 (0,003)**
R ²	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67
N	2191931	2191670	2191931	2191931	2191931

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.7: Resultados dos cinco modelos para o Distrito Federal

Distrito Federal 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,089 (0,001)**		-0,081 (0,001)**	-0,089 (0,001)**	-0,092 (0,001)**
Mulher * Export.	0,159 (0,004)**	-0,053 (0,006)**			
Export.	0,126 (0,006)**	0,231 (0,006)**	0,207 (0,005)**	0,126 (0,006)**	0,147 (0,005)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,4 (0,070)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				0,16 (0,004)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					0,281 (0,004)**
R ²	0,80	0,80	0,80	0,80	0,80
N	1789898	1789629	1789898	1789898	1789898

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.8: Resultados dos cinco modelos para o Espírito Santo

Espírito Santo 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,101 (0,001)**		-0,104 (0,001)**	-0,101 (0,001)**	-0,103 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,078 (0,004)**	-0,057 (0,004)**			
Export.	0,141 (0,003)**	0,134 (0,003)**	0,117 (0,003)**	0,14 (0,003)**	0,133 (0,003)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,033 (0,016)*		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,078 (0,004)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,106 (0,005)**
R ²	0,70	0,71	0,70	0,70	0,70
N	1522386	1522142	1522386	1522386	1522386

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.9: Resultados dos cinco modelos para Goiás

Goiás 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,123 (0,001)**		-0,126 (0,001)**	-0,124 (0,001)**	-0,127 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,057 (0,002)**	-0,043 (0,003)**			
Export.	0,071 (0,002)**	0,07 (0,002)**	0,062 (0,002)**	0,063 (0,002)**	0,054 (0,002)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,105 (0,006)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,04 (0,002)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,001 -0,004
R ²	0,64	0,64	0,64	0,64	0,64
N	2411971	2411724	2411971	2411971	2411971

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.10: Resultados dos cinco modelos para o Maranhão

Maranhão 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,071 (0,001)**		-0,072 (0,001)**	-0,071 (0,001)**	-0,072 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,09 (0,009)**	-0,066 (0,011)**			
Export.	0,309 (0,009)**	0,299 (0,010)**	0,285 (0,009)**	0,324 (0,010)**	0,318 (0,010)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,009 -0,013		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,172 (0,013)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,18 (0,014)**
R ²	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68
N	999259	999009	999259	999259	999259

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.11: Resultados dos cinco modelos para Minas Gerais

Minas Gerais 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,119 (0,000)**		-0,123 (0,000)**	-0,12 (0,000)**	-0,123 (0,000)**
Mulher * Export.	-0,087 (0,001)**	-0,057 (0,002)**			
Export.	0,145 (0,001)**	0,136 (0,001)**	0,124 (0,001)**	0,139 (0,001)**	0,129 (0,001)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,098 (0,003)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,077 (0,001)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,099 (0,002)**
R ²	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69
N	7969240	7969064	7969240	7969240	7969240

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.12: Resultados dos cinco modelos para o Mato Grosso do Sul

Mato Grosso do Sul 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,133 (0,001)**		-0,138 (0,001)**	-0,134 (0,001)**	-0,137 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,052 (0,003)**	-0,07 (0,004)**			
Export.	0,046 (0,003)**	0,05 (0,003)**	0,031 (0,003)**	0,044 (0,003)**	0,033 (0,003)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,023 (0,007)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,052 (0,003)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,042 (0,007)**
R ²	0,70	0,71	0,70	0,70	0,70
N	1032381	1032135	1032381	1032381	1032381

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.13: Resultados dos cinco modelos para o Mato Grosso

Mato Grosso 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,129 (0,001)**		-0,132 (0,001)**	-0,13 (0,001)**	-0,133 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,051 (0,003)**	-0,05 (0,004)**			
Export.	0,082 (0,003)**	0,083 (0,003)**	0,075 (0,003)**	0,08 (0,003)**	0,072 (0,003)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,178 (0,013)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,043 (0,003)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,01 (0,003)**
R ²	0,62	0,62	0,62	0,62	0,62
N	1387171	1386924	1387171	1387171	1387171

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.14: Resultados dos cinco modelos para o Pará

Pará 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,082 (0,001)**		-0,082 (0,001)**	-0,082 (0,001)**	-0,083 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,003 (0,004)**	0,035 (0,005)**			
Export.	0,083 (0,003)**	0,072 (0,003)**	0,083 (0,003)**	0,083 (0,003)**	0,067 (0,003)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,066 (0,021)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,001 (0,004)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					0,07 (0,006)**
R ²	0,72	0,72	0,72	0,72	0,72
N	1606803	1606533	1606803	1606803	1606803

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.15: Resultados dos cinco modelos para a Paraíba

Paraíba 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,066 (0,001)**		-0,067 (0,001)**	-0,066 (0,001)**	-0,067 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,039 (0,004)**	-0,056 (0,006)**			
Export.	0,237 (0,005)**	0,243 (0,005)**	0,228 (0,004)**	0,236 (0,005)**	0,23 (0,005)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,073 (0,028)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,038 (0,004)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,027 (0,010)**
R ²	0,66	0,67	0,66	0,66	0,66
N	865659	865423	865659	865659	865659

Nota: *p<0,05; **p<0,01. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.16: Resultados dos cinco modelos para Pernambuco

Pernambuco 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,078 (0,001)**		-0,081 (0,001)**	-0,078 (0,001)**	-0,08 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,072 (0,003)**	-0,083 (0,004)**			
Export.	0,111 (0,003)**	0,114 (0,003)**	0,083 (0,002)**	0,111 (0,003)**	0,1 (0,003)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,011 -0,013		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,073 (0,003)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,062 (0,004)**
R ²	0,68	0,68	0,68	0,68	0,68
N	2538556	2538317	2538556	2538556	2538556

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.17: Resultados dos cinco modelos para o Piauí

Piauí 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,068 (0,001)**		-0,068 (0,001)**	-0,068 (0,001)**	-0,068 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,057 (0,013)**	-0,062 (0,014)**			
Export.	-0,044 (0,011)**	-0,044 (0,011)**	-0,069 (0,008)**	-0,046 (0,011)**	-0,038 (0,010)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,093 -0,063		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,054 (0,013)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,074 (0,014)**
R ²	0,72	0,73	0,72	0,72	0,72
N	583265	583046	583265	583265	583265

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.18: Resultados dos cinco modelos para o Paraná

Paraná 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,115 (0,001)**		-0,122 (0,000)**	-0,117 (0,001)**	-0,122 (0,000)**
Mulher * Export.	-0,051 (0,001)**	-0,043 (0,001)**			
Export.	0,109 (0,001)**	0,106 (0,001)**	0,095 (0,001)**	0,106 (0,001)**	0,095 (0,001)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,038 (0,003)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,047 (0,001)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,032 (0,003)**
R ²	0,69	0,70	0,69	0,69	0,69
N	4897982	4897792	4897982	4897982	4897982

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.19: Resultados dos cinco modelos para o Rio de Janeiro

Rio de Janeiro 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,103 (0,000)**		-0,103 (0,000)**	-0,103 (0,000)**	-0,103 (0,000)**
Mulher * Export.	-0,008 (0,002)**	0,004 -0,002			
Export.	0,179 (0,001)**	0,175 (0,001)**	0,177 (0,001)**	0,178 (0,001)**	0,177 (0,001)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,04 (0,006)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,005 (0,002)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,002 -0,002
R ²	0,71	0,71	0,71	0,71	0,71
N	6722688	6722522	6722688	6722688	6722688

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.20: Resultados dos cinco modelos para o Rio Grande do Norte

Rio Grande do Norte 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,099 (0,001)**		-0,099 (0,001)**	-0,099 (0,001)**	-0,099 (0,001)**
Mulher * Export.	0,003 -0,005	-0,004 -0,007			
Export.	0,151 (0,004)**	0,15 (0,004)**	0,152 (0,004)**	0,15 (0,004)**	0,144 (0,004)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,025 -0,026		
Mulher * Exp. Com Desenv.				0,004 -0,005	
Mulher * Exp. Somente Des.					0,039 (0,006)**
R ²	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70
N	863746	863520	863746	863746	863746

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.21: Resultados dos cinco modelos para Rondônia

Rondônia 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,158 (0,002)**		-0,158 (0,002)**	-0,157 (0,002)**	-0,157 (0,002)**
Mulher * Export.	0,029 (0,005)**	0,067 (0,006)**			
Export.	0,005 -0,004	-0,005 -0,005	0,006 -0,004	0,012 (0,004)**	0,013 (0,004)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			0,125 (0,011)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				0,005 -0,005	
Mulher * Exp. Somente Des.					0,014 -0,015
R ²	0,61	0,61	0,61	0,61	0,61
N	555904	555654	555904	555904	555904

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.22: Resultados dos cinco modelos para Roraima

Roraima 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,046 (0,003)**		-0,046 (0,003)**	-0,046 (0,003)**	-0,046 (0,003)**
Mulher * Export.	0,022 -0,059	-0,011 -0,061			
Export.	0,141 (0,022)**	0,139 (0,023)**	0,145 (0,022)**	0,139 (0,023)**	0,143 (0,022)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,037 -0,076		
Mulher * Exp. Com Desenv.				0,184 (0,032)**	
R ²	0,76	0,77	0,76	0,76	0,76
N	129474	129284	129474	129474	129474

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.23: Resultados dos cinco modelos para o Rio Grande do Sul

Rio Grande do Sul 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,113 (0,001)**		-0,122 (0,000)**	-0,114 (0,001)**	-0,12 (0,000)**
Mulher * Export.	-0,055 (0,001)**	-0,034 (0,001)**			
Export.	0,061 (0,001)**	0,051 (0,001)**	0,038 (0,001)**	0,059 (0,001)**	0,052 (0,001)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,038 (0,004)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,053 (0,001)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,085 (0,002)**
R ²	0,71	0,71	0,70	0,70	0,70
N	4707975	4707796	4707975	4707975	4707975

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.24: Resultados dos cinco modelos para Santa Catarina

Santa Catarina 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,116 (0,001)**		-0,122 (0,001)**	-0,117 (0,001)**	-0,121 (0,001)**
Mulher * Export.	-0,038 (0,001)**	-0,025 (0,001)**			
Export.	0,078 (0,001)**	0,073 (0,001)**	0,066 (0,001)**	0,074 (0,001)**	0,068 (0,001)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,036 (0,003)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,033 (0,001)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,044 (0,002)**
R ²	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67
N	3518879	3518697	3518879	3518879	3518879

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.25: Resultados dos cinco modelos para o Sergipe

Sergipe 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,073 (0,002)**		-0,072 (0,002)**	-0,074 (0,002)**	-0,074 (0,002)**
Mulher * Export.	0,01 -0,006	0,018 (0,008)*			
Export.	0,254 (0,006)**	0,251 (0,007)**	0,262 (0,005)**	0,243 (0,006)**	0,221 (0,007)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,159 (0,013)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				0,034 (0,006)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					0,093 (0,008)**
R ²	0,77	0,77	0,77	0,77	0,77
N	551151	550908	551151	551151	551151

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.26: Resultados dos cinco modelos para São Paulo

São Paulo 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,121 (0,000)**		-0,126 (0,000)**	-0,123 (0,000)**	-0,127 (0,000)**
Mulher * Export.	-0,052 (0,001)**	-0,023 (0,001)**			
Export.	0,202 (0,001)**	0,191 (0,001)**	0,188 (0,000)**	0,196 (0,001)**	0,186 (0,000)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,103 (0,002)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				-0,039 (0,001)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					-0,02 (0,001)**
R ²	0,67	0,67	0,67	0,67	0,67
N	21534055	21533958	21534055	21534055	21534055

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

Tabela A.27: Resultados dos cinco modelos para o Tocantins

Tocantins 2013	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mulher	-0,093 (0,002)**		-0,087 (0,002)**	-0,093 (0,002)**	-0,092 (0,002)**
Mulher * Export.	0,111 (0,006)**	0,082 (0,008)**			
Export.	-0,008 -0,006	0,011 -0,007	0,061 (0,005)**	-0,008 -0,006	-0,020 (0,006)**
Mulher * Exp. Sem Desenv.			-0,631 (0,071)**		
Mulher * Exp. Com Desenv.				0,112 (0,006)**	
Mulher * Exp. Somente Des.					0,141 (0,007)**
R ²	0,710	0,710	0,710	0,710	0,710
N	381320	381128	381320	381320	381320

Nota: **p<0,01. *p<0,05. Erros robustos entre parênteses.

