

DETERMINANTES DO DIFERENCIAL DE ACESSO DE HOMENS E MULHERES NO MERCADO DE TRABALHO FORMAL NO BRASIL

Taynnara Rodrigues Alves dos Santos¹, Wiron José Saraiva Matos²,
Francisco Carlos da Cunha Cassuce³

Resumo: Este trabalho analisa a decomposição de probabilidade de inserção de homens e mulheres no mercado de trabalho para o ano de 2015. Os dados são provenientes da PNAD, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, em sua base de microdados para 2015. Utilizou-se o modelo de escolha qualitativa *Probit* que resulta na probabilidade de um indivíduo estar inserido no mercado de trabalho de acordo com as suas características individuais. A partir daí foi realizada a Decomposição de Fairlie, que permite comparar como as características individuais afetam de forma diferente o fato de homens e mulheres estarem inseridos no mercado. Como principais resultados tem-se que as variáveis que mais explicaram o diferencial de ingresso feminino foram educação e experiência, sendo ambas, características produtivas. Já para o diferencial de ingresso masculino a principal variável foi referente ao indivíduo ser a pessoa de referência no domicílio. Tais resultados indicam que as mulheres precisam mais que compensar suas características produtivas em relação aos homens, para terem a mesma chance de acesso ao mercado formal de trabalho.

Palavras-chave: Mercado de trabalho; Gênero; Participação no mercado de trabalho; Decomposição de Fairlie.

DETERMINANTS OF THE ACCESS DIFFERENTIAL OF MEN AND WOMEN IN THE FORMAL LABOR MARKET IN BRAZIL

Abstract: This paper analyzes the probability of insertion of men and women in the labor market for the year 2015. The data come from the PNAD, Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios, in its microdatabase for 2015. It was used the qualitative choice model *Probit* that results in the probability of an individual being inserted in the job market according to their individual characteristics. From that point on Fairlie Decomposition was carried out, which allows comparing how individual characteristics affect differently the fact that men and women are inserted in the market. The main results are that the variables that most explained the differential of female enrollment were education and experience, both of which were productive characteristics. For the male admission differential, the main variable was referring to the individual being the reference person in the

1 Bacharel em Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa (UFV).

2 Mestrando em Políticas Públicas e Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal de Viçosa (UFV).

3 Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV) e Professor Associado da UFV.

household. These results indicate that women need more than to compensate their productive characteristics in relation to men, in order to have the same chance of access to the formal labor market.

Keywords: Labor market; Genre; Participation in the labor market; Fairlie decomposition.

1. Introdução

Em setembro de 2015, a Organização das Nações Unidas definiu os Objetivos de Desenvolvimento Sustentável. Foram criados 17 objetivos, sendo eles metas para tornar a vida das pessoas mais digna e igualitária ao redor do globo. O quinto dos objetivos listados é alcançar a igualdade de gênero e empoderar todas as mulheres e meninas. Na Agenda 2030, para o Desenvolvimento Sustentável⁴, a Organização das Nações Unidas (ONU, 2015) apresenta que, a efetivação desse objetivo contribui para o progresso de todas as metas, tendo em vista que não é possível que se alcance o potencial humano e o desenvolvimento sustentável se para metade das pessoas do globo são negados seus plenos direitos humanos e oportunidades.

De acordo com o relatório “Perspectivas sociais e de emprego no mundo”, da Organização Internacional do Trabalho (OIT, 2018), na projeção brasileira para o ano de 2017, 78,2% dos homens fariam parte do mercado de trabalho, enquanto que apenas 56% das mulheres estariam inseridas, ou seja, uma desigualdade de 22,2 pontos percentuais. Ainda segundo OIT (2018) as mulheres sofrem diferenciação no mercado de trabalho, seja no aspecto da inserção, da remuneração e da qualidade do trabalho.

No mesmo relatório, a OIT traz a informação de que em todo o mundo as mulheres não apenas são afetadas pela menor probabilidade de participar do mercado, como também são mais suscetíveis ao desemprego que os homens. Segundo as projeções do relatório, esse comportamento permanecerá estável, ou seja, não há grandes perspectivas de melhora.

No Quadro 1, apresenta-se o diferencial na taxa de participação no mercado de trabalho para cor e gênero. Para todas as categorias de cor e idade, os homens participam mais intensamente no mercado de trabalho. De acordo com o IBGE, em seu estudo de estatística de gênero⁵, a carga de trabalho feminina é, em média, maior que a masculina em 3 horas semanais (levando-se em conta a dupla jornada de trabalho), ou seja, as mulheres realizariam suas atividades profissionais e ainda seriam responsáveis pelo trabalho doméstico desenvolvido ao final do dia em suas residências. Apesar de trabalharem mais horas e terem maior nível de estudo a remuneração não é condizente. Os salários femininos são em média 76,5% dos salários masculinos.

4 ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. **Transformando Nosso Mundo: A Agenda 2030 para o Desenvolvimento Sustentável**. Disponível em <<https://nacoesunidas.org/pos2015/agenda2030/>> Acesso em: 28/07/2018

5 INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Mulher estuda mais, trabalha mais e ganha menos que homem. Disponível em: <<https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/20234-mulher-estuda-mais-trabalha-mais-e-ganha-menos-do-que-o-homem.html>>. Acesso em 29/06/2018

A partir da análise do cenário apresentado a seguir, o presente trabalho pretende detalhar a diferença no acesso ao mercado de trabalho formal, ou seja, compreender como características individuais como cor, raça, idade, faixa de renda, número de filhos e características produtivas afetam homens e mulheres a serem admitidos em uma vaga de emprego formal, além de verificar a existência de distorção entre as probabilidades de acesso.

Quadro 1- Taxa de participação na força de trabalho para pessoas de 15 anos ou mais de idade, na semana de referência, por sexo, com indicação do coeficiente de variação, segundo cor ou raça e grupos de idade - 2012

Grupos de Idade	Taxa de participação na força de trabalho					
	Total		Sexo			
			Homens		Mulheres	
	Média	CV (%)	Média	CV (%)	Média	CV (%)
15 anos ou mais	62,7	0,2	74,7	0,2	51,7	0,4
15 a 24 anos	56,7	0,5	65,1	0,5	48,2	0,8
Branços						
15 anos ou mais	63,2	0,3	74,7	0,3	53,1	0,5
15 a 24 anos	59,0	0,7	65,7	0,8	52,4	1,1
Pretos ou pardos						
15 anos ou mais	62,3	0,3	74,9	0,3	50,3	0,5
15 a 24 anos	55,0	0,6	64,7	0,7	44,8	1,0

Fonte: IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios Contínua, 2012, consolidado de primeiras entrevistas.

Optou-se por trabalhar com a inserção de mulheres e homens no mercado formal. Segundo Ulyseia (2005), a definição de estar inserido no mercado formal estaria atrelada à posse da carteira nacional de trabalho assinada, tendo em vista que essa é uma exigência da legislação trabalhista brasileira. Ainda de acordo com a autora, o setor formal, além de estar sob a regulação das leis, oferece maior prêmio pelo investimento em educação.

Finalmente, alguns resultados encontrados na literatura reforçam a visão tradicional do setor informal como um setor desprotegido e gerador de postos de trabalho de baixa qualidade. Amadeo et al. (2000), utilizando dados longitudinais da PME para as seis principais regiões metropolitanas brasileiras, encontram uma taxa de rotatividade no emprego assalariado informal que é três ou quatro vezes maior do que a já elevada taxa de rotatividade do setor formal. Na mesma direção, Barros e Varandas (1987) mostram que os empregos sem carteira de trabalho assinada são mais fáceis de encontrar, porém menos duradouros — os autores estimam que sua duração média corresponde a menos da metade da duração de um emprego formal. Da mesma forma, Curi e Menezes Filho (2004) mostram que a taxa de permanência no emprego sem carteira é substancialmente inferior às taxas de permanência no emprego com carteira e no trabalho por conta própria (ULYSSEA, 2006, p. 600)

Levando o emprego como um fator empoderador e redutor de desigualdades, o seguinte trabalho realizou a sua análise no mercado formal, por este oferecer maior segurança e empregos de maior qualidade.

O presente trabalho contribui para a literatura tendo em vista que utiliza um método diferenciado para a análise de inserção de homens e mulheres no mercado de trabalho, que é a decomposição de Fairlie. Parte da literatura é focada na taxa de participação da força de trabalho (número de homens e mulheres atuantes no mercado formal) ou na diferenciação salarial, onde é amplamente utilizada a decomposição de Oaxaca-Blinder. Considerando o método de Fairlie é possível decompor um modelo não linear de probabilidade sendo possível indicar os principais fatores que explicam a diferença de acesso no mercado de trabalho formal considerando a questão de gênero.

O objetivo geral do trabalho é estudar a inserção de homens e mulheres no mercado de trabalho formal brasileiro. O objetivo específico consiste em analisar como características distintas afetam o diferencial de acesso de homens e mulheres no mercado de trabalho formal brasileiro.

Na próxima seção, encontra-se a revisão de literatura dividida em dois tópicos, sendo o primeiro a contribuição de outros autores na temática da diferenciação de gênero no acesso ao mercado de trabalho e o segundo como algumas variáveis afetam homens e mulheres a serem admitidos na atividade laboral.

2. Revisão de literatura

2.1 A desigualdade de gênero no mercado de trabalho formal brasileiro

O desafio de se ingressar no mercado de trabalho formal afeta as mulheres de maneira distinta que aos homens. O gênero feminino historicamente assumiu o papel de cuidado do lar, responsável pela manutenção doméstica e por prover auxílio aos outros membros da família. O fato anterior, junto com o número de filhos, escolaridade, etnia e idade afetam a forma como o mercado de trabalho encara as mulheres, sendo barreiras para a admissão no emprego.

Um dos fatores vistos como empecilho para a participação da mulher no emprego é o do papel social imposto ao gênero, no que diz respeito a ser cuidadora dos demais membros da família e responsável pelo trabalho doméstico. Essa característica é uma barreira à entrada da mulher no mercado. De acordo com Bruschini (2000), o patriarcalismo remete o papel das mulheres às atividades domésticas, as posicionando em uma condição secundária, reduzindo a sua participação e competitividade no mercado de trabalho. Segundo Guedes (2010), a realidade que desnaturaliza esse papel do cuidado possui um processo mais lento do que a própria aceitação que o sustento do lar não é exclusivamente masculino. Isso quer dizer que há uma maior concordância que a mulher participe no mercado de trabalho do que os homens participem das atividades domésticas.

Guedes ainda afirma que nessa situação as mulheres assumem uma dupla jornada, que faz com que as mesmas busquem empregos mais flexíveis (empregos com menos de 40

horas semanais) e, portanto, não competem diretamente com os homens nas suas vagas de emprego.

De acordo com Lima et al. (2015), a questão das mulheres se dividirem em trabalho produtivo (emprego) e reprodutivo (atividade doméstica) pode ser atenuado aumentando-se os anos de estudo. Contudo, é importante ressaltar que considerando indivíduos de gênero diferentes e com a mesma quantidade em anos de estudo e executando a mesma função, observa-se diferencial de rendimentos no mercado de trabalho.

Entretanto, nem mesmo o fato de as trabalhadoras disporem de credenciais de escolaridade superiores aos seus colegas de trabalho se reverte em ganhos compatíveis. De acordo com dados do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos – Dieese –, nos cargos de nível superior, a diferença de remuneração entre homens e mulheres ainda é bastante grande: em 2010, elas recebiam o equivalente a 63,8% do salário deles, menos que em 2000, quando esse percentual era de 65,2%. No cômputo geral, as mulheres ganhavam o equivalente a 75,7% do salário dos homens, contra 73,6%, em 2000, e 79,8%, em 2009 (NEVES, 2013, p. 26).

Scorzafave e Menezes – Filho (2006) também afirmam que o fator que mais explica o aumento das mulheres no mercado de trabalho é a escolaridade. Em sua pesquisa, que ao invés de analisar os setores em que a participação feminina se intensificou, a atenção ficou para captar as características socioeconômicas das mulheres participantes do mercado de trabalho, foi possível concluir que no período de 1982 a 2002 aumentou-se mais expressivamente a participação de mulheres brancas, casadas, entre 25 e 44 anos de idade e de 4 a 11 anos de estudo.

Segundo Neves (2013), a participação feminina tem se tornado mais expressiva nos últimos anos na ocupação das vagas de emprego formal protegido e qualificado, porém o mesmo comportamento acontece com as vagas mais precárias e mal remuneradas como cargos de empregada doméstica e no setor rural, onde no caso das pessoas destinadas à primeira função citada atuam majoritariamente mulheres.

Neves (2013) apresenta dados que mostram o crescimento da mão de obra feminina. A PEA (População Economicamente Ativa) das mulheres no ano de 1976 correspondia à apenas 29%, sendo que no ano de 2009 já havia alcançado 52,7%. Também é ressaltado o aumento da escolaridade e a diminuição da fecundidade.

2.2 Variáveis que afetam a inserção no mercado de trabalho

A literatura que aborda o gênero no mercado de trabalho, seja esta a respeito da remuneração ou da ocupação, traz uma série de variáveis que explicam a discriminação. Diversas destas variáveis também são relevantes no que diz respeito ao processo de inserção de indivíduos no emprego. As variáveis em questão são: ser ou não chefe de família, gênero, escolaridade, número de filhos, idade, cônjuge e o fator racial.

Montali (2004) apresenta a questão da posição do indivíduo na família no que diz respeito ao trabalho, sendo que, o componente “estar disponível para o mercado de trabalho” sofre influência de uma hierarquia doméstica. Um indivíduo na mesma família não substitui plenamente o outro no encontro do emprego e nas responsabilidades com o

lar. Sendo assim, é importante ter em vista o fato se o indivíduo estudado é considerado a pessoa de referência em sua família.

O autor ainda complementa afirmando que usualmente a função de chefe de família tende a ser atribuída aos homens, dada à divisão sexual do trabalho, restando à mulher o ambiente familiar. Entretanto, esse papel vem sofrendo alteração nos últimos anos, com a maior taxa de participação feminina nas atividades laborais.

Ainda em Montali (2004), surge na apresentação dos dados que a participação dos chefes de família, sendo estes homens ou mulheres fica em torno de 48% dos ocupados e que entre os anos de 1992 e 2000 a participação dos cônjuges aumenta de 2% para 20% dos ocupados. A partir dos anos 1990 a mulher que não é casada aumenta a sua importância no que diz respeito à carga do rendimento familiar, tendo em vista que os filhos nesse período não elevam expressivamente sua ajuda financeira em casa.

Segundo Montali (2006), houve um incremento na inserção de cônjuges femininos e mulheres chefes de família sem cônjuge, no mercado de trabalho entre 1990 e 2003 na região metropolitana de São Paulo. Tal rearranjo na participação das mulheres no mercado se deve ao desemprego que fora acentuado nos anos noventa. Apesar das rendas familiares terem diminuído com essa situação, em relação à condição anterior, foi impedido um maior empobrecimento que seria causado às famílias afetadas pelo desemprego.

Outro fator de importância é o número de filhos. Scorzafave e Menezes - Filho (2001) apresentam que o número de filhos afeta a participação feminina no mercado de trabalho, sendo a idade deles outro ponto que requer atenção. Crianças menores afetam negativamente as chances da mãe se lançar ao mercado de trabalho, por serem mais dependentes. Entretanto, a partir dos onze anos de idade já não se tornam empecilho, não causando impacto contrário. Cunha e Vasconcelos (2016) apontam que a redução da taxa de fecundidade explica, em parte, o aumento da participação da mulher no mercado de trabalho. Já os homens por sua vez, por normalmente assumir o papel de sustento do lar, tendem a aumentar sua probabilidade de ocupação quando a sua prole aumenta, apresentando um comportamento contrário ao feminino.

Lethelier (1999) afirma que o mercado de trabalho tem demandado uma mão de obra mais escolarizada, porém, não necessariamente, o aumento do estudo se constitui como fundamental para desempenhar as funções demandadas pelo posto de trabalho, mas sim, para competir em melhores condições para o emprego, sendo assim um fator importante na inserção. O fato de a escolaridade afetar positivamente o ingresso de pessoas no mercado de trabalho está relacionado com a questão do aumento da produtividade. Mesmo que os anos de estudos a mais não ofereçam alguma habilidade técnica específica para a pessoa se inserir no emprego, permite um trabalhador mais instruído e com possibilidades menores de cometer erros.

Em princípio, o aumento da escolaridade deve melhorar as condições de inserção, seja de obter uma ocupação, principalmente se o ensino médio for concluído, seja de aumentar o rendimento do trabalho, já que os retornos à educação permanecem fortes. Evidências recentes mostram que, embora o prêmio salarial associado aos ciclos mais baixos de educação – 4 e 8 anos de estudos completos – venha declinando nos últimos 15 a 20 anos, o que é compatível com a demanda por mão-de-obra crescentemente qualificada, ainda

ocorrem ganhos importantes mesmo para aqueles que completam oito anos de estudo, em torno de 15%, em relação àqueles que completaram apenas 4 anos de estudo (ROCHA, 2008, p. 539).

No que diz respeito à questão racial no ingresso no emprego, Cacciamali e Hirata (2005), em seu estudo da influência de raça e gênero na obtenção de renda, feito para os estados de São Paulo e da Bahia, concluem que em todas as características utilizadas como controle na análise, a mulher negra é quem sofre mais intensamente com o diferencial de acesso, sendo que o homem branco em todas as análises se posiciona como o menos discriminado, e a mulher branca e o homem negro trocam posição de acordo com o fator de controle.

Cambota e Pontes (2007) apresentam que mulheres sofrem diferenciação em relação aos homens no mercado e isso se agrava para níveis mais altos de escolaridade, ou seja, segundo os autores o mercado de trabalho nacional pode estar impedindo mulheres de atingirem cargos mais elevados dentro do mercado, sendo assim mais difícil alcançar um posicionamento mais equitativo em relação aos homens.

Chahad (2003), em um estudo para a região metropolitana de São Paulo a partir dos anos 1990, aponta o comportamento da participação no mercado de alguns atributos pessoais. Ocorrendo em baixas taxas, o crescimento da ocupação não permitiu que uma alteração das características da população ocupada fosse evidenciada. No período estudado, houve aumento da participação feminina, dos cônjuges, dos adultos e indivíduos com ensino médio e em contrapartida, jovens entre 10 e 17 anos e analfabetos tiveram redução na sua participação no mercado. Uma das explicações para a redução de menores no mercado é a legislação contra trabalho infantil que incentiva que as crianças fiquem na escola. No caso dos indivíduos pouco educados, seu aproveitamento em quanto à mão de obra reduziu em detrimento das novas necessidades do mercado, que necessita de trabalhadores mais bem instruídos.

Segundo Kreling (2005), devido a alterações do comportamento das taxas de natalidade e mortalidade, a população tem sofrido envelhecimento, o que tem afetado a composição do mercado de trabalho, podendo ser observado que é crescente a participação da mulher com maior idade na população economicamente ativa feminina.

Em relação à participação do idoso no mercado de trabalho, Kreling (2016), em um estudo para a região metropolitana de Porto Alegre, apresenta que a participação de adultos maiores de 60 anos no mercado de trabalho tem se dado em ocupações mais precárias, tanto para homens, quanto para mulheres, sendo aceitas devido à necessidade do indivíduo em complementar a aposentadoria e ajudar nas despesas domésticas. A precarização do trabalho do idoso possui relação com o comportamento da variável experiência. Inicialmente, a experiência é um fator que afeta a inserção no mercado de trabalho e torna um indivíduo mais competitivo para ocupar vagas de maior qualidade. Entretanto, essa relação chega a um ponto de inflexão afetando de maneira negativa a presença do indivíduo no emprego, tendo em vista que o ganho de idade, a partir de certo ponto, reduz a produtividade do trabalhador.

3. Procedimento Metodológicos

Como o intuito deste trabalho é analisar as distorções entre os gêneros feminino e masculino no acesso ao mercado de trabalho, primeiramente se faz necessário estudar como algumas variáveis afetam a probabilidade de emprego dos indivíduos. Para isso foi utilizado o modelo *Probit*.

O *Probit* é um modelo binário, ou seja, um modelo em que Y é uma variável explicada de resposta 0 ou 1. De acordo com Carvalho e Waltemberg (2015), esse método de análise qualitativa utiliza a função de distribuição acumulada normal.

No modelo foi estimado o impacto de variáveis de características individuais, locais e de região nas probabilidades de acesso ao mercado de trabalho formal. O acesso ao emprego será representado por uma variável dependente que mostra se o indivíduo está inserido no mercado formal ou não. Abaixo a equação (1) apresenta o modelo *Probit*:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 gen_i + \beta_2 exp_i + \beta_3 exp2_i + \beta_4 casal_i + \beta_5 crianca_i + \beta_6 fund_i + \beta_7 medio_i + \beta_8 superior_i + \beta_9 rm_i + \beta_{10} urb_i + \beta_{11} r_uf_i + \beta_{12} cor_i \quad (1)$$

Os β_j ($j = 1, 2, 3, \dots, n$) são os parâmetros estimados do *Probit*. A variável Y_i é binária e assume valor 1 se o indivíduo está ocupado no mercado formal e 0, caso contrário (considerou-se mercado formal aquele que provém emprego com carteira assinada). A

variável gen_i refere-se à variável dicotômica gênero, que assume valor 1 para indivíduos

do gênero masculino e 0 para pessoas do gênero feminino. A variável exp_i corresponde a variável experiência que é uma *Proxy* gerada a partir da idade do indivíduo, sendo subtraídos os seus anos de estudo menos o número seis, tal variável foi definida de acordo

com a definição de Mincer (1974). A $exp2_i$ corresponde à experiência ao quadrado. Se

o indivíduo vive com companheiro, $casal_i$ assume valor 1, caso não viva, assume 0. Se

houver criança menor de 10 anos na família $crianca_i$ apresenta valor 1, caso existam apenas adultos, ou crianças com idade superior a 10 anos, o valor apresentado é 0. As

variáveis $fund_i$, $medio_i$ e $superior_i$ são *dummies* de escolaridade, sendo sem

instrução o nível de escolaridade $base_i$. A variável rm_i é dicotômica e apresenta valor 1 se o indivíduo vive em região metropolitana e 0 caso contrário. Se a pessoa mora em zona

urbana variável urb_i apresenta valor 1, na situação da pessoa viver em área o rural o valor 0

é assumido. Por fim, a variável r_uf_i corresponde à renda da unidade da federação em que o indivíduo vive, a finalidade da inserção dessa variável diz respeito ao nível de atividade econômica no estado.

De acordo com a literatura apresentada na seção 2.2, espera-se que as variáveis exp_i , $fundamental_i$, $medio_i$, $superior_i$, rm_i , urb_i , r_uf_i , gen_i , $casal_i$ apresentem valor positivo na probabilidade de acesso no mercado formal de trabalho. Da variável $crianca_i$ por sua vez, espera-se um impacto negativo. A variável $exp2_i$ é a mesma variável que exp_i , apresentando essa uma relação parabólica com a probabilidade do indivíduo estar inserido, pois até certo ponto, possuir experiência eleva as chances de ingresso no emprego, porém apenas até um ponto de inflexão e partir deste a relação se torna negativa.

A estimação do modelo apresentado na equação (1) possibilita a identificação das principais variáveis capazes de influenciar a inserção de homens e mulheres no mercado de trabalho, assim como definir a probabilidade de ingresso dadas as características dos indivíduos. Contudo, os resultados do modelo *Probit* não indicam a contribuição de cada variável sobre a diferença de probabilidade de acesso ao mercado formal de trabalho considerando o gênero do indivíduo.

Análises semelhantes são comuns para definir os determinantes do diferencial de rendimentos entre pessoas dos sexos masculino e feminino. Neste caso, é extensamente utilizada a decomposição de *Oaxaca-Blinder*. Entretanto, essa decomposição é aplicada a modelos lineares, o que não é o caso para modelos *Probit*. Sendo assim, o presente trabalho utilizará a Decomposição de Fairlie. O uso deste método contribui para a literatura sobre acesso de homens e mulheres ao mercado formal de trabalho, tendo em vista que ainda não foi utilizado com esse intuito.

3.1 Decomposição de Fairlie⁶

Segundo Fairlie (2003), uma equação não linear da forma $Y = F(\bar{X} \hat{\beta})$ teria sua decomposição descrita pela equação (2):

$$\bar{Y}^m - \bar{Y}^f = \left[\sum_{i=1}^M \frac{F\left(X_i^m \hat{\beta}^m\right)}{N^m} - \sum_{i=1}^F \frac{F\left(X_i^f \hat{\beta}^m\right)}{N^f} \right] + \left[\sum_{i=1}^F \frac{F\left(X_i^f \hat{\beta}^m\right)}{N^f} - \sum_{i=1}^M \frac{F\left(X_i^f \hat{\beta}^f\right)}{N^f} \right] \quad (2)$$

Na equação (2) \bar{Y}^m e \bar{Y}^f são as probabilidades médias de pessoas do gênero masculino e feminino acessarem o mercado de trabalho, respectivamente. O diferencial dessa probabilidade é definido por distribuições normais representadas pelas funções $F(\bullet)$. O tamanho da amostra para homens e mulheres é representado por N^m e N^f . Ao

6 Esta seção é fortemente baseada em Carazza e Silveira Neto (2017).

contrário da decomposição de Oaxaca-Blinder, na equação (2) \bar{Y} não é idêntica a $F\left(\bar{X} \hat{\beta}\right)$. As características de homens e mulheres são representadas, respectivamente, por X^m e X^f .

Assim como em Oaxaca-Blinder, $\hat{\beta}^m$ e $\hat{\beta}^f$ são os vetores de parâmetros estimados, respectivamente para pessoas do gênero masculino e feminino, pela equação (1) (*Probit*).

O primeiro termo em parênteses, do lado direito da igualdade, apresentado na equação (2), expõe a contribuição das variáveis explicativas, inseridas no modelo da equação (1) excluindo a variável gênero, de homens e mulheres ingressarem no mercado de trabalho. De acordo com Santos (2012), a contribuição conjunta das variáveis independentes do modelo de probabilidade depende do cálculo do conjunto de duas probabilidades preditas e da diferença entre as médias desses dois valores.

O segundo termo entre parênteses, na equação (2), corresponde à parte que é responsável pelas diferenças nas chances de ingresso no mercado de trabalho, para pessoas dos gêneros feminino e masculino, provenientes de variáveis não observadas. Esse segundo termo indicaria a diferenciação de acesso ao mercado e parte dessa diferenciação pode ser proveniente de uma possível discriminação, por exemplo, (uma provável variável não observada na equação (1)). O modelo da equação (2) gera o que é conhecido, no caso do presente trabalho, como modelo de coeficientes para pessoas do gênero masculino.

Outra expressão igualmente válida é apresentada pela equação (3).

$$\bar{Y}^m - \bar{Y}^f = \left[\sum_{i=1}^{\bar{N}} \frac{F\left(X_i^m \hat{\beta}^f\right)}{N^m} - \sum_{i=1}^{\bar{N}} \frac{F\left(X_i^f \hat{\beta}^f\right)}{N^f} \right] + \left[\sum_{i=1}^{\bar{N}} \frac{F\left(X_i^m \hat{\beta}^m\right)}{N^m} - \sum_{i=1}^{\bar{N}} \frac{F\left(X_i^m \hat{\beta}^f\right)}{N^m} \right] \quad (3)$$

A equação (3) é conhecida como modelo de coeficientes para pessoas do gênero feminino. Considerando o lado direito da igualdade, o primeiro termo em colchetes utiliza como pesos os coeficientes estimados do modelo *Probit* (equação (1)) valendo-se apenas da amostra de pessoas do gênero feminino. Já o segundo termo em colchetes apresenta como pesos os coeficientes estimados pelo modelo *Probit* com amostra de homens.

O lado direito das equações (2) e (3) representa a diferenciação total da contribuição de homens e mulheres, considerando todas as variáveis (observadas ou não) para a distorção no acesso ao mercado formal de trabalho. As contribuições individuais para a discrepância do acesso ao mercado de cada argumento da equação (1) poderiam ser calculadas na medida em que se assume que $N^m = N^f$ e que há uma correspondência de acesso ao mercado de um pra um entre homens e mulheres. Neste caso, utilizara-se um modelo *Probit* para

uma amostra conjunta Pooled (gerando coeficientes $\hat{\beta}^*$) para pessoas do gênero masculino e feminino. Como exemplo, considere a contribuição isolada da variável cor (C_i)

para explicar as diferenças de acesso entre homens e mulheres no mercado de trabalho, apresentada na equação (4).

$$\frac{1}{N^f} \sum_{i=1}^{N^f} F \left(\hat{\alpha}^* + C_i^m \hat{\beta}_{C_i}^* + X_n^m \hat{\beta}_n^* \right) - F \left(\hat{\alpha}^* + C_i^f \hat{\beta}_{C_i}^* + X_n^m \hat{\beta}_n^* \right) \quad (4)$$

Na equação (4), X_n^m é o conjunto de variáveis explicativas contidas na equação (1), exceto a cor_i (C_i). Perceba que a contribuição da cor_i para o diferencial de acesso ao mercado de trabalho é dada variando apenas essa característica para homens e mulheres, mantidas as demais constantes.

Tal expressão pode apresentar resultados distintos devido ao fato da ordem de inserção das variáveis serem diferentes. Os parâmetros de controle em ambas as partes da equação também são alterados.

Segundo Carazza e Neto (2017), a decomposição calcula a diferença das variáveis dependentes das características produtivas de dois grupos, sendo neste trabalho o de homens e mulheres, em função de suas disparidades com respeito às variáveis explicativas e de efeitos de variáveis não observadas. Ainda segundo os autores, a decomposição permite estimar de maneira individual a contribuição das variáveis independentes. A decomposição realiza combinação *one to one* de dois grupos. Os grupos formados são de homens e mulheres, o grupo de homens é ligeiramente mais numeroso que o feminino. “As contribuições separadas das variáveis independentes ou do grupo de variáveis independentes podem ser sensíveis à ordenação das variáveis” (CARAZZA E NETO (2007, p. 20)). Por esse motivo é realizada a ordenação randomizada. Os resultados da ordem reversa devem ser semelhantes ao do *Pooled* inicial, indicando a robustez das estimativas.

3.2 Fonte de dados

A base de dados utilizada na realização do presente trabalho é a de microdados da Pesquisa Nacional de Amostra de Domicílios (PNAD), do IBGE para o ano de 2015. A escolha do ano se deu por ser a base mais recente disponibilizada pelo IBGE. A pesquisa fornece informações socioeconômicas investigando temas como população, habitação, rendimentos e trabalho, sendo realizada anualmente (CIRINO, 2008).

A faixa de idade levada em consideração da construção amostra foi entre 16 e 65 anos de idade, que é a faixa de idade da população economicamente ativa. As pessoas com idade superior ou inferior ao intervalo apresentado foram excluídas da amostra, de acordo com Cirino e Lima (2011), tratam-se das idades mínimas para trabalho e aposentadoria na legislação brasileira.

O emprego no mercado formal foi definido pela presença de carteira de trabalho assinada seja o trabalhador doméstico ou não. Entretanto, servidores públicos e militares não foram mantidos na amostra, tendo em vista que seus processos de admissão se dão

por provas e concursos, reduzindo a interferência de suas características pessoais em sua probabilidade inserção no emprego.

De acordo com Hoffmann e Ney (2008), ao eliminar as caudas da distribuição de renda consegue-se eliminar as pessoas extremamente pobres e as muito ricas. Com isso, busca-se evitar subestimações ou aproximações fora da realidade. Rocha (2003) ressalta a questão da subestimação no caso dos rendimentos indicando que esse fenômeno aumenta com o aumento da renda. Sendo assim, optou-se por remover da amostra pessoas com renda familiar per capita inferior a R\$ 400,00 e superior à R\$20.000,00. Pessoas que não estão em busca de emprego também foram removidas com o objetivo de reduzir *outliers* da amostra.

3.3 Apresentação dos cenários

Com a finalidade de realizar a análise dos efeitos marginais do *Probit* e comparar diferentes alterações isoladas de determinadas variáveis nas chances de homens e mulheres ingressarem no mercado de trabalho, foram gerados 7 cenários, sendo um o cenário de base e os demais variando em função deste. O cenário base faz referência a um indivíduo médio masculino ou feminino autodeclarado de cor branca, com 19 anos de experiência (neste caso o indivíduo teria 10 anos de estudo, apresentando, portanto 35 anos de idade), solteiro e sem criança na família, tendo o ensino médio completo como o maior nível de escolaridade, morador de área urbana de região metropolitana e residindo em Unidade da Federação com renda média equivalente a R\$1.842,00 . Para que se possa contextualizar, tal nível de renda equivale à do Estado de Santa Catarina no ano de 2015.

Mantendo-se as demais características idênticas à base os cenários se constroem da seguinte maneira: o cenário 1 altera a cor do indivíduo para não-branco. O cenário 2 altera a variável casal, passando o indivíduo a viver com o companheiro. O cenário 3 afeta o nível de escolaridade para ensino superior. O cenário 4 afeta o cenário para ensino fundamental. O cenário 5 altera a renda média para R\$2.159,00, que é a renda do estado de São Paulo, correspondendo à Unidade da Federação com nível de renda mais elevado para o ano analisado. O cenário 6 altera a renda média para R\$1.250,00 que é a renda média equivalente à do estado do Piauí, buscado uma comparação entre o cenário médio e o Estado de pior renda per capita do Brasil no ano de 2015 . A intenção da escolha da renda média da unidade da federação é destacar o nível de atividade econômica do estado analisado.

Os valores estimados para a probabilidade de a pessoa estar empregada nos mais diferentes cenários serão acompanhados de intervalos de confiança (IC) construídos a partir de um nível de significância de 10%. O objetivo é indicar se dois valores estimados podem ser considerados estatisticamente diferentes. Caso não haja região de interseção entre dois intervalos, as estimativas de ponto podem ser consideradas estatisticamente distintas a um nível de significância de 10%.

4. Discussão dos resultados

Nesta seção apresentam-se as estimações das variáveis individuais sobre a probabilidade de inserção no mercado de trabalho formal brasileiro. O objetivo é mostrar como as características afetam a chance de um indivíduo estar inserido no emprego formal.

4.1 Análise das chances de acesso ao mercado de trabalho formal

A Tabela 1 possibilita uma análise de robustez das estimativas e apresenta o modelo para determinação da probabilidade de acesso ao mercado de trabalho. Na coluna (1) é apresentado o modelo considerando as características individuais. Nas colunas (2) e (3) foram acrescentadas variáveis locais e de região, respectivamente. A coluna (3) representa o modelo completo para avaliar as chances de acesso no mercado formal de trabalho. Ao analisar os resultados, percebe-se que tanto as estatísticas de ponto, estimada para os parâmetros do modelo, quanto os sinais e significância dos mesmos não se alteram de forma estatisticamente significativa com o acréscimo das variáveis. Tal constatação confirmaria a robustez das estimativas. Além disso, observa-se que todas as variáveis foram estatisticamente significativas.

Tabela 1: Modelo para captar a probabilidade de acesso ao mercado de trabalho formal no Brasil para o ano de 2015.

	(1)	(2)	(3)
Cor	0,1240114** (0,0147619)	0,1185471** (0,0148199)	0,1096951** (0,0150837)
Pessoa de referência	0,2562206** (0,0169171)	0,2545034** (0,0169375)	0,2554546** (0,0169657)
Gênero	0,2693375** (0,0150422)	0,2673993** (0,0150642)	0,2668031** (0,0150857)
Experiência	0,0520634** (0,0019882)	0,0523816** (0,0019946)	0,052525** (0,0019995)
Experiência ao quadrado	-0,0007784** (0,000043)	-0,000776** (0,0000432)	-0,0007805** (0,0000433)
Casal	0,2491107** (0,0171289)	0,2479502** (0,0171645)	0,2461684** (0,0172002)
Criança na família	0,1128723** (0,0170608)	0,1123978** (0,0170882)	0,1115041** (0,0171141)
Fundamental	-0,0659352* (0,0263038)	-0,0491165* (0,0264326)	-0,0512111* (0,0264989)
Médio	0,168745** (0,0251119)	0,1926382** (0,0253356)	0,1916216** (0,0253964)

	(1)	(2)	(3)
Superior	0,3397925** (0,0319887)	0,3749513** (0,0323663)	0,3722276** (0,324405)
Região Metropolitana		-0,0918511** (0,0147586)	-0,1028151** (0,0150921)
Urbano		-0,1598645** (0,024977)	-0,1653989** (0,0349971)
Renda UF			0,0000794** (0,0000262)
Pseudo R2	0,088	0,0896	0,0898
Teste de X2	2998,88	3077,1	3062,86
Observações	65.158	65.158	65.158

Fonte: Elaboração própria baseada na PNAD (2015). Nota: Erros padrão entre parêntesis. ** significativo a 1%; * significativo a 5%.

Considerando as estimativas do modelo (3) apresentado na Tabela 1 foram definidos seis cenários, mais um cenário base, já especificados nos Procedimentos Metodológicos. Com isso, buscou-se verificar a probabilidade de indivíduos representativos, masculinos e femininos, ingressarem no mercado de trabalho. Toda a comparação entre os cenários será feita sempre em relação ao cenário base. A Tabela 2 apresenta esses resultados.

O cenário base foi construído para pessoas de ambos os gêneros. Considerando o intervalo de confiança de 90% ($IC_{90\%}$), pode-se afirmar que indivíduos do sexo masculino apresentam em média uma probabilidade estatisticamente maior de ingressar no mercado de trabalho do que pessoas do gênero feminino sendo, respectivamente, 89,17% e 83,42%. Isso vai ao encontro com o que foi colocado por Lima et al. (2013) que, analisando dados da PNAD para os anos de 1995 a 2009 a participação masculina, no período, sempre se apresentou maior que a feminina no mercado de trabalho, mesmo com o grupo feminino tendo alcançado maior presença dentro da população trabalhadora. Os resultados também indicam um diferencial de acesso estatisticamente significativo a favor do sexo masculino.

Tabela 2: Probabilidades dos diferentes indivíduos ingressarem no mercado de trabalho segundo modelo (3) apresentado na Tabela 2.

	Gênero			
	Masculino		Feminino	
Cenário base	89,17		83,42	
	[$IC_{90\%}$]		[$IC_{90\%}$]	
	88,59	89,76	82,69	84,16

	Gênero			
	Masculino		Feminino	
Cenário 1 Não Branco	87,01		80,57	
	[IC _{90%}]		[IC _{90%}]	
	86,39	87,63	79,79	81,35
Cenário 2 Casado	93,06		88,79	
	[IC _{90%}]		[IC _{90%}]	
	92,56	93,55	88,10	89,48
Cenário 3 Ensino Superior	92,14		87,50	
	[IC _{90%}]		[IC _{90%}]	
	91,52	92,77	86,70	88,29
Cenário 4 Ensino Fundamental	84,01		76,73	
	[IC _{90%}]		[IC _{90%}]	
	83,12	84,90	75,59	77,88
Cenário 5 Renda média de São Paulo	89,63		84,04	
	[IC _{90%}]		[IC _{90%}]	
	89,02	90,24	83,27	84,81
Cenário 6 Renda média do Piauí	88,28		82,24	
	[IC _{90%}]		[IC _{90%}]	
	87,48	89,08	81,19	83,28

Fonte: Elaboração própria baseada na PNAD (2015).

Nota: o cenário base se refere a um indivíduo masculino ou feminino autodeclarado de cor branca, com 19 anos de experiência, solteiro e sem criança na família, tendo o ensino médio completo como o maior nível de escolaridade, morador de área urbana de região metropolitana e residindo em Unidade da Federação com renda média equivalente a R\$1.842,00 (equivalente ao estado de Santa Catarina).

Quando se contrapõe o cenário base com o cenário 1, onde são consideradas pessoas não brancas, percebe-se que, tanto para homens quanto para mulheres, há uma queda estatisticamente significativa na probabilidade de acesso ao mercado formal de trabalho. Homens brancos teriam, em média, 2,16p.p. a mais de chances de ingressar no mercado. Considerando o gênero feminino essa diferença fica em 2,85p.p. Mais uma vez, comparando o cenário 1 masculino com o cenário 1 feminino, percebe-se que o diferencial de probabilidade de ingresso no mercado se eleva, ficando até maior em favor dos homens. De acordo com Silva e Kassouf (2002), o mercado de trabalho brasileiro diferencia pessoas não brancas, afetando tanto homens quanto mulheres na participação do trabalho, havendo condições privilegiadas para indivíduos brancos se inserirem no emprego. Barros et al. (2007) realizaram um estudo para o ano de 2005, em que foi possível observar que, além da questão da maior dificuldade do acesso, brancos com as mesmas características observáveis que os não brancos recebiam remuneração 11% maior. Cacciamali e Hirata (2005) alegam que as heranças escravocratas e patriarcais brasileira desenvolveram e sustentam um tecido

social, que por vez é repleto de preconceitos. Tais preconceitos levam à discriminação social e laboral de mulheres, negros e pardos dificultando assim a ascensão vertical desses grupos em termos de melhora de posicionamentos.

Em relação ao cenário 2, em que os indivíduos são casados, nota-se que para homens e mulheres ocorre uma elevação estatisticamente significativa na probabilidade de acesso ao mercado formal de trabalho. Homens casados teriam, em média, 3,89p.p. a mais de possibilidade de ingressar no mercado. As mulheres, por sua vez, apresentam 5,37p.p. a mais de chances de ingressar no mercado. Comparando o cenário 2, feminino, com o cenário 2, masculino, percebe-se que o diferencial de probabilidade de ingresso no mercado de trabalho se reduz, porém permanece em favor dos homens. Sedlacek e Santos (1991), em um estudo da participação feminina no mercado de trabalho para os anos de 1983 a 1988, notaram um aumento na presença das mulheres cônjuge no mercado de trabalho, a motivação principal dessas se refere ao intuito de contribuir com a renda domiciliar. Outro fator que deve ser levado em conta em relação à variável cônjuge é a relação da produtividade do trabalho doméstico para homens e mulheres. De acordo com Cirino (2008), os homens, sejam eles chefes ou cônjuges, não alteram significativamente sua chance de estarem inseridos no mercado de trabalho indiferentemente de estarem em qualquer uma dessas duas posições na família. Entretanto, o autor ainda ressaltou que as mulheres são mais produtivas na atividade domiciliar que os homens e que as mulheres chefes possuem maiores chances de emprego que as mulheres cônjuges.

O Cenário 3 considera pessoas com formação escolar no ensino superior, contrapondo com o cenário base, em que os indivíduos têm o ensino médio como escolaridade máxima. Com resultados significativos, tanto homens quanto mulheres apresentam maiores chances de se inserirem no mercado formal. Os homens do cenário 3 possuem 2,79p.p. a mais de chance de ingresso do que os da base. Enquanto, para as mulheres a elevação nas possibilidades correspondem à 4,08p.p. A partir dessa informação, pode-se notar que o aumento nos anos de estudo traz aumento da probabilidade de inserção ao gênero feminino comparado ao masculino. Entretanto, na análise entre os gêneros, mesmo com a redução da distorção na probabilidade de ingresso no trabalho, os homens ainda permanecem em vantagem.

O Cenário 4 também altera a escolaridade, entretanto para o nível de ensino fundamental. A diminuição no nível de escolaridade afeta em uma redução de 5,16p.p. na probabilidade de inserção no mercado de formal para os homens, já para as mulheres a redução é de 6,69p.p. A diminuição no nível de instrução, além de afetar dentro do próprio gênero as chances de ingresso no emprego, ainda é capaz de elevar a distorção entre os gêneros de maneira bastante expressiva.

Analisando os resultados dos cenários 3 e 4, levando em consideração que em ambos os casos a variável em questão é a escolaridade, torna-se possível observar que quanto maior o nível de instrução dos indivíduos, maior é a sua chance de emprego e também menor a distorção no acesso ao mercado entre os gêneros. Cirino e Lima (2011) encontraram um fenômeno semelhante e constataram que a escolaridade apresenta forte impacto na probabilidade de indivíduos se inserirem no mercado de trabalho, sendo mais marcante para as mulheres do que para os homens.

A renda média dos estados pode ser utilizada como uma *proxi* para o nível de atividade econômica e, como tal, é possível inferir que quanto maior a renda média do estado maior seria a possibilidade de o mercado de trabalho absorver a mão de obra. O Cenário 5 altera a renda média da UF, de R\$1.842,00 para R\$2.159,00. Com a elevação da renda numa análise vertical na Tabela 2, analisando o indivíduo masculino do cenário 5 com o indivíduo masculino base, não houve um resultado estatisticamente diferente, ou seja, considerando o $IC_{90\%}$, não foi possível definir que os valores calculados para os dois níveis de renda fossem estatisticamente distintos. Contudo, considerando a significância do parâmetro da renda da UF na Tabela 1, é possível indicar que, para variações na renda afetarem significativamente o acesso ao mercado é preciso que tais variações sejam consideráveis. O mesmo se repete com as mulheres. Ainda assim, é possível fazer a análise dentro do cenário para os gêneros distintos, tendo em vista que estes foram estatisticamente diferentes. Mesmo considerando estados com renda mais elevada ainda é possível verificar uma distorção, estatisticamente distinta, em favor dos homens de 5,59p.p. na probabilidade de inserção.

Cenário 6 considera os fatores do cenário base alterando a renda média para R\$1.250,00. Assim como o cenário 5, o resultado não foi estatisticamente diferente do cenário base em uma comparação dentro de um mesmo gênero.

4.2 Decomposição de Fairlie

Considerando o diferencial de ingresso no mercado de trabalho observado pela significância da variável “gênero”, apresentado na Tabela 2, foi desenvolvido uma decomposição do acesso com o intuito de elucidar os principais motivos que fazem pessoas do gênero masculino ter maior chance de ingressar no mercado de trabalho quando comparado com pessoas do gênero feminino⁷. A Tabela 3 mostra a decomposição de Fairlie para homens e mulheres para todo o Brasil no ano de 2015. As duas primeiras colunas correspondem às estimativas dos coeficientes de diferenças de probabilidade de acesso ao mercado de trabalho formal calculados para homens e mulheres. A coluna 3 apresenta a decomposição do acesso ao mercado de trabalho considerando informações conjuntas (*Pooled*) de pessoas do gênero masculino e feminino, enquanto que a coluna 4 também apresenta a decomposição conjunta considerando a ordem reversa das variáveis no modelo. É uma forma de avaliar se as ordenações das variáveis não afetariam o resultado final da decomposição.

Na média, homens apresentam 89,50% de chance de ingressarem no mercado de trabalho enquanto que as mulheres teriam 83,69%, indicando um diferencial de acesso de aproximadamente de 5,80% em favor de pessoas do gênero masculino. É interessante notar que, no caso dos homens (coluna masculino), a decomposição explicou 16,49% do diferencial de ingresso enquanto que para as mulheres o percentual explicado ficou em 1,64% (coluna feminino). Isso indicaria que, principalmente, para mulheres a maior parte do diferencial de acesso é explicado por variáveis não observadas, dentre as quais, poder-se-ia destacar a discriminação por gênero.

7 Para gerar a decomposição de Fairlie foi utilizado o modelo (3) da Tabela 2 excluindo a variável de gênero.

Para os homens, a variável que teve maior peso para explicar o diferencial de acesso foi o fato do indivíduo se apresentar como pessoa de referência. Já para as mulheres, destaca-se a experiência e a educação. A primeira com sinal positivo, indicando uma contribuição para geração da distorção no acesso ao mercado de trabalho. Já a educação contribuiria para reduzir essa distorção entre pessoas do sexo masculino e feminino. É interessante observar que no caso do modelo de coeficientes para mulheres as variáveis mais importantes poderiam ser relacionadas à produtividade, indicando que estas teriam mais que compensar a produtividade masculina para terem a mesma chance de acesso. O presente resultado indicaria que as mulheres seriam mais afetadas por esse fenômeno.

De acordo com Coelho e Corseuil (2002), a experiência e o nível de escolaridade são consideradas características produtivas determinantes do capital humano. Os autores ressaltam que o aumento do nível educacional do trabalhador melhora sua capacidade de raciocínio e, portanto, melhora sua eficiência. Em relação à experiência, ressaltam ser capaz de aumentar o domínio do trabalhador sobre as funções desempenhadas. Nos dois casos, o resultado é o ganho de produtividade. Sendo assim, assumiu-se que os ganhos de experiência e de escolaridade representam, na média, ganhos de produtividade.

Tabela 3: Decomposição de Fairlie para a probabilidade de inserção de homens e mulheres no mercado de trabalho

	Masculino	Feminino	Pooled	Ordem Reversa
Cor	-0,0002473* (0,0000849)	-0,0002623* (0,0000617)	-0,000263* (0,0000406)	-0,0009153* (0,0001487)
Pessoa de Referência	0,0123538* (0,0008006)	0,0033998* (0,0009405)	0,0111139* (0,0006131)	0,0087718* (0,000513)
Experiência	0,0071013* (0,0005978)	0,0117994* (0,0008484)	0,0083287* (0,0004588)	0,0064569* (0,0003391)
Vive com companheiro(a)	-0,0004504* (0,0001564)	0,00109* (0,0002122)	0,0001272* (0,0000845)	0,0012034* (0,0001418)
Tem criança pequena	-0,0021642* (0,0003286)	-0,0006889* (0,0002625)	-0,000978* (0,0001978)	-0,0007287* (0,0001581)
Educação	-0,0071828* (0,0009051)	-0,0142931* (0,0012529)	-0,0088585* (0,0006883)	-0,0063721* (0,0005279)
Região metropolitana	-0,0003894* (0,0000803)	0,0002346* (0,0000724)	-0,000073* (0,0000301)	0,0005307* (0,0000989)
Mora em área urbana	0,0002985* (0,0000583)	0,0004127* (0,00002654)	0,0004661* (0,0000768)	0,0007649* (0,0001383)
Renda média da UF	0,0000264** (0,0000374)	-0,0008137* (0,0001704)	-0,0002123* (0,0000698)	0,0001237* (0,0000498)
Total Explicado	0,0096 16,49%	0,00095377 1,64%	0,00967387 16,66%	0,00967387 16,66%

	Masculino	Feminino	Pooled	Ordem Reversa
Diferença Probabilidade	0,0580548	0,0580548	0,0580548	0,0580548
Probabilidade	0,89501818	0,83696338		

Fonte: Elaboração própria baseada na PNAD (2015). ***significativo a 10%; **significativo a 5%; *significativo a 1%

Considerando a variável experiência, temos que seu ganho afetaria positivamente o acesso no mercado de trabalho chegando a um ponto de inflexão, passando a afetar de maneira negativa. De acordo com Salvato e Silva (2008), o acúmulo de capital humano sofre depreciação no tempo. Diante disso, a partir de determinado ponto, tal depreciação passa a ser superior aos ganhos provenientes da experiência, reduzindo a produtividade do trabalho como um todo. A partir daí a chance de ingressar no mercado de trabalho diminui.

Outra possível justificativa para a relevância da variável no aumento da distorção no acesso ao mercado formal de trabalho é a descontinuidade da mulher no emprego. De acordo com Cirino (2008), em função das atividades domésticas e de maternidade, as mulheres deixam mais o emprego, fazendo com que esse grupo não possua a mesma experiência acumulada que o masculino.

No que diz respeito à educação, como variável que reduz a distorção, observou-se na análise de cenários, na seção anterior, que quanto mais escolarizada a mulher, menor era o diferencial de probabilidade entre a mesma e o homem com mesmo nível de instrução. De modo geral, o mercado demanda maiores níveis de instrução de todos aqueles que buscam oferecer a sua mão de obra.

Desde o desenvolvimento da indústria moderna, mudanças na base técnica e reestruturações produtivas sempre resultam em novas e maiores exigências quanto à escolaridade dos trabalhadores, originando um movimento de qualificação dos postos de trabalho e dos seus ocupantes (BORGES, 2006, p. 87).

Entretanto aqui é importante frisar a relevância da educação para as mulheres. Tendo em vista que, segundo os resultados, ela afeta com maior magnitude as chances de emprego dessas do que a dos homens, sendo ainda um meio de reduzir a desigualdade entre os gêneros. De acordo com Moreira e Cirino (2012), o aumento da escolaridade oferece melhores oportunidades de emprego e de salário. Considerando-se tudo mais constante, esse aumento de remuneração pode vir a incentivar uma maior disposição da mulher em participar do mercado de trabalho. Araujo e Antigo (2012) encontram em seu trabalho, que o aumento da escolaridade diminui a probabilidade de desemprego das mulheres.

De acordo com Cirino (2008), em 2006, ocorreu uma redução da participação de mulheres com sete anos de estudo, no mercado de trabalho, quando comparada ao ano de 1986 e, por sua vez, mulheres mais escolarizadas elevaram a sua presença no emprego. A partir dessa informação, o autor afirma que a elevação do nível de instrução aumenta a chances das mulheres de estarem presentes no mercado de trabalho.

Por fim, pode-se observar que ambas as variáveis que mais afetam o diferencial de participação para o gênero feminino são variáveis de caráter produtivo, ou seja, mulheres

necessitam possuir mais elevada produtividade que homens para competir em igualdade no mercado de trabalho. Em todos os cenários apresentados, na seção anterior, ocorreu uma distorção em favor do indivíduo masculino, mesmo quando a variação de cenário permitia que a mulher elevasse a sua probabilidade de inserção, os homens sempre apareciam com chances mais favoráveis.

A coluna *Pooled* traz a decomposição conjunta para homens e mulheres. O total explicado foi de 16,66%. Novamente, a pessoa de referência, a experiência e a educação foram as variáveis que tiveram maior peso para explicar o diferencial no ingresso de homens e mulheres no mercado de trabalho. É importante frisar que, o modelo de Ordem Reversa apresentou exatamente o mesmo total explicado do diferencial de acesso, indicando que as estimativas são robustas.

5. Considerações finais

O presente trabalho buscou realizar uma investigação sobre os fatores que afetam a inserção de homens e mulheres no mercado de trabalho formal brasileiro (com dados do ano de 2015, não generalizável), com o intuito de encontrar possíveis distorções que poderiam ser geradas dentre outras coisas pela discriminação de gênero. Foi realizado uma de análise de probabilidade, o modelo *Probit*, tentando averiguar o efeito das variáveis que, segundo a literatura, afetam o ingresso do indivíduo no mercado de trabalho.

Com base nos resultados do *Probit* foi definido um cenário base e a partir dele 6 outros cenários foram construídos para a realização de uma análise da inserção no mercado formal. Pôde-se perceber que em todos os cenários os resultados foram sempre do gênero masculino apresentando maior possibilidade de ingressar no mercado de trabalho que indivíduos do gênero feminino, apontando assim uma cristalização do diferencial de acesso em favor dos homens no trabalho formal.

Por fim, com a realização da decomposição de Fairlie, pôde-se observar que as variáveis do modelo foram capazes de explicar 16,49% do diferencial de ingresso dos homens enquanto que, para as mulheres, o percentual explicado ficou em 1,64%. Ou seja, as variáveis relacionadas a produtividade, características individuais e locais explicam mais intensamente o acesso de pessoas do gênero masculino do que feminino.

As variáveis que mais explicaram o diferencial de ingresso feminino foram educação e experiência, sendo ambas características capazes de afetar a produtividade. A masculina, por sua vez, não se tratou de uma característica produtiva de fato, sendo essa ser a pessoa de referência no domicílio. O fato de serem características de natureza produtiva, as mais relevantes na distorção participativa das mulheres, mostra que para competir em igualdade no mercado de trabalho as mulheres são mais fortemente exigidas quanto a sua produtividade.

Tal constatação indica que as mulheres precisam mais que compensar as características produtivas em relação aos homens para terem a mesma chance de acesso ao mercado formal de trabalho.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, J. P. F.; ANTIGO, M. F. DESEMPREGO E QUALIFICAÇÃO DA MÃO DE OBRA NO BRASIL. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 2, p. 308-335, ago. 2016.

BARROS, R. P. de; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. **Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil**. Rio de Janeiro: [s.n.], 2007. 5-34 p. v. 20.

BORGES, A. Educação e mercado de trabalho: elementos para discutir o desemprego e a precarização dos trabalhadores escolarizados. **Revista de Gestão: ação Salvador**, 9, 85-102, 2006.

BRUSCHINI, C.; LOMBARDI, M. R. A bipolaridade do trabalho feminino no Brasil contemporâneo. **Cadernos de pesquisa**, São Paulo, n. 110, p. 67-104, 2000.

CACCIAMALI, M. C.; HIRATA, G. I. A Influência da Raça e do Gênero nas Oportunidades de Obtenção de Renda: Uma Análise da Discriminação em Mercados de Trabalho Distintos: Bahia e São Paulo. **Estudos econômicos**, São Paulo, p. 767-795, dez. 2005.

CARAZZA, L.; NETO, R. M. S. Renda e desigualdade regional na saúde infantil: um estudo empírico para as regiões metropolitanas brasileiras. **Revista de Economia do Nordeste**, Fortaleza, v. 48, n. 3, p. 9-24, jul. 2017.

CIRINO, J. F.; LIMA, J. E. Determinantes da Participação Feminina no Mercado de Trabalho: uma Comparação entre os Sexos e entre os Mercados das Regiões Metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 42, n. 1, 2011.

CIRINO, J. F. **Participação feminina e rendimento no mercado de trabalho**: análises de decomposição para o Brasil e as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador. 2008. 207 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada)- Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG, 2008.

CAMBOTA, J. N.; PONTES, P. A. "Inequality of incomes for gender in Brazil, 2004", **Revista Economia Contemporânea**, 11, no.2, 2007.

CARVALHO, M. M., WALTENBERG, F. D. Desigualdade de oportunidades no ano acesso ao ensino superior no Brasil: uma comparação entre 2003 e 2013. **Economia Aplicada**, v. 19, n. 2, p. 369-396, 2015.

CHAHAD J. P. Z. Tendências recentes no mercado de trabalho: pesquisa de emprego e desemprego. São Paulo Perspect; 17:205-17, 2003.

- CUNHA, M. S.; VASCONCELOS, M. R. Fecundidade e participação no mercado de trabalho brasileiro. **Nova Economia**, v. 26, n. 1, p. 179–206, Abr 2016.
- COELHO, A. M. e CORSEUIL, C. H. Diferenciais Salariais No Brasil: Um Breve Panorama. In: Courseuil, C. H. (Ed.). *Estrutura Salarial: Aspectos Conceituais e Novos Resultados para o Brasil*. Rio de Janeiro. IPEA, 2002.
- FAIRLIE, R. W. An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit And Probit Models. *Center Discussion Paper No. 873*, 2003.
- GUEDES, M. C. A inserção dos trabalhadores mais escolarizados no mercado de trabalho brasileiro: uma análise de gênero. **Trabalho, educação e saúde**. Vol. 8, nº. 1, 2010.
- KRELING, N. H. Maior participação da mulher madura no mercado de trabalho, na Região Metropolitana de Porto Alegre. **Mulher e trabalho**, FEE, Porto Alegre, v.5, p. 121-132, 2005.
- KRELING, N. H. Envelhecimento e inserção do idoso no mercado de trabalho, na Região Metropolitana de Porto Alegre. **Indic. Econ. FEE**, Porto Alegre, v. 43, n. 3, p. 141-154, 2016.
- Hoffmann, R.; NEY, M. G. A recente queda da desigualdade de renda no Brasil: análise de dados da PNAD, do Censo Demográfico e das Contas Nacionais. **Econômica**, 10 (1), Universidade Federal Fluminense, Rio de Janeiro, Brasil, pp. 7-39. 2008.
- LETHELIER, M. E. Escolaridade e inserção no mercado de trabalho. **Cadernos de pesquisa**, n. 107, p. 133-48, 1999.
- LIMA, M.; RIOS, F.; FRANÇA, D. Articulado gênero e raça: a participação das mulheres negras no mercado de trabalho (1995-2009). In MARCONDES, Mariana Mazzini [et al]. **Dossiê mulheres negras: retrato das condições de vida das mulheres negras no Brasil**. Brasília: Ipea, 2013.
- MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. New York: National Bureau of Economic Research: Columbia University, 1974. 152 p.
- LIMA, A. C. C.; SIMÕES, R.; HERMETO, A. M. Determinantes socioeconômicos, estruturas produtivas regionais e condição ocupacional no Brasil, 2000-2010. **Economia Aplicada**, v. 19 (2). p. 299-323, 2015.
- MONTALI, L. Rearranjos familiares de inserção, precarização do trabalho e empobrecimento. **Revista Brasileira de Estudos de População**, v. 21, n 2 , 2004.
- MONTALI, L. Provedoras e co-provedoras: mulheres-cônjuge e mulheres-chefe de família sob a precarização do trabalho e o desemprego. **Rev. bras. estud. popul.** 2006, vol.23, n.2, pp.223-245.

MOREIRA, G. C.; CIRINO, J. F. Participação feminina no mercado de trabalho: uma análise de decomposição para as regiões nordeste e sudeste. **Revista Gênero**, v. 13, n. 1, 2014.

NEVES, M. A. **Anotações sobre trabalho e gênero**. *Cad. Pesqui.* 2013, vol.43, n.149, pp.404-421.

OIT. Perspectivas Sociales y Del Empleo em el Mundo: Avance global sobre las tendencias del empleo femenino 2018. **Oficina Internacional del Trabajo** – Ginebra: OIT, 2018.

ONU. Transformando Nosso Mundo: A Agenda 2030 para o Desenvolvimento Sustentável. **Objetivos de Desenvolvimento Sustentável** - Nova York: ONU, 2015. Disponível em <<https://nacoesunidas.org/pos2015/agenda2030/>>. Acesso em 28/07/2018.

ROCHA, S. A investigação da renda nas pesquisas domiciliares. **Economia e Sociedade**. V. 12, n. 2 (21), p. 205-224, jul./dez. Campinas. 2003.

SALVATO, M. A.; SILVA, D. G. O impacto da Educação nos Rendimentos do Trabalhador. In: **XIII Seminário sobre a Economia Mineira**, 2008, Diamantina, MG. Anais do XIII Seminário sobre a Economia Mineira, 2008. Belo Horizonte, 2008.

SILVA, N.; KASSOUF, A. L. A exclusão social dos jovens no mercado de trabalho brasileiro. **Revista Brasileira de Estudos Populacionais**, V. 19, Nº2. São Paulo, 2002.

SEDLACEK, G. L.; SANTOS, E. C. A mulher cônjuge no mercado de trabalho como estratégia de geração de renda familiar. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, 21, p. 449-470, 1991.

SCORZAFAVE, L. G.; MENEZES-FILHO, N. Caracterização da participação feminina no mercado de trabalho: uma análise de decomposição. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, p. 41-55, 2006.

SCORZAFAVE, L.; MENEZES-FILHO, N. Participação feminina no mercado de trabalho brasileiro: Evolução e determinantes. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 31, n. 3, p. 441-478, 2001.

ULYSSEA, G. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literatura. **Texto para Discussão** n. 1070, IPEA, 2005.

ULYSSEA, G. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literatura. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 26, n. 4, p. 596-618, outubro/ dezembro, 2006.