

UMA ANÁLISE DO MERCADO DE TRABALHO FEMININO NO BRASIL NAS ATIVIDADES DE PRODUÇÃO INDUSTRIAL, REPARAÇÃO E MANUTENÇÃO

Évilly Carine Dias Bezerra¹
 Lázaro Cezar Dias²
 Priscila Soares dos Santos³
 Kalinca Léia Becker⁴
 Clailton Ataídes de Freitas⁵

RESUMO

Este trabalho tem por objetivo analisar a probabilidade de inserção das mulheres na Produção de Bens e Serviços Industriais, de Reparação e de Manutenção (PBSIRM) no Brasil. As informações utilizadas foram extraídas dos microdados da PNAD do IBGE para o ano de 2015, utilizou-se o método Probit. Foi constatado que mulheres brancas possuem maior coeficiente em probabilidade de inserção no mercado de trabalho, entretanto essa probabilidade cai se ela morar com o cônjuge. As variáveis, idade, escolaridade, $\ln(\text{rpc})$, possuem efeitos positivos e pontos de máximo, considerando as demais variáveis na média.

Palavras-chave: Economia do trabalho. Economia do gênero. Probit.

Classificação JEL: J16; J21; J71

Área Temática: População, migração e desenvolvimento.

ABSTRACT

This paper intends to analyze the probability of insertion of women in the Production of Industrial Goods, Repair and Maintenance (PBSIRM) in Brazil. The information used was extracted from the PNAD (IBGE) microdata for 2015, using the Probit. It was found that white women have higher coefficient in probability of insertion in the labor market, however this probability drops if she lives with her spouse, the variables age, education, $\ln(\text{rpc})$ have positive effects and maximum points, considering the other variables in the average.

Keywords: Labor economics. Gender economy. Probit.

JEL Classification: J16; J21; J71

1. INTRODUÇÃO

Estruturas de manutenção e reparação de máquinas e equipamentos, são inseridos na Classificação Nacional de Atividade Econômica (CNAE) 2.0 como grupo da seção de indústria de transformação (IBGE, 2020). Em 2019, R\$ 685.037 milhões de Valor Adicionado Bruto do Brasil foram oriundos da Indústria de Transformação, equivalente a 11,03% do Produto Interno Bruto a custo de fatores, valor superior ao setor Agropecuário (5,18%) e que representa o componente com maior contribuição ao setor industrial, seguido pela Construção (3,71%); Eletricidade e gás, água, esgoto, atividades de gestão de resíduos (3,19%); e Indústria Extrativa (3,01%) (IBGE, 2020a).

¹ Mestranda em Economia e Desenvolvimento pela Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), evillycarine@hotmail.com

² Mestrando em Economia e Desenvolvimento pela UFSM, lizr.cezar@gmail.com

³ Mestranda em Economia e Desenvolvimento pela UFSM, pri.soaares@gmail.com

⁴ Professora do Departamento de Economia e Relações Internacionais, e do programa de pós-graduação em Economia e Desenvolvimento da UFSM, kalincabecker@gmail.com

⁵ Professor do Departamento de Economia e Relações Internacionais, e do programa de Pós-graduação em Economia e Desenvolvimento da UFSM, lcv589@gmail.com

A Indústria de Transformação é responsável por 14,5% dos empregos formais do Brasil, com 6,7 milhões de trabalhadores, com salários de níveis médio e superior, maiores que a média nacional (CNI, 2020). Em 2018, mulheres ocupavam 29,86% dos empregos no setor industrial, vínculos na ordem de 2,31 milhões. O tempo de emprego médio das mulheres neste setor é de aproximadamente 54 meses ou de 4,5 anos e o masculino 67 meses ou 5,6 anos (RAIS, 2020). Consoante ONU Mulheres (2016), entre 2004 e 2014, houve queda do número de mulheres ocupadas em atividades relacionadas à indústria, no Brasil.

Diante disso, questiona-se o quanto fatores relacionados à escolaridade, renda, idade, cor, e condição de moradia afetam e probabilidade de empregabilidade das mulheres na Produção de Bens e Serviços Industriais, de Reparação e de Manutenção (PBSIRM) no Brasil? O presente trabalho tem por objetivo analisar a probabilidade de inserção das mulheres na PBSIRM no Brasil. Para isso, foram utilizados os microdados da PNAD, divulgados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), de 2015 na aplicação do método Probit.

A relevância deste artigo reside na análise do setor industrial, ainda pouco estudado para o gênero feminino no Brasil quanto a aspectos relacionados à probabilidade de inserção no mercado de trabalho nas atividades de PBSIRM (SOARES, 2000; OLIVEIRA; RIOS-NETO, 2006; SORJ; FONTES; MACHADO, 2007; MARON, MEULDERS, 2008; GUIGINSKI, 2015).

O artigo está dividido em cinco seções, introdução; características gerais sobre a inserção feminina no mercado de trabalho e evidências empíricas dos fatores determinantes para essa inserção; metodologia com informações sobre a base de dados, variáveis e o modelo econométrico; resultados com breve análise descritiva das variáveis, seguido por discussão dos resultados do modelo; e por fim a conclusão.

2. CONSIDERAÇÕES SOBRE O MERCADO DE TRABALHO FEMININO

Esta seção está dividida em duas subseções que tratam sobre a inserção feminina no mercado de trabalho e evidências empíricas para os determinantes de sua empregabilidade.

2.1 A INSERÇÃO DAS MULHERES NO MERCADO DE TRABALHO

O estudo da chamada divisão sexual do trabalho permitiu o questionamento e realização de várias pesquisas sobre como uma figura inicial de trabalhador assalariado – associado ao trabalhador masculino, qualificado, branco – passou a influenciar a quem seria direcionado os trabalhos de cuidado pessoal, em geral as mulheres, e quem seria o provedor de renda da família, em geral os homens. Os reflexos disso repercutem tanto no acesso das mulheres ao mercado de trabalho, quanto nas profissões executivas, além de influenciar políticas direcionadas ao emprego e à família (HIRATA e KERGOAT, 2007).

Este pensamento fez criar uma justificativa, hábito ou rotina que por muito tempo reproduziu e ainda reproduz a discriminação no mercado de trabalho, nas empresas. Para Becker (1971) a discriminação implica em pagar mais ou menos para determinada característica não relacionada à produção, existiria um coeficiente de discriminação que mediria o grau deste comportamento.

Para Guiginski (2015), com o avanço da participação feminina no mercado de trabalho, a tradicional divisão sexual do trabalho foi questionada devido à desvalorização das atividades feitas por mulheres. O caminho da igualdade de gênero focou no acesso à mobilidade, escolaridade, e empregabilidade com fortes incentivos econômicos para a ocupação de atividades típicas masculinas pelas mulheres. Contudo, o inverso não ocorreu, e a sociedade continuou a avaliar e recompensar mal atividades tradicionalmente feitas por mulheres. Mesmo

ocupando diversos campos de atuação, as mulheres ainda gravitam em torno de campos “típicos” femininos (ENGLAND, 2010).

A diferença de empregabilidade de mães e não mães, é outro fator de destaque. Um maior envolvimento dos homens nos trabalhos domésticos e cuidados infantis é seria para aumentar a empregabilidade de suas esposas (MARON; MEULDERS, 2008). Atualmente, quando se trata de gênero e inserção da mulher no mercado de trabalho, principalmente em cargos de chefia e de melhores remunerações, as regras do jogo não são equitativamente distribuídas entre os dois grupos (LIMA, 2009).

Cipollone, Patachini e Vallanti (2013) mostraram, com o uso do modelo Probit, que de 1994 a 2009 houve um forte aumento da participação feminina no mercado de trabalho por características individuais da oferta de trabalho, com a redução de impacto negativo no cuidado de crianças e idosos, uma vez que, por exemplo, mães ou cuidadoras de idosos possuem menor probabilidade de inserção no mercado de trabalho. Sobre este último caso, subsídios monetários e serviços de atendimento aos idosos quando oferecidos, contribuem para a permanência feminina na força de trabalho, tal como a presença de políticas institucionais e setoriais que contribuem inclusive para a maior participação em empregos de maior qualidade; embora esses efeitos variem de acordo com a estrutura familiar, idade e nível de escolaridade.

Impactos de políticas institucionais do governo na inserção no mercado de trabalho na Europa impactaram com um aumento de 25% da participação de mulheres jovens no mercado de trabalho e 38% da participação de mulheres com alto nível de escolaridade. O impacto dessa política na empregabilidade para as faixas mais baixas de escolaridade foi menor (CIPOLLONE, PATACHINI E VALLANTI, 2013).

Usando a decomposição Oaxaca-Blinter na PNAD 1996, Campante, Crespo e Leite (2004) fizeram uma análise do mercado de trabalho brasileiro para verificar o impacto da cor sobre o mercado de trabalho:

[..] um negro está relativamente melhor na posição de funcionário público, e menos prejudicado como sem carteira, em relação a trabalhadores com carteira assinada. Para entrar na primeira posição o critério normalmente utilizado é o de concurso e análise de mérito. Desta forma, uma vez que o indivíduo está capacitado pelas vias legais de atender a um determinado cargo público, a sua raça não será um impeditivo, da mesma forma que o seu salário não deve ser diferenciado por este motivo. Portanto, em relação às outras posições, é muito mais vantajoso para um negro entrar no serviço público, pois neste ele não deve ser discriminado (CAMPANTE; CRESPO; LEITE, 2004, p. 204).

A inserção no mercado também é explicada pela cor. No caso do Brasil e outros países em desenvolvimento, a instituição tardia e por vezes negligente de políticas públicas para a correção das assimetrias herdadas em séculos de escravidão, também colaboram para esse cenário de extrema sub-valorização e segregação, especialmente para as mulheres negras (MARCONDES, 2013). Esse tipo de discriminação, não relacionada a atividades produtivas, afeta a decisão de escolha entre contratar ou não pessoas para determinadas atividades. Caso esse fator não fosse levado em consideração, possivelmente, os negros teriam acesso mais igualitário ao mercado de trabalho.

2.2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE O MERCADO DE TRABALHO FEMININO

Pesquisa realizada por Maron e Meulders (2008) usando Logit multinomial, mostrou que na Europa a maternidade impacta a inserção feminina no mercado de trabalho, de forma que ser mãe de uma criança entre 0 a 2 anos impacta negativamente nas horas trabalhadas e na

empregabilidade. Os países com maior efeito foram Estônia, Áustria e Luxemburgo, estes dois últimos penalizam mais as mulheres pela baixa abrangência de políticas públicas para suporte às crianças em idade pré-escolar, prejudicando a independência financeira das mães. Do lado oposto estão Bélgica, Portugal, Suécia e Dinamarca, onde foi encontrada baixa diferença ou diferença não significativa na empregabilidade entre mães e não mães de filhos de 0 a 2 anos. A explicação é a maior abrangência de cobertura para a guarda das crianças e o maior apoio do governo destes países, às famílias.

Estudos feitos por Guiginski (2015), com o uso do modelo Logit, modelo de seleção de Heckman e modelo de Cox, mostraram que no Brasil a mulher também é penalizada pela maternidade, pois ter filhos com idade pré-escolar e escolar afeta negativamente a inserção das mulheres no mercado de trabalho; e o efeito negativo é tão maior quanto menor a idade dos filhos. Quanto a possuir cônjuge, verificou-se efeito negativo em termos de inserção no mercado e nas jornadas de trabalho, entretanto, há menor probabilidade de possuir trabalho precário. Para os homens, a paternidade não apresentou significativa diferença na probabilidade de inserção. Ter filhos reduz o risco de desemprego, e a presença de cônjuge aumenta a probabilidade de inserção no mercado de trabalho, diminuindo as chances de trabalhos precários, jornada parcial e trabalho autônomo.

Montali (2006) destacou que, o crescimento da inserção das mulheres cônjuges e das chefes de família sem cônjuge, além de aumentar a renda per capita da família atenuou o empobrecimento em São Paulo na década de 1990 e início do século XXI. Para Bruschini (2006), cônjuges e mães dedicam mais horas por semana que homens em trabalhos domésticos, o que se intensifica com a presença de filhos pequenos. A autora também verificou que a idade afeta positivamente até uma idade máxima, quanto maior a escolaridade e o rendimento principal feminino menos horas semanais são destinadas ao trabalho doméstico, apesar de em todos esses cenários a quantidade de horas destinadas ao trabalho doméstico das mulheres terem sido maiores do que as dos homens.

Sorj, Fontes e Machado (2007) destacam que a participação da mulher no mercado de trabalho é influenciada pelo tipo de família que ela pertence, podendo variar de 62,7% a 87,9%. As mulheres com maior inserção no mercado, em geral, moram sozinhas e não formam família. Já em relação aos homens, sua taxa de participação é acima de 86,5% e o tipo de estrutura familiar não influencia de forma significativa sua inserção.

Soares (2000), usando metodologia Oaxaca, identificou que mulheres negras recebem menos que mulheres brancas, têm mais dificuldade na inserção do trabalho e possuem menor escolaridade. O autor divide a determinação salarial em três etapas, a formação, inserção e definição salarial. As mulheres brancas são prejudicadas na terceira etapa por receberem menos que os homens brancos, apesar do mesmo nível de formação; os homens negros começam a ser prejudicados na formação, depois na inserção e a maior diferença está na remuneração, em relação a homens brancos. As mulheres negras sofrem tanto a discriminação de cor e gênero quanto setorial-regional-ocupacional nas três etapas.

Oliveira e Rios-Neto (2006), com o uso de mínimos quadrados ordinários e regressões quantílicas, identificaram que o efeito da idade sobre o salário muda com o tempo, inicialmente há uma relação direta entre idade e rendimentos, motivado pela experiência e treinamento, depois há um decréscimo.

As evidências aqui apresentadas corroboram o argumento de que, a escolha feminina de gerar um filho, possuir um cônjuge ou de pertencer a determinada estrutura familiar, ultrapassa o campo particular individual e passa a culminar em discriminação sobre seu possível desempenho no trabalho, determinando assim tendências e resultantes de empregabilidade.

3. METODOLOGIA

Nesta seção, apresenta-se a base de dados, variáveis e período utilizado, o modelo econométrico, forma funcional e considerações sobre a organização e tratamento dos dados utilizados.

3.1 BASE DE DADOS

Foram utilizados os microdados da PNAD 2015, publicados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Foram extraídos dados das mulheres na categoria “trabalhadores da produção de bens e serviços industriais e de reparação e manutenção” do “Grupamentos ocupacionais do trabalho principal”. A escolha dessa atividade foi motivada pela baixa participação feminina nesse grupamento em comparação aos homens, como pode ser visto no Quadro 1.

Quadro 1: Grupamento ocupacional no trabalho principal por gênero, Brasil, 2015

Grupamentos ocupacionais no trabalho principal	Homem (%)	Mulher (%)
Dirigentes em geral	62,90	37,10
Profissionais das ciências e das artes	38,25	61,75
Técnicos de nível médio	56,07	43,93
Trabalhadores de serviços administrativos	36,57	63,43
Trabalhadores dos serviços	33,92	66,08
Vendedores e prestadores de serviço do comércio	49,08	50,92
Trabalhadores agrícolas	70,65	29,35
Trabalhadores da produção industrial de bens e serviços e de reparação e Manutenção	86,93	13,07
Membros das forças armadas e auxiliares	91,00	9,00

Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da PNAD, IBGE (2019).

É possível verificar que o grupamento ocupacional “trabalhadores da produção de bens de bens e serviços e de reparação e manutenção” é o de menor participação relativa em relação aos homens, excetuando o grupamento “membros das forças armadas e auxiliares”.

Assim como no trabalho de Silva e Cunha (2018), foram excluídas informações de pessoas com idade menor que 14 anos e maior de 65 anos. As informações de pessoas empregadas com carteira de trabalho assinada foram mantidas. As variáveis utilizadas neste trabalho são apresentadas no Quadro 2.

Quadro 2: Descrição das variáveis do modelo nesta pesquisa

Variável	Descrição	Expectativas/informações adicionais
Trabalha	<i>Dummy</i> , sendo 1 para trabalha e 0 para não trabalha. Variável dependente.	
$\ln(\text{rendapercapita})$	Logaritmo natural da renda per capita da família e quadrado no \ln da renda per capita, variável contínua.	Pessoas que moram numa família de alta renda per capita, tendem a procurar menos emprego do que o contrário.
$[\ln(\text{rendapercapita})]^2$	Quadrado do logaritmo da renda per capita, variável contínua	Busca-se captar se existe uma renda per capita máxima, e que a partir desse ponto a probabilidade da mulher estar empregada aumentaria menos.

Variável	Descrição	Expectativas/informações adicionais
Branca	<i>Dummy</i> , sendo 1 para branca e 0 para não branca.	Pretende-se captar se o fato de ser ou não branca altera a probabilidade de estar empregada.
Idade	Variável discreta linear.	Idade da entrevistada.
Idade ²	Variável discreta ao quadrado.	Idade da entrevistada ao quadrado, o que permite verificar se existe um limite o qual a partir daquele ponto a probabilidade de estar empregada passa a crescer menos.
Anos de estudo	Variável discreta linear, por anos de estudo.	Verificar o retorno de um ano a mais de estudo na probabilidade de se estar empregada.
Anos de estudo ²	Variável discreta ao quadrado, por anos de estudo ao quadrado.	Verificar se depois de uma certa quantidade de anos de estudo a probabilidade de estar empregada cresce menos.
Mora com cônjuge	<i>Dummy</i> , sendo 1 para quem mora com cônjuge e 0 caso contrário.	Verificar se o fato de morar com cônjuge afeta a probabilidade de empregabilidade.
Número de filhos	Variável discreta, soma de filhos e filhas que moram ou não no mesmo domicílio.	Verificar se um filho a mais aumenta a probabilidade de estar ou não empregada.

Fonte: Elaboração própria

No Quadro 2, é possível identificar as variáveis presentes no modelo, com a explicação das alterações feitas e o que é esperado de resultado para cada uma delas; também são destacadas quais variáveis são qualitativas, e dentre as quantitativas quais são contínuas e quais são discretas.

3.2 MODELO ECONOMÉTRICO

Para Greene (2012), um modelo da participação da força de trabalho pode utilizar o modelo de probabilidade nos casos em que, por exemplo, pode-se chamar os indivíduos que trabalham ou procuram empregos de $Y = 1$ e os que não o fazem e não estão empregados de $Y = 0$,

$$Prob(Y = 1|x) = F(x, \beta) \quad (1)$$

$$Prob(Y = 0|x) = 1 - F(x, \beta) \quad (2)$$

O coeficiente β indica o impacto da mudança de x em probabilidade. Quanto à forma funcional, pode-se usar um Modelo de Probabilidade linear,

$$F(x, \beta) = x' \beta \quad (3)$$

pois temos que $E[y|x] = 0[1 - F(x, \beta)] + 1[F(x, \beta)] = F(x, \beta)$ e isso permite a utilização modelo regressão

$$y = E[y|x] + y - E[y|x], \quad (4)$$

ou seja,

$$y = x' \beta + \varepsilon. \quad (5)$$

entretanto, o modelo de probabilidade linear apresenta algumas falhas, destaque para o ε heterocedástico, para o qual as estimativas não seguem distribuição de probabilidade esperada no modelo original, além de poder apresentar probabilidades negativas, por isso ele é mais utilizado como comparação. Outra opção é utilizar a distribuição normal para a análise com o modelo Probit.

$$Prob(Y = 1|x) = \int_{-\infty}^{x'\beta} \phi(t)dt = \Phi(x'\beta) = \Phi(z) \quad (6)$$

em que $\phi(t)$ é uma notação para distribuição normal padrão.

De acordo com Cameron e Trivedi (2009), o efeito marginal do Probit é dado por $\phi(x'\beta)\beta_j$, e o método de estimação consagrado para isso é o método da máxima verossimilhança.

De acordo com Wooldridge (2010), a $\Phi(z)$ é uma função de densidade normal padrão

$$\Phi(z) = (2\pi)^{-1/2} \exp(-z^2/2) \quad (7)$$

Neste trabalho é usada a seguinte fórmula funcional:

$$\Pr(T_i = 1) = \Pr(\alpha_0 + \alpha_1 br + \alpha_2 id + \alpha_3 id^2 + \alpha_4 ae + \alpha_5 ae^2 + \alpha_6 \ln(rpc) + \alpha_7 [\ln(rpc)]^2 + \alpha_8 nf + \alpha_9 mc > \mu_i) \quad (8)$$

em que, T_i = trabalhou ou não trabalhou no período, α_i = coeficientes do modelo Probit, em que $i = 1, 2, 3, \dots, n$; br = branca; id = idade, id^2 = idade ao quadrado; ae = anos de estudo; ae^2 = anos de estudo ao quadrado; $\ln(rpc)$ = ln da renda per capita; $[\ln(rpc)]^2$ = ln da renda per capita ao quadrado; nf = número de filhos; mc = mora com o cônjuge; μ_i = erro do modelo.

Para a obtenção do fator escala para a idade, foi usada a seguinte equação:

$$\Phi(x'_*\beta + \beta_2 idade + \beta_3 idade^2) \quad (9)$$

para os anos de estudo:

$$\Phi(x''_*\beta + \beta_2 anosdeestudo + \beta_3 anosdeestudo^2) \quad (10)$$

e para a renda per capita a seguinte:

$$\Phi\{x'''_*\beta + \beta_2 \ln(rendapercapita) + \beta_3 [\ln(rendapercapita)]^2\}. \quad (11)$$

São realizados testes de hipóteses para a verificação da significância individual dos parâmetros através do teste t, para a verificação da significância global é utilizado o teste F. A apuração do ajuste do modelo na reta é verificada através do pseudo-coeficiente de determinação, “embora a qualidade do ajuste não seja tão importante quanto a significância estatística e econômica das variáveis explicativas” (WOOLDRIDGE, 2010, p. 575, tradução nossa). Dessa forma, a importância da qualidade do ajuste não deve se sobrepôr à obtenção de estimativas convincentes dos efeitos das variáveis independentes, em modelos de resposta binária. Os resultados das estimações, bem como dos testes realizados no presente estudo estão dispostos na seção abaixo.

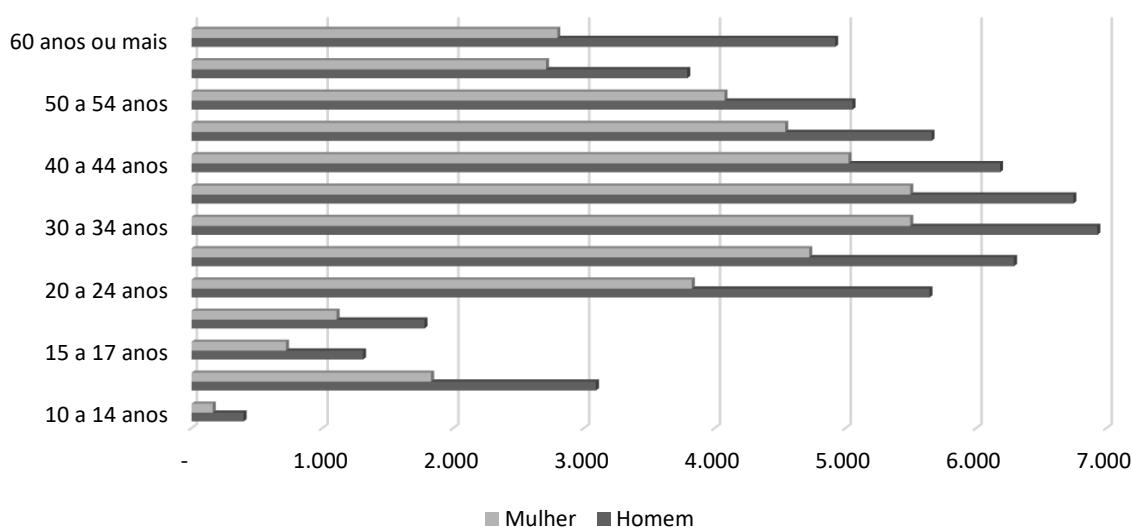
4. RESULTADOS

Nesta seção é realizada a análise descritiva das variáveis da amostra, seguido de uma análise e discussão dos resultados obtidos no modelo econométrico proposto, iniciando com uma comparação entre os métodos e, em seguida, tem-se a interpretação e discussão dos resultados do modelo Probit.

4.1 UMA BREVE ANÁLISE DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS

A condição de ocupação masculina e feminina é apresentada no Gráfico 1, e diante de todos os grupos de idade destacados, os homens ocupam maior número de posições do que as mulheres, sendo que a diferença relativa é maior no início da vida profissional e com a chegada da terceira idade.

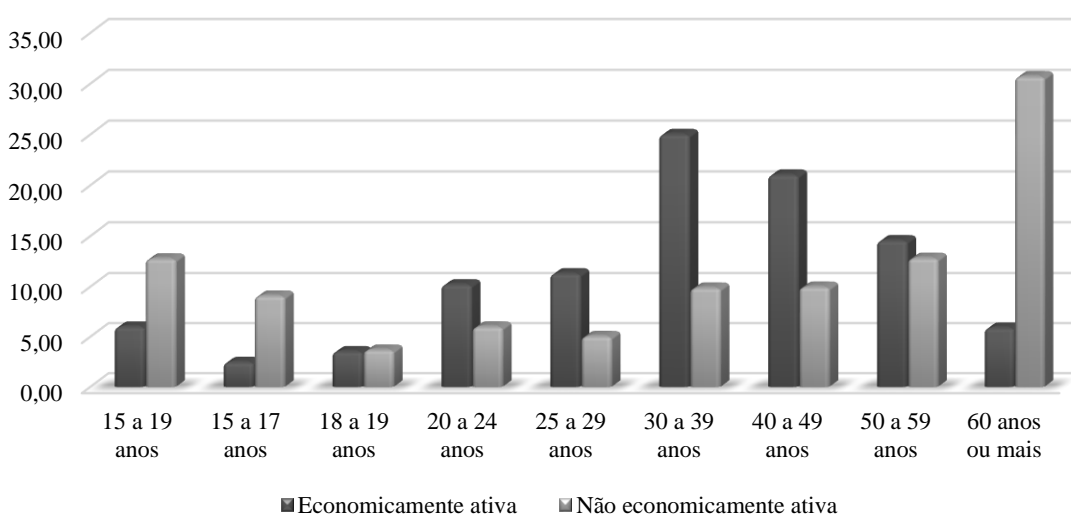
Gráfico 1 - Pessoas de 10 anos ou mais ocupadas por grupos de idade e gênero, Brasil, 2015



Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da PNAD, IBGE (2019).

Entre 30 a 54 anos essa diferença praticamente segue constante, mas em nenhuma categoria de idade as mulheres estão ocupadas em maior número que os homens. No Gráfico 2 é possível verificar a condição das mulheres em termos de atividade e grupos de idade:

Gráfico 2 - Condição de atividade feminina, por grupo de idade, Brasil, 2015



Fonte: Elaboração própria, a partir dos dados da PNAD, IBGE (2015).

Predominantemente, as mulheres estão numa condição economicamente ativa entre 20 a 59 anos. Para as faixas entre 15 e 19 anos e acima de 60 anos, elas estão em uma situação não economicamente ativa com predominância. Isso contribui para o entendimento da situação apresentada no Gráfico 1, pois do período de maior quantidade relativa de mulheres numa condição economicamente ativa, há uma menor diferença relativa entre homens e mulheres em termos de ocupação, embora os homens estivessem em maior número.

Em relação às mulheres brancas e não brancas brasileiras que não trabalham e para aquelas que trabalharam na PBSIRM, em 2015, as informações médias apresentadas na Tabela 1, mostram que a idade média das mulheres da amostra está entre 45 e 43; e que as mulheres brancas têm mais anos de estudo, maior renda per capita e menos filhos.

Tabela 1: Valores médios para mulheres brancas e não brancas, que trabalham e não trabalham na PBSIRM, no Brasil, em 2015

Variável	Branca	Não branca	Trabalha na PBSIRM	Não trabalha
Idade	45,46	42,36	38,15	43,78
Anos de estudo	9,16	7,99	9,76	8,40
Ln (renda per capita)	6,52	5,99	6,62	6,18
Número de filhos	2,41	2,80	1,95	2,68

Fonte: elaboração própria, a partir dos microdados da PNAD, IBGE (2019).

A mulher que trabalha na PBSIRM tem, em média, idade menor, maior escolaridade, maior renda per capita e menos filhos, em comparação com as mulheres que não trabalhavam nessa atividade.

Com relação às mulheres brancas e não brancas que trabalhavam ou não na PBSIRM e, as informações médias, dispostas na Tabela 2, mostram que no que se refere ao trabalho na PBSIRM, mulheres brancas e não brancas possuem praticamente as mesmas características, em termos de idade, escolaridade, renda per capita e número de filhos.

Tabela 2: Valores médios para mulheres brancas que trabalham e que não trabalham e não brancas que trabalham e não trabalham na PBSIRM, Brasil, 2015

Variável	Branca e trabalha na PBSIRM	Não branca e trabalha na PBSIRM	Branca e não trabalha	Não branca e não trabalha
Idade	38,40	37,88	45,82	42,49
Anos de estudo	9,75	9,77	9,13	7,94
Ln(renda per capita)	6,71	6,51	6,51	5,97
Número de filhos	1,88	2,02	2,44	2,83

Fonte: elaboração própria, a partir dos microdados da PNAD, IBGE (2019).

Para as características das mulheres que não trabalharam na semana de referência da pesquisa, as mulheres brancas têm maior idade em relação às não brancas, assim como maior escolaridade, maior renda per capita e menor número médio de filhos.

4.2 RESULTADOS E DISCUSSÃO DO MODELO

Nesta subseção são apresentados os resultados da estimação dos Modelos Probit e de Probabilidade Linear, é realizada ainda a comparação entre os modelos e resultados dos testes de hipóteses realizados. Na Tabela 3 é possível verificar esses resultados.

Tabela 3: Resultado da estimação do modelo Probit e Probabilidade Linear, na PBSIRM

Variável	Modelo Probit		Modelo de Probabilidade Linear (MPL)	
	Coefficiente	Erro padrão	Coefficiente	Erro padrão
Branca	0,0611** [0,046]	0,0307	0,0070* [0,0051]	0,0025
Idade	0,1516*** [0,000]	0,0097	0,0079*** [0,000]	0,0006
Idade ²	-0,0023*** [0,000]	0,0001	-0,0001*** [0,000]	0,0000
Anos de estudo	0,1931*** [0,000]	0,0203	0,0092*** [0,000]	0,0008
Anos de estudo ²	-0,0119*** [0,000]	0,0011	-0,0006*** [0,000]	0,0001
ln(Renda per capita)	6,4581*** [0,000]	0,4776	0,0836*** [0,000]	0,0056
[ln(Renda per capital)] ²	-0,4438*** [0,000]	0,0358	-0,0040*** [0,000]	0,0005
Número de filhos	-0,0589*** [0,000]	0,0144	-0,0021*** [0,000]	0,0005
Mora com cônjuge	-0,4787*** [0,000]	0,0365	-0,0316*** [0,000]	0,0030
Constante	-26,9834*** [0,000]	1,5875	-0,4110 [0,000]	0,0204
Número de observações =	39.326,00		Número de observações =	39.326,00
F(9, 5313) =	115,92*** [0,000]		F(9, 5313) =	88,72*** [0,000]
Pseudo-Coefficiente de determinação =	0,0792		Coefficiente de determinação =	0,0443

Nota: *Significante a 10%, **Significante a 5%, ***Significante a 1%.

Fonte: Elaboração própria.

Os dois modelos, embora apresentem interpretações diferentes, apresentaram os mesmos sinais nos coeficientes, o que sugere que ambos captaram a mesma relação direta e inversa das variáveis. Os parâmetros foram significativos a 5%, alguns até mesmo a 1% de significância, tanto do modelo Probit quanto no Modelo de Probabilidade Linear. Uma exceção foi a variável referente à cor branca no MPL, que se demonstrou significativa a 10%. Em termos globais, a significância estatística das variáveis foi de 1%.

O pseudo-coeficiente de determinação do modelo Probit foi aproximadamente 7,92% e o coeficiente de determinação encontrado no Modelo de Probabilidade Linear foi 4,43%, resultados satisfatórios para um trabalho de economia social, que em geral apresenta baixo coeficiente de determinação ou pseudo-coeficiente de determinação. Por exemplo, Kutner et. al. (2004) mostraram que um coeficiente de determinação próximo de zero não necessariamente indica a inexistência de relação entre X e Y, visto que eles podem estar fortemente relacionados, mas numa relação curvilínea, enquanto o coeficiente de determinação mede o grau de associação linear entre X e Y. Com relação ao efeito marginal das variáveis do modelo na PBSIRM, também é possível verificar que todos os coeficientes são significantes a 5%, como visto na Tabela 4.

Tabela 4: Efeito marginal das variáveis do modelo, na PBSIRM

Variáveis	Coefficiente	Erro padrão (método delta)
Branco	0,0044** [0,047]	0,0022
Idade	0,0109*** [0,000]	0,0007
Idade ²	-0,0002*** [0,000]	0,0000
Anos de estudo	0,0139*** [0,000]	0,0015
Anos de estudo ²	-0,0009*** [0,000]	0,0001
ln(Renda per capita)	0,4652*** [0,000]	0,0349
[ln(Renda per capita)] ²	-0,0320*** [0,000]	0,0026
Número de filhos	-0,0042*** [0,000]	0,0010
Mora com cônjuge	-0,0345*** [0,000]	0,0027

Nota: *Significante a 10%, **Significante a 5%, ***Significante a 1%.

Fonte: Elaboração própria.

Com base na Tabela 4, mulheres brancas possuem maior probabilidade de estarem empregadas do que não brancas, isso pode sugerir discriminação racial no mercado de trabalho, corroborando com o trabalho Campante, Crespo e Leite (2004), além destes resultados corroborarem Soares (2000) ao concluir que a desvantagem em relação à cor afeta principalmente as mulheres negras.

Quanto maior a idade maior a probabilidade da mulher estar no mercado de trabalho, até um nível máximo, esse efeito é observado pelos sinais das variáveis idade e idade², o que sugere um formato côncavo para a idade, como destacado por Oliveira e Rios-Neto (2006), Gonzaga, Machado e Machado (2003).

Observou-se ainda que os anos de estudo influenciam positivamente a empregabilidade, mas possuem um ponto de máximo. A partir deste ponto, a probabilidade de estar no mercado de trabalho cresce menos, assim como acontece com a idade. Uma possível explicação é que quanto maior a escolaridade maior a idade, o que viabiliza a discriminação pela idade.

Quanto maior a renda per capita, maior a probabilidade da mulher estar empregada, até um nível de renda máximo, onde esse aumento em probabilidade cresce menos, uma renda per capita maior pode estar associada a maior acesso a trabalho. Além disso, possivelmente é necessário um nível de renda per capita positivo que viabilize os custos com a própria atividade de procurar emprego. Montali (2006) destacou que em famílias de baixa renda a inserção feminina é mais urgente, muitas vezes para atenuar o empobrecimento.

Cada filho adicional reduz a probabilidade da mulher entrar no mercado de trabalho, como também mostrado nos trabalhos de Bruschini (2006), Maron e Meulders (2008), Cipollone, Patachini, Vallanti (2013) e Guiginski (2015).

A probabilidade da mulher entrar no mercado de trabalho cai quando ela mora com o cônjuge, o mesmo resultado foi encontrado por Sorj, Fontes e Machado (2007). O trabalho de Bruschini (2006) destacou que as mulheres casadas passam mais horas nos afazeres domésticos do que as solteiras e do que os homens casados e solteiros.

Para a verificação do efeito das variáveis qualitativas, foi realizado o cálculo do efeito parcial médio, calculando o modelo com e sem *dummies* e verificando seu efeito, pela diferença obtida em Φ , os resultados são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5: Efeito parcial médio das variáveis qualitativas, na PBSIRM

Efeito das <i>dummies</i>	Φ	Em probabilidade
Efeito da <i>dummy</i> branca	-2,3618	0,0245
Efeito conjunto da <i>dummies</i> branca e mora com o cônjuge	-2,5216	0,0166

Fonte: Elaboração própria.

Observa-se a partir dos dados amostrais que ter a cor da pele branca implicou efeito médio de 0,0245 em probabilidade na inserção no mercado de trabalho, em comparação a mulheres com cor de pele não branca, o efeito da *dummy* cor da pele branca das mulheres foi de 0,0014 em probabilidade.

Quando a mulher branca mora com o cônjuge seu efeito combinado revela que sua probabilidade de estar empregada passa de 0,0245 para 0,0166 em probabilidade, em média, o que indica a existência de fatores que desfavorecem ou dificultam a entrada da mulher no mercado de trabalho, de forma que a probabilidade dela estar inserida no mercado cai 0,0065 em probabilidade.

Os resultados apontam para a desvantagem que mulheres tanto brancas como não brancas (estas mais afetadas) possuem quando moram com o cônjuge, uma vez que sua probabilidade de inserção no mercado de trabalho é reduzida, resultados coerentes com a literatura especializada, como apontado por Sorj, Fontes e Machado (2007) e Bruschini (2006).

Para a verificação do efeito das variáveis qualitativas, foi realizado o cálculo do efeito parcial médio, com diversos cenários para a variável que se pretende verificar o efeito, mantendo as demais na média, os resultados são apresentados na Tabela 6.

Tabela 6: Efeito parcial médio das variáveis quantitativas em probabilidade, na PBSIRM, em vários cenários

Variável	Variação	Φ	Efeito em probabilidade
Idade	20	-2,2199	0,0339
Idade	30	-1,8291	0,0749
Idade	40	-1,8885	0,0671
Idade	50	-2,3982	0,0225
Anos de estudo	9,0	-2,2241	0,0336
Anos de estudo	12	-2,3962	0,0226
Anos de estudo	16	-2,9598	0,0050
Anos de estudo	20	-3,9051	0,0002
ln(renda per capita)	6,0	-2,2123	0,0345
ln(renda per capita)	6,5	-1,7569	0,0852
ln(renda per capita)	7,0	-1,5233	0,1250
ln(renda per capita)	8,0	-1,7218	0,0906
Número de filhos	0	-2,2763	0,0299
Número de filhos	1	-2,3352	0,0261
Número de filhos	2	-2,3941	0,0227
Número de filhos	3	-2,4530	0,0197
Média das variáveis	média	-2,4324	0,0207

Fonte: Elaboração própria

É possível verificar pelos cenários, os efeitos que a variação da idade, anos de estudo, ln (renda per capita) e número de filhos têm sobre a variável dependente trabalha, esse efeito é sobre a média das demais características, da PBSIRM.

A probabilidade da mulher estar inserida no mercado de trabalho aumenta com a idade. Nos cenários de 20 a 50 anos, é possível verificar que aos 20 anos a probabilidade dela estar inserida no mercado de trabalho aumenta em 0,0132 em probabilidade é menor do que aos 30 e 40 anos este que aumenta em 0,0464 em probabilidade. Porém maior que aos 50, que aumenta em apenas 0,0018 em probabilidade, apesar da maior experiência que ela teria com esta idade.

Aos 30 anos o efeito positivo da idade é maior 0,0542 em probabilidade, se comparado com a média, essa idade de maior inserção também é o intervalo de maior número de mulheres em condição economicamente ativa e menor diferença de taxa de ocupação em relação aos homens.

Com relação aos anos de estudo, mulheres com até 9 anos de estudos possuem maior probabilidade de estarem inseridas no mercado de trabalho, com aumento em 0,0336, em média, essa faixa de escolaridade responde com um aumento de 0,0129 em probabilidade, em relação à média. À medida que os anos de escolaridade aumentam a probabilidade de empregabilidade cai, isto pode estar relacionado à menor quantidade de empregos no Brasil que exijam um nível de qualificação alta, na PBSIRM e que contratam mulheres, com possível predominância de trabalhos que exigem um menor grau de instrução que contratam mulheres. De forma que 20 anos de estudo possui efeito médio de 0,0002, com uma redução de probabilidade em relação à média de 0,0205.

O $\ln(\text{renda per capita})$ responde positivamente à inserção das mulheres na PBSIRM, quando igual a 7, que indica aproximadamente R\$1.096,63 aos preços de 2015. Isso significa um aumento, em média, de 0,1250 em probabilidade da mulher estar empregada, respondendo por uma diferença positiva de 0,1043 em relação à média, em probabilidade. O maior efeito dentre os cenários, mesmo quando passa de 7 para 8, ou aproximadamente, R\$2.980,96, em que o efeito médio em probabilidade é 0,0906 e o acréscimo em relação à média foi de 0,07. Ou seja, maior que o efeito positivo da idade e anos de estudo, isto sugere que na média, possuir maior renda per capita contribui para a inserção das mulheres no mercado de trabalho. Isto pode estar associado à um maior recurso disponível para o deslocamento para entrevistas, buscas por empregos, treinamento específico dentre outros fatores relacionados aos custos para se “procurar” emprego.

À medida que a mulher possui mais filhos, a probabilidade de inserção no mercado de trabalho cai, quando ela não possui filhos. Em média, ela possui 0,0299 maior probabilidade de estar empregada, com probabilidade de 0,0092 maior que a média das mulheres, probabilidade que é reduzida em 0,0038 com o primeiro filho, 0,0034 do primeiro para o segundo filho e 0,0030 do segundo para o terceiro filho. À medida que o número de filhos aumenta, existe uma atenuação da redução da probabilidade da mulher estar empregada, uma vez que a probabilidade do filho adicional é acumulada com a probabilidade da quantidade anterior de filhos.

5. CONCLUSÃO

A maior probabilidade de inserção no setor de Produção de Bens e Serviços Industriais, de Reparação e de Manutenção, em 2015, foi de mulheres brancas, com cerca de 9 anos de estudo, por volta de 30 anos, com $\ln(\text{renda per capita})$ de 7 e sem filhos. A renda per capita foi o fator que mais influenciou positivamente em termos de aumento em probabilidade de inserção no mercado de trabalho. Mesmo com sua redução de crescimento tende a ter retorno maior em probabilidade que as demais variáveis, isto pode estar associado à maior quantidade de recursos disponíveis para cobrir custos da busca por empregos.

A inserção do trabalho feminino para não brancas é dificultada pela discriminação pela cor, mulheres jovens são prejudicadas pela associação da baixa idade à baixa experiência, mulheres com idade próxima à condição de idosas, apesar da maior experiência, possuem menor inserção no trabalho. Mulheres com escolaridade média possuem maior probabilidade

de inserção na PBSIRM do que quando sua qualificação cresce, isto pode estar associado à menor contratação de mulheres para cargos de liderança, mesmo quando as mulheres possuem a qualificação necessária. As que não possuem filhos possuem maior probabilidade de contratação e promoção, já as que moram com o cônjuge, em média, possuem menor probabilidade de inserção no trabalho. A mulher não branca é a que leva a maior desvantagem, ampliada, se moram com o cônjuge, têm filhos, são jovens ou possuem idade acima de 50 anos, pois esses elementos reduziram a probabilidade de inserção no mercado de trabalho, de acordo com os dados da pesquisa.

Essas características indicam a necessidade de políticas públicas direcionadas à inserção de mulheres não brancas, jovens, idosas, mães, de baixa renda e que moram com o cônjuge, no mercado de trabalho do setor de PBSIRM o qual possuía praticamente a menor representação feminina no grupamento por ocupação da pesquisa.

REFERÊNCIAS

BECKER, G. **The Economics of Discrimination**. Chicago: University of Chicago Press, 1971.

BRUSCHINI, Cristina. Trabalho doméstico: inatividade econômica ou trabalho não-remunerado? **Revista Brasileira de Estudos de População**. São Paulo, v. 23, n. 2, p. 331-353, jul./dez. 2006.

CAMERON, A. Colin; TRIVEDI, Pravin K. **Microeconometrics using Stata**. Texas: Stata Press, 2009.

CAMPANTE, Filipe R.; CRESPO, Anna R. V.; LEITE, Phillippe G. P. G. Desigualdade salarial entre raças no mercado de trabalho urbano brasileiro: aspectos regionais. **Rev. Bras. Econ.** 2004, v. 58, n. 2, p. 185-210, 2004.

CIPOLLONE, Angela; PATACCHINI, Eleonora; VALLANTI, Giovanna. Women labor Market participation in Europe: novel evidence on trends and shaping factors. **Discussion paper series**, IZA DP, n° 7710, outubro, 2013, disponível em: <<http://repec.iza.org/dp7710.pdf>>. Acesso em: 27 jun. 2019.

CNI. **Indústria de Transformação**. Disponível em: <https://bucket-gw-cni-static-cms-si.s3.amazonaws.com/media/filer_public/30/28/3028e5bb-a418-481d-997b-c631aed82b56/flyer_a_importancia_da_industria_no_brasil_transformacao_marco_2020.pdf>. Acesso em: 01 jul. 2020.

ENGLAND, Paula. The gender revolution: uneven and stalled. **Gender and Society**, vol. 24, n. 2, p. 149-166, abr. 2010.

GONZAGA, Gustavo; MACHADO, Ana Flavia; MACHADO, Danielle Carusi. **Horas de trabalho**: efeitos idade, período e coorte. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 2003.

GREENE, William H. **Econometric analysis**. Pearson, 2012.

GUIGINSKI, Janaína Teodoro. **Mercado de trabalho e relações de gênero**: associação entre a presença de filhos e as condições de acesso ao trabalho das mulheres. 2015. 165 f.

Dissertação (Mestrado em Demografia) - Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2015.

HIRATA, H.; KERGOAT, D. Novas configurações da divisão sexual do trabalho. **Cadernos de Pesquisa**, v. 37, n.137, p. 595-609, set. 2007.

IBGE. **CONCLA**. Disponível em: <<https://cnae.ibge.gov.br/en/?view=divisao&divisao=33>>. Acesso em: 01 jul. 2020.

_____. **Downloads**. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/downloads-estatisticas.html>>. Acesso em: 07 jul. 2019.

_____. **Sistema de Contas Nacionais Trimestrais - SCNT**. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9300-contas-nacionais-trimestrais.html?=&t=resultados>>. Acesso em: 01 jul. 2020a.

KUTNER, Michael H. *et. al.* **Applied linear statistical models**. 5 ed. McGraw-Hill, 2004.

LIMA, Márcia. Novos contornos das desigualdades: mudanças recentes na relação entre ocupações de nível superior e mercado de trabalho. *In*: CONGRESSO INTERNACIONAL DA ASSOCIAÇÃO DE ESTUDOS LATINO-AMERICANOS, 28., 2009, Rio de Janeiro. **Anais [...]**. Rio de Janeiro: Pontifícia Universidade Católica, 2009.

MARCONDES, M. M. et al. (Org.). Dossiê mulheres negras: retrato das condições de vida das mulheres negras no Brasil. Brasília, DF: Ipea, 2013.

MARON, Leia; MEULDERS, Danièle. Having a child: a penalty or bonus for mother's and father's employment in Europe? **Working paper**, nº 08-05.RS, Bruxelas: DULBEA l'Université Libre de Bruxelles, 2008.

MONTALI, Lilia. Provedoras e co-provedoras: mulheres-cônjuge e mulheres-chefe de família sob a precarização do trabalho e o desemprego. **Revista Brasileira de Estudos de População**. São Paulo, v. 23, n. 2, p. 223-245, jul./dez. 2006.

OLIVEIRA, Ana Maria Hermeto Camilo de; RIOS-NETO, Eduardo Luiz Gonçalves. Tendências da Desigualdade Salarial para Coortes de Mulheres Brancas e Negras no Brasil. **Estudos Econômicos**. São Paulo, v. 36, n. 2, p. 205-236, abr./jun. 2006.

ONU MULHERES. **Mais igualdade para as mulheres brasileiras**: caminhos de transformação econômica e social. Brasília: ONU Mulheres - Entidade das Nações Unidas para a Igualdade de Gênero e o Empoderamento das Mulheres, 2016.

RAIS. **RAIS vínculo**. Disponível em: <http://bi.mte.gov.br/bgcaged/caged_rais_vinculo_id/caged_rais_vinculo_basico_tab.php>. Acesso em: 01 jul. 2020.

SILVA, Claudéci da; CUNHA, Marina Silva da. O efeito do trabalhador adicional no Brasil: resposta do cônjuge ao desemprego do chefe da família (2012 a 2017). *In*: ENCONTRO NACIONAL DA ANPEC, 46., 2018. **Anais [...]**. Rio de Janeiro, 2018.

SOARES, Sergei Suarez Dillon. **O perfil da discriminação no mercado de trabalho: homens negros, mulheres brancas e mulheres negras.** Brasília: IPEA, 2000.

SORJ, Bila; FONTES, Adriana; MACHADO, Danielle Carusi. Políticas e práticas de conciliação entre família e trabalho no Brasil. **Caderno de pesquisa**, v. 37, n. 132, p. 573-594, set./dez. 2007.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Econometrics analysis of cross section and panel data.** Cambridge: The MIT Press. 2. ed. 2010.