

DISCRIMINAÇÃO POR GÊNERO E PODER DE MERCADO * †

Débora Chaves Meireles

Doutora em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia - Departamento de Economia - UFJF

Ricardo da Silva Freguglia

Prof. Dr. Associado do Programa de Pós-Graduação em Economia - Departamento de Economia - UFJF

Carlos Henrique Leite Corseuil

Técnico de Planejamento e Pesquisa - IPEA

Área 13 - Economia do Trabalho

Resumo

Este artigo tem como objetivo testar implicações empíricas da teoria clássica de Becker sobre a discriminação contra as mulheres no Brasil. Especificamente, investiga-se (i) a relação contemporânea entre o emprego relativo de mulheres *vis-à-vis* homens e a performance (lucratividade e/ou poder de mercado) em cada unidade de análise (empresa e UL – unidades locais); e (ii) a capacidade preditiva do emprego relativo de mulheres *vis-à-vis* homens para a probabilidade de sair do mercado. Estas hipóteses são testadas a partir de um painel dos microdados longitudinais por unidade de análise (empresa e UL), com a compatibilização dos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS) do Ministério do Trabalho e Emprego e da Pesquisa da Indústria Anual – Empresa (PIA-Empresa) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), no período de 2002 a 2013. Os resultados indicaram que na maioria das especificações consideradas (inclusive nas nossas preferidas), não há uma relação significativa entre emprego relativo de mulheres e lucratividade no curto-prazo. Porém, essa relação se torna importante quando se restringe a amostra para as empresas com maior poder de mercado, procurando simular um ambiente menos competitivo. No horizonte de médio-longo prazo, não há indícios de que uma menor parcela de mulheres empregadas tenha consequências para a probabilidade de sobrevivência das empresas no horizonte considerado de até 10 anos.

Classificação JEL: J7, J70, J71.

Palavras-chave: Emprego relativo de mulheres. Discriminação por gênero. Poder de mercado.

Abstract

This article aims to test empirical implications of the classical Beckerian theory on discrimination against women in Brazil. Specifically, (i) the contemporary relationship between the relative use of women versus men and the performance (profitability and/or market power) in each relevant unit of analysis (firm and UL – local units) are examined. In addition, we intend to check (ii) if the relative use of women *vis-à-vis* men is related to the probability of leaving the market. These hypotheses are tested using a panel of longitudinal microdata per unit of analysis (company and UL), linking data from a matched employer-employee data with detail information about workers (Relação Anual de Informações Sociais) and a firm level survey with detailed information on firm performance (PIA-Empresa) from 2002 to 2013. The results indicated that in most of the specifications considered (including in our preferred ones), there is no significant relationship between relative employment of women and short-term profitability. However, this relationship appears when the sample is restricted to the companies with greater market power, trying to simulate a less competitive environment. In the medium-long-term horizon, there is no evidence that a smaller proportion of employed women have an impact on the probability of firm survival within a 10-year horizon.

JEL Classification: J7, J70, J71.

Key-Words: Relative employment of women. Discrimination by gender. Market power.

*Os autores agradecem o apoio financeiro da FAPEMIG, CAPES e CNPq. Os dados provenientes do Ministério do Trabalho e Emprego são devidamente agradecidos.

†Parte dos dados utilizados no presente trabalho são da Pesquisa Industrial Anual, referente aos anos de 2002 a 2013, realizada pelo IBGE e foram obtidos mediante ingresso autorizado à sala de acesso a dados restritos da instituição. Os resultados, análises e interpretações apresentados são de responsabilidade única do(s) autor(es), não representando a visão oficial do IBGE, nem se constituindo em estatística oficial.

1 INTRODUÇÃO

A influência do aumento da competição no mercado de produto sobre os resultados no mercado de trabalho tem sido objeto de intenso debate na literatura relacionada a esse tema. Essa discussão é frequentemente conduzida de forma a buscar evidências sobre a capacidade de redução da discriminação no mercado de trabalho a partir da ampliação da competição de produtos. O arcabouço teórico que dá suporte à discussão dessa relação é a teoria clássica de Becker (1971) sobre a discriminação.

Estudos mais recentes, como os de Blau e Kahn (2016) e Jiriahn e Stephan (2006), por exemplo, ressaltam a existência de um diferencial salarial por gênero, mesmo controlando pelas características produtivas – observadas ou não observadas – dos trabalhadores. Esse resultado, a princípio, é condizente com diferentes formulações teóricas que predizem um equilíbrio de mercado com discriminação, como por exemplo, o modelo formulado por Becker (1971) onde a discriminação por gênero no mercado de trabalho é fruto de diferenças de preferências pessoais por parte do empregador discriminador. Essas preferências não são necessariamente associadas à eficiência produtiva, mas por aspectos subjetivos, como o gênero, o que implica em um trade off para o empregador discriminador, entre satisfazer preconceitos ou ter maiores lucros. Nesse caso mesmo que homens e mulheres tenham as mesmas características produtivas, as mulheres passam a receber salários abaixo de sua produtividade para que os empregadores sejam compensados pela perda de utilidade do emprego de mulheres.

Becker (1971) e Black e Strachan (2001) argumentaram que, para que a discriminação prevaleça, os empregadores discriminatórios devem possuir poder de mercado nos seus produtos. Contrariamente, a concorrência no mercado de produtos pode ser o principal impedimento à discriminação, resultando em menores diferenciais de emprego e salário entre homens e mulheres. Além disso, quando há concorrência perfeita entre os mercados, a discriminação desaparece ao longo do tempo, desde que existam empregadores com preferências não discriminatórias.

Essas predições do modelo de discriminação de Becker começaram uma linha de estudos empíricos com foco na relação entre poder de mercado das firmas e as diferenças salariais de gênero no mercado de trabalho. Este estudo segue essa vertente de testar as previsões teóricas a respeito da discriminação contra as mulheres, tal como formuladas por Becker (1971), para os dados do mercado de trabalho brasileiro. Para isso pretende-se responder duas perguntas centrais: (i) as empresas que empregam menos mulheres *vis-à-vis* homens auferem lucro menores em um determinado momento?; e (ii) essas empresas terão maior probabilidade de sair do mercado no futuro?

Especificamente, o objetivo desse estudo é examinar a relação contemporânea entre o emprego relativo de mulheres *vis-à-vis* homens e a performance (lucratividade e/ou poder de mercado) em cada unidade de análise relevante (empresa e UL - unidades locais), bem como verificar a capacidade preditiva do emprego relativo de mulheres *vis-à-vis* homens para a performance futura da empresa e de sua probabilidade de sobrevivência no mercado.

A análise empírica é baseada na compatibilização dos microdados da Relação Anual de Informações Sociais Vínculo (RAIS Vínculo/MTE) como os da Pesquisa Industrial Anual - Empresa (PIA-Empresa/IBGE), com um aprofundamento do conjunto de dados correspondentes ao nível empregador-empregado, que permite superar muitas das limitações dos dados individuais. A base de dados contemplou o universo de empresas industriais brasileiras do banco de dados da PIA que constam no banco de dados da RAIS através da variável identificadora do empregador, o CNPJ.

A partir dessa estrutura de dados, foram extraídas as principais variáveis, que são usadas na construção dos dois bancos de dados que permitiram explorar as predições teóricas de Becker. A primeira base de dados constitui um painel de 2003 a 2013, organizado com o intuito de explicar se as empresas que fazem um menor emprego relativo de mulheres auferem lucros menores, no período que cobre dez anos (2003 a 2013). A estratégia empírica utilizada envolve a estimação com o controle dos efeitos fixos de firma, incluindo especificações que contém tendências, idade da empresa e efeitos de características demográficas. A segunda base foi organizada para se examinar se as empresas terão

maior chance de sair do mercado, para a análise de performance/sobrevivência futura. Nesse caso, a estratégia empírica da relação será feita por estimações baseada nos modelos Logit, controlando por efeitos de características demográficas e cíclicas.

Esse artigo inova ao fazer uso de dados de empresas industriais com informação detalhada dos trabalhadores para mensurar o emprego relativo de homens e mulheres em um país em desenvolvimento. Considerando a variação na estrutura do mercado de produto nas empresas brasileiras, este estudo irá abranger um enorme grupo de empresas, que permite garantir a validade externa dos resultados.

Os principais resultados obtidos indicam que, em geral, não há evidências de que uma maior parcela de mulheres empregadas afete o lucro das empresas no curto prazo. Porém, essa relação aparece quando se restringe a amostra para empresas com alto poder de mercado. Por fim, não há indícios de que o menor nível de performance associado a uma menor parcela de mulheres empregadas tenha consequências para a probabilidade de sobrevivência num horizonte de médio-longo prazo.

Este artigo está organizado em mais seis seções além desta introdução. A segunda e terceira seções sumarizam o modelo de discriminação de Becker e as duas proposições que se pretende testar, bem como os estudos empíricos dessa literatura. A quarta tratará da natureza dos dados utilizados no estudo. Na quinta e sexta seções serão apresentados os aspectos metodológicos seguidos das análises dos resultados. Por fim, apresentam-se as considerações finais do estudo.

2 O MODELO DE BECKER

Para explicar a análise formal da discriminação no mercado de trabalho, a segunda vertente, a teoria clássica de Becker (1971) supõe que o preconceito pessoal é a fonte da discriminação. Os empresários discriminatórios contra as trabalhadoras desistem de lucros para satisfazer seus preconceitos e/ou gostos contra os grupos desfavorecidos e, por sua vez, esses gostos podem ser tratados como preferências individuais entre bens e serviços. Assim sendo, observa-se uma preferência em contratar trabalhadores do sexo masculino, ainda que os seus salários excedam os das mulheres, que são igualmente produtivas. É possível que as empresas enfrentem um trade-off para pagar salários inferiores aos grupos desfavorecidos. E esses comportamentos do mercado competitivo devem, assim, assegurar que ao empregar trabalhadoras do sexo feminino com salários mais baixos, caracteriza para as empresas um aumento da lucratividade; caso contrário, pode prejudicar o empregador em ter que desistir de lucros para satisfazer seus preconceitos. Ou seja, pode incorrer em custos para as empresas discriminatórias e que empregam apenas trabalhadores com salários elevados, embora isso signifique lucros menores.

Seja uma empresa com uma função de produção Y , que compreende dois grupos de trabalhadores igualmente produtivos: homens, H ; e, mulheres, M . Para o empregador discriminador com aversão para a contratação de trabalhadores do sexo feminino e com maiores lucros, a maximização da utilidade é dada por:

$$U(\Pi, H, M) = P.Y(H, M) - w_H.H - w_M.M - d(M/H) \quad (1)$$

Onde: d é coeficiente de discriminação, P é o preço do produto, e w_H e w_M são os salários de homens e mulheres, respectivamente

A maximização de utilidade no curto prazo implica em:

$$PM_M + d(F/M^2) = w_M.PM_F - d/H = w_M \quad (2)$$

Onde: PM_H e PM_M são as produtividades marginais de homens e mulheres, respectivamente.

Para o empregador discriminador, os trabalhadores homens alcançarão o equilíbrio no mercado de trabalho, quando a sua remuneração for igual à da produtividade marginal, $PM_H = w_H$.

Presumindo que as produtividades marginais dos trabalhadores são iguais ($PM_H = PM_M$), percebe-se um diferencial proporcional entre os salários de homens e mulheres, o que implica em uma menor remuneração para as mulheres. A produtividade marginal deste grupo de trabalhadores é desutilizada pelos empregadores, e, em razão disso, as mulheres apresentam remunerações reduzidas em comparação aos homens.

Observa-se que a produtividade marginal do trabalhador feminino está definida acima do preço de entrada do trabalho porque é descontado pelo custo não pecuniário de discriminação ao empregador. Já a produtividade marginal do trabalhador masculino, em razão do aumento da mão de obra masculina na utilidade do empregador, apresenta-se abaixo do preço de entrada do trabalho masculino.

No curto prazo, Becker (1971) define o coeficiente de discriminação, d , como sendo a taxa do diferencial salarial entre dois tipos de trabalhadores com produtividades iguais em um mercado perfeitamente competitivo. No que diz respeito ao coeficiente de discriminação, d , pode ocorrer dois fatos: o primeiro, as empresas contratam mais mulheres e menos homens, quando apresentam d menor, isto é, tem gostos discriminatórios mais fracos; o segundo, as empresas que apresentam gostos discriminatórios mais fortes, isto é, d maior tendem a contratar menos mulheres e mais homens.

Becker (1971) e Arrow (1973) assinalaram a discriminação dos empregadores pode se reduzir e até ser eliminada no longo prazo em razão das forças competitivas, porque as empresas que menos discriminam contratam as mulheres com um menor salário e assumem custos de produção mais baixos. Diante disso, a teoria de Becker (1971) implicará que o grau de concorrência no mercado terá um efeito sobre as práticas discriminatórias, particularmente para as mulheres.

3 ESTRUTURA DO MERCADO DE PRODUTO E DISCRIMINAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO

A maior parte da literatura existente baseia-se na análise da ineficiência da discriminação ao testar as seguintes hipóteses: i) as empresas com alta proporção de trabalhadoras têm lucros mais elevados, derivada da teoria de Becker (1971); ii) as empresas com elevada proporção de trabalhadores do sexo feminino teriam, no futuro, um aumento nos lucros e portanto maiores chances de sobrevivência; iii) as empresas que enfrentam concorrência mais intensa no mercado de produtos, tendem a ter menores lucros e, portanto, estariam menos dispostas a pagar salários acima da produtividade marginal para os homens; e, iv) conseqüentemente essas firmas empregam relativamente menos homens (e mais mulheres). Nesta seção será feito um resumo dos fatos estilizados revelados por essa literatura.

Estudos anteriores em vários países e em diferentes momentos sobre a relação entre concorrência no mercado e discriminação tem acompanhado duas abordagens. Os estudos em nível da indústria ditaram o tom do comportamento dos setores protegidos pela regulação, registrando, por um lado, que os empregadores contratam relativamente mais trabalhadores masculinos *vis-à-vis* as mulheres (Ashenfelter; Hannan, 1986). A influência do grau de competição de um setor para as condições de trabalho de mulheres em relação à dos homens foi confirmado por Black e Strahan (2001), que utilizaram os dados da indústria bancária dos Estados Unidos, para analisar efeito da desregulamentação desse setor (com aumento de concorrência) sobre a diferença salarial por gênero. Os autores reportam uma redução dos salários masculinos em 12% atribuída a desregulamentação, e de apenas 3% para o salário feminino. Além disso os autores reportam um aumento da presença de mulheres nos cargos gerenciais. Por sua vez, Black e Brainerd (2004) examinam o efeito da globalização na diferença salarial por gênero, também nos Estados Unidos. Quando as indústrias encontram um maior comércio internacional, elas enfrentam uma maior concorrência e, por conseguinte, perdem o poder de mercado. De acordo com o aporte teórico da discriminação, está competitividade reduz a discriminação entre gênero e reduz os salários masculinos e femininos e, conseqüentemente, a diferença de gênero irá diminuir. Porém, os salários dos homens diminuiram mais do que o das mulheres, na medida em que o número crescente de empregadores prefere mão de obra mais barata de trabalhadores

do sexo feminino, proporcionando, deste modo, um aumento na participação e nos salários das trabalhadoras.

Vale dizer que a influência do grau de concentração de um setor para condições de trabalho de um certo grupo também foi analisado no contexto de discriminação racial. Heywood (1998) examinou o impacto da desregulamentação sobre os diferenciais de rendimentos raciais nas indústrias aéreas, de transporte, ferroviária e telecomunicações. O autor encontrou queda significativa do hiato racial após a desregulamentação para todas as indústrias, exceto as aéreas. Isto é, o aumento da competição na indústria implica em uma redução dos diferenciais salariais associados à desregulamentação de todas as indústrias, havendo, logo, uma queda na discriminação racial. Com dados brasileiros, Hirata e Soares (2016) analisaram os efeitos do aumento da concorrência no mercado de bens finais sobre discriminação racial no mercado de trabalho. Os autores indicaram que, o aumento da competição estrangeira entre 1990 e 1995 implicou em uma queda do hiato racial entre 1991 e 2000 foram intensificados em regiões com empregos em setores concentrados, por sua vez, causando queda na discriminação racial no mercado de trabalho brasileiro.

Recentemente, estudos em nível de empresa testaram a correlação entre a proporção de mulheres e a lucratividade entre as empresas com diferentes níveis de poder de mercado. Hellerstein, Neumark e Troske (2002) notaram que as empresas que contratam mais mulheres são mais rentáveis, isso porque elas são remuneradas com salários inferiores ao seu produto marginal em setores com elevado grau de concentração (isto é, setores onde as empresas têm algum poder de mercado) e, portanto, apresentando-se consistente com a discriminação. Há, inclusive, uma relação positiva entre a parcela da força de trabalho feminina e a lucratividade para indústrias com alto poder de mercado e, no caso contrário, para as indústrias com baixos níveis de poder de mercado. No entanto, os autores não encontram evidências de que essas empresas potencialmente discriminatórias tenham maior probabilidade de sair do mercado.

Os estudos de Sano (2005) e Kawaguchi (2007) testaram se os dados correspondentes ao nível de empregador-empregado para o Japão corroboram com as previsões teóricas a respeito da discriminação contra as mulheres. Os autores descobriram que a proporção de trabalhadores do sexo feminino estava negativamente correlacionada com a taxa de crescimento de vendas e dos empregados. Além disso, Kawaguchi (2007) destacou que as empresas em indústrias com elevada concentração inclinam-se a empregar menos trabalhadoras.

Estes estudos internacionais pertencem, em grande parte, à literatura norte-americana e japonesa, não havendo registros – até onde foi possível investigar – de contribuições de outros países, embora as implicações empíricas da hipótese de discriminação contra as mulheres de Becker (1971) se apliquem a qualquer país. Nesse sentido, na próxima seção será apresentada a estratégia empírica adotada no presente estudo para analisar essa temática no Brasil.

4 OS DADOS

A principal motivação desse estudo reside em duas predições do modelo de Becker (1971), quais sejam: (i) as empresas que fazem menor emprego relativo de mulheres *vis-à-vis* homens em um determinado momento auferem lucro menores e (ii) essas empresas terão maior chance de sair do mercado no futuro. O objetivo desta seção é mostrar a construção de duas bases de dados que serão empregadas com o objetivo de testar essas predições.

Para medir os efeitos da parcela de mulheres empregadas na lucratividade em cada unidade de análise (empresa ou UL) utilizou-se a compatibilização das bases de dados da RAIS Vínculo do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE) com a da PIA, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Apenas as empresas que operam no setor industrial serão mantidas na base de dados da RAIS para serem compatíveis com as empresas que constam no banco de dados da PIA. Ou seja, busca-se eliminar da RAIS aquelas empresas que não estão presentes na PIA. Assim, a compatibilização dos dados da RAIS Vínculo com os estabelecimentos da PIA se deu através do

cruzamento das informações de identificação da unidade de análise em cada ano, baseadas no Cadastro Nacional de Pessoa Jurídica (CNPJ), disponibilizados em ambas as pesquisas.

A partir desses dados, construíram-se duas bases que serão usadas separadamente para testar cada uma das predições teóricas apontadas acima. A primeira base constitui um painel para os anos de 2003 a 2013 contemplando as empresas industriais brasileiras que empregam 30 ou mais trabalhadores. Essa base será utilizada para testar a predição teórica i) mencionada acima. Já a segunda base contempla informações para um conjunto bem mais restrito de anos, a ser detalhado posteriormente, com desejável intuito de verificar se as empresas terão maior chance de sair do mercado num prazo de cinco ou dez anos dadas suas características (inclusive no emprego relativo das mulheres) num período base. Os biênios 2002-2003 e 2007-2008 serão usados como período base. Já os anos de 2008 e 2013 serão usados para a análise de performance/sobrevivência futura.

Ao longo da seção serão detalhadas as informações comuns a ambas as bases, começando pelas respectivas bases primárias. No primeiro e segundo itens, apresenta-se a natureza dos dados da Relação Anual de Informações Sociais Vínculo (RAIS Vínculo) e da Pesquisa Industrial Anual (PIA)¹ bem como as principais variáveis extraídas de cada uma dessas fontes e que são usadas em nossos dois bancos de dados. No terceiro, apresentam-se os modelos de regressão do estudo e também algumas variáveis que só são utilizadas no segundo banco de dados.

4.1 A RAIS e a mensuração do emprego relativo de mulheres nas empresas

A RAIS Vínculo é uma base de dados que preserva a forma com que as informações são passadas pelas empresas; em que cada registro corresponde a um vínculo empregatício definido pelos identificadores tanto do trabalhador (CPF ou PIS) como do estabelecimento empregador (CNPJ). Para cada vínculo são registrados três tipos de informação: i) características do trabalhador; ii) características do estabelecimento; e, iii) características inerentes à relação trabalhista em questão. No primeiro grupo de informação tem-se gênero, nível de escolaridade e faixa etária. No segundo grupo tem-se à disposição município de localização do estabelecimento, natureza jurídica, e setor de atividade. Por fim, no último grupo, ocupação, datas início e término do vínculo e salário.

Observa-se que, em relação à classificação das ocupações, é disponibilizada a Classificação Brasileira de Ocupações (CBO). A CBO nomeia e codifica os empregos de acordo com as características das ocupações do mercado de trabalho brasileiro. Para este estudo, foi utilizada a nova versão da CBO disponibilizada na RAIS a partir do ano de 2003, denominada de CBO2002. A CBO2002 está originalmente desagregada em 5 dígitos. Porém é organizada de tal forma que descreve classes de famílias ocupacionais. Cada família (4 dígitos) constitui um conjunto de ocupações similares correspondente a um domínio de trabalho mais agregado que aquele da ocupação, e podem ser agregados em subgrupos (3 dígitos), subgrupos principais (2 dígitos) e grandes grupos (1 dígito).

A principal informação oriunda da RAIS para esse artigo refere-se ao emprego relativo de mulheres nos estabelecimentos. Para isso será empregada duas medidas. A primeira delas consiste na parcela de trabalhadores de cada unidade de análise (empresa ou UL) que são do sexo feminino. Essa variável é a mais usada na literatura, porém ela possui algumas limitações importantes, sendo a maior delas o fato de que em empresas/ULs pequenas essa variável pode sofrer oscilações muito bruscas. Por exemplo, uma empresa/UL que emprega dois trabalhadores por dois anos consecutivos teria uma variação de 50% de um ano para o outro se trocasse um trabalhador homem por uma trabalhadora mulher.

Para delimitar essa e outras limitações foi criada outra variável derivada de informações disponíveis na RAIS. O ponto de partida é o número de mulheres empregadas por cada unidade

¹ Como os microdados da PIA são de caráter sigiloso, o IBGE oferece o serviço da Sala de Acesso a dados Restritos (SAR). A decisão sobre o acesso e a liberação dos resultados (tabelas e estimativas de regressões) é dada pelo Comitê de Avaliação de Acesso a Dados não Desidentificados (CAD) que presta-se, justamente, a avaliar se a confidencialidade dos resultados dos dados serão mantidas. Cabe ainda registrar que, os resultados liberados são referentes ao processo 03605.000222/2017-68.

de análise (empresa ou UL) em cada código ocupacional em que a empresa/UL reporta ter tido algum empregado. Em termos intuitivos a nossa medida alternativa compara em cada célula formada pelo cruzamento do código ocupacional e da empresa/UL a parcela de mulheres relativa ao total de mulheres naquele código ocupacional e a parcela total de empregados também relativo àquele código ocupacional. Essa comparação fornece uma medida de emprego relativo de mulheres em cada ocupação de cada empresa/UL, que pode ser facilmente agregado numa medida única por empresa/UL. Para ser mais preciso será feito na exposição em cinco passos da construção dessa variável.

A primeira etapa consiste em tomar a soma do número total de mulheres empregadas e do total de trabalhadores de ambos os sexos por cada célula formada pelo cruzamento de código ocupacional e identificador de unidade de análise. A segunda etapa é análoga à primeira, porém implementada em outra unidade de análise. Nessa etapa computa-se a soma do número total de mulheres empregadas e do total de trabalhadores de ambos os sexos em cada código ocupacional.

Na terceira etapa é computada a razão entre o número de mulheres empregadas na respectiva célula e o número de mulheres empregadas no respectivo código ocupacional, representada por $R_{j,p}^m$. De forma semelhante, também é realizada a mesma razão para o total de trabalhadores de ambos os sexos representada por $R_{j,p}^a$. Para ser preciso:

$$R_{j,p}^m = \left(\frac{\sum_{i \in p, j} I_m^m}{\sum_{i \in p} I_m^m} \right) \quad (3)$$

$$R_{j,p}^a = \left(\frac{\sum_{i \in p, j} 1}{\sum_{i \in p} 1} \right) \quad (4)$$

Onde: I_m é uma variável que indica se o indivíduo é mulher, j é a unidade de análise específica, isto é, empresas ou Unidades Locais (ULs); e p é o código ocupacional específico. A desagregação ocupacional que foi utilizado corresponde aos subgrupos principais da CBO (dois dígitos).

Na quarta etapa é mensurado a diferença entre as duas razões mencionadas acima, ou seja, $R_{j,p}^m - R_{j,p}^a$. O primeiro termo da variável descrita acima ameniza as variações temporais na medida de intensidade com que as mulheres são empregadas. Essa suavização pode ser observada mesmo em células pequenas. No nosso exemplo acima a variação podia ser de 0 para 0,001; supondo que os dois trabalhadores fossem categorizados na mesma ocupação, que por sua vez contasse com um total de 1000 trabalhadores no universo de todas as empresas. O segundo termo é introduzido para normalizar pelo tamanho da respectiva célula.

Note-se que, por enquanto, foi apresentada uma variável computada no nível de células definidas pelo cruzamento de código ocupacional e identificador de unidade de análise. No quinto e último procedimento agregou-se essa variável para ser definida por unidades de análises (empresas e ULs). Para isso será utilizada uma média ponderada pelo tamanho relativo daquela célula para a respectiva unidade de análise. Ou seja,

$$x_{jt} = \left(\frac{\sum (R_{j,p}^m - R_{j,p}^a) \cdot n_{pjt}}{n_{jt}} \right) \quad (5)$$

Aproveita-se a riqueza da RAIS para identificar características de natureza individuais para computar o emprego relativo de certos grupos de trabalhadores em cada unidade de análise (empresa ou UL). Em particular foi construída uma variável denominada de % Ensino Superior, que representa a proporção de trabalhadores com pelo menos ensino superior. Além disso, também foi construída a variável de faixa etária que representa a proporção de trabalhadores com idade entre 35 a 54 anos.

4.2 A PIA e a mensuração da lucratividade das unidades de análise

A PIA tem como objetivo principal retratar as características estruturais da indústria brasileira e suas modificações no tempo, como por exemplo, informações sobre pessoal ocupado, salários e outras remunerações, receitas, custos e despesas, valor da produção e da transformação industrial e consumo intermediário. No âmbito da PIA são disponibilizadas informações econômico-financeiras acerca da estrutura industrial brasileira. Isso se aplica especialmente às empresas que, segundo as categorias de atividades definidas na Classificação Nacional de Atividades Econômicas (CNAE), atuam nas seções C e D referentes às empresas Extrativas e de Transformação, respectivamente. As empresas englobam múltiplas localizações e/ou atividades econômicas exercidas em uma ou mais Unidades Locais (ULs). Assim, as empresas podem atuar em uma ou mais ULs.

A princípio, foi necessário realizar alguns procedimentos em relação às informações contidas no banco de dados original para o presente estudo. De forma semelhante a PIA, a RAIS desde do ano de 2006 vem apresentando as informações segundo o novo código de Atividade Econômica – CNAE 2.0. Para a PIA e a RAIS, contudo, têm-se a continuidade da série histórica, com a divulgação das informações da CNAE 1.0, e não apenas da CNAE 2.0. Isso possibilita a conversão da CNAE 2.0 para a CNAE 1.0, o que foi feito no presente estudo.

A referida pesquisa é caracterizada como uma amostra estratificada simples de empresas que estão em situação ativa no Cadastro Central de Empresas – CEMPRE do IBGE, correspondendo às organizações com registro no Cadastro Nacional da Pessoa Jurídica (CNPJ) e com ao menos um trabalhador em 31 de dezembro do ano de referência do cadastro básico de seleção da pesquisa. Na PIA, os estratos são definidos de acordo com o número de pessoas ocupadas pelas empresas. As empresas que empregam menos de 30 pessoas são selecionadas de forma aleatória sem reposição para o estrato denominado simplificado². Por outro lado, todas as empresas com 30 (trinta) ou mais pessoas entram na amostra da PIA, no estrato denominado certo. Neste estudo serão utilizados apenas os dados das empresas industriais brasileiras da PIA-Empresa que empregam ao menos 30 pessoas (estrato certo). Além de ser censitário, muitas das variáveis investigadas, só estão presentes para empresas que compõem esse estrato³.

As principais variáveis usadas neste estudo obtidas dos microdados da PIA são as medidas de lucratividade construídas com especificação similar a de Hellerstein, Newmark, Troske (2002). Neste estudo usou-se duas medidas de desempenho como *proxies* para a lucratividade: i) valor adicionado dividido pela soma de receitas e variação de estoque⁴; e, ii) diferença entre a soma de receitas e variação de estoque e custos materiais (VTI) subtraído dos custos trabalhistas dividido por vendas em estoque no ano.

Logo a primeira variável, que equivale a %VA, pode ser representada da seguinte forma:

$$\%VA_{it} = VA_{it}/VBP_{it} \quad (6)$$

Onde: i corresponde a empresa; VA corresponde ao Valor Adicionado; VBP refere-se ao Valor Bruto da Produção.

Por fim, a segunda medida de lucratividade, que também será utilizada na unidade de análise das Unidades Locais (ULs), pode ser representada da seguinte forma:

$$\%LC_{it} = (VTI_{it} - Salários_{it})/VBP_{it} \quad (7)$$

² Até o ano de 2007 havia um limite mínimo de cinco pessoas empregadas para que as empresas fossem passíveis de serem selecionadas ao estrato simples. A partir de 2007 esse número mínimo de trabalhadores empregados em dezembro do ano de referência passou para um (1).

³ Para assegurar o sigilo das informações estatísticas, de acordo com o IBGE (2013) foram adotadas regras de desidentificação dos informantes.

⁴ Para ser preciso a variável em questão é construída a partir da diferença entre o valor bruto da produção e o consumo intermediário dividido pela soma de receitas e variação de estoque.

Onde: i corresponde a empresa; VTI corresponde ao Valor da Transformação Industrial (diferença entre o valor bruto da produção industrial e o custo das operações industriais); ${}_1Salários$ é o total de salários, retiradas e outras remunerações; e, VBP refere-se ao Valor Bruto da Produção.

A seguir será detalhado como testar as duas predições do estudo fazendo uso de informações integradas da Pesquisa Industrial Anual (PIA) do IBGE e da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS Vínculo) do Ministério do Trabalho e Emprego para ambas as bases de dados.

5 A RELAÇÃO CONTEMPORÂNEA ENTRE EMPREGO RELATIVO DE MULHERES E LUCRO

5.1 Especificação do modelo

Para testar a primeira hipótese, qual seja, a relação contemporânea entre o emprego relativo de mulheres *vis-à-vis* homens e a performance (lucratividade e/ou poder de mercado) emprega-se um modelo de regressão com especificação similar a de Hellerstein, Newmark, Troske (2002). A equação a ser estimada é a seguinte:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \beta_2 q_{2it} + \beta_3 q_{3it} + \beta_4 q_{4it} + \beta_5 reg_{it} + \beta_6 ano_t + \beta_7 ind_{it} + \beta_8 age_{it} + w + u_{it} \quad (8)$$

Onde: y_{it} representa a *proxy* para o lucro; essa variável é medida pela razão entre i) soma de receitas e variação de estoque subtraído dos custos de trabalho e de materiais, e ii) soma de receitas e variação de estoque subtraído dos custos gerais de vendas totais⁵. Ressaltando que x_{it} pode ser tanto a proporção de empregados do sexo feminino entre o total de empregados, como a outra alternativa mais refinada definida acima. Logo, se β_1 é positivo rejeita-se a hipótese nula de não discriminação sexual. q_{kit} corresponde as variáveis *dummies* indicando se a UL pertence ao quartil “ k ” da distribuição da parcela da receita do setor apropriado pela respectiva UL. ind_{it} , reg_{it} , ano_t e age são *dummies* de subsetores da indústria (3 dígitos), de regiões brasileiras, de ano, e de faixa etária da UL, respectivamente. W é o vetor de controles de características demográficas da força de trabalho e das empresas⁶ i no tempo t ; u_{it} representa o termo de erro idiossincrático que contém um índice de variáveis não-observadas, com média condicional 0 (condicionando no conjunto completo de variáveis explicativas, denotado abaixo por Z).

$$\mathbb{E}(u_{it}|Z) = 0 \quad (9)$$

Sob a hipótese acima o estimador MQO (Mínimos Quadrados Ordinários) é consistente. Conforme destacado acima, a principal fonte de informações no nível de empresas utilizada foi a Pesquisa Industrial Anual (PIA) do IBGE referente ao período compreendido entre 2003 a 2013. Ao longo deste estudo, essa fonte de dados permitiu a combinação com os dados da RAIS de informações referente ao emprego relativo das mulheres, idade da empresa e todas as demais variáveis de controle referidas na especificação do modelo.

Das variáveis da PIA-Empresa foram obtidas informações sobre, entre outros, receita de vendas para a elaboração da variável *Market-Share*, que consiste na distribuição da parcela de vendas de determinada firma sobre as vendas totais do setor apropriado pela respectiva empresa⁷. Definido

⁵ Novamente optou-se por seguir Hellerstein, Newmark, Troske (2002).

⁶ Essas variáveis serão provenientes da RAIS e consistem na parcela de empregados na faixa etária de 35 a 54 anos de idade e a parcela de empregados com pelo menos segundo grau completo ou ensino superior completo (a depender da distribuição observada nos dados).

⁷ Para a variável Receita de Vendas foi considerado as divisões da CNAE com quatro dígitos compatibilizada para CNAE 1.0.

por:

$$Market-Share = \frac{Receita\ de\ Vendas_{it}}{\sum_{icj} Receita\ de\ Vendas_{it}} \quad (10)$$

Onde: i corresponde a empresa; e, j refere-se a Classe CNAE da empresa i . Sendo assim para verificar se o impacto do emprego relativo das mulheres *vis-à-vis* os homens variam com o poder de mercado das empresas (ver Hellerstein *et al.*, 2002), foi conveniente interagir a variável do *Market-Share* com o emprego relativo das mulheres (isto é, proporção de mulheres empregadas e índice refinado).

Os dados primários da RAIS também não fornecem qualquer informação sobre a faixa etária das empresas, embora este tipo de variável possa ser obtida a partir da informação do primeiro ano que a empresa aparece na RAIS, isto é, desde do ano de 1996. A informação sobre a faixa etária é aceitável para saber se, no ano de 2013, a empresa tinha pelo menos 17 anos de idade. Para este estudo, a faixa etária da empresa foi classificada da seguinte forma: a primeira, equivale a idade da empresa entre zero a cinco anos de idade; e, a segunda, seis ou mais anos de idade. Vale destacar que, esse procedimento é possível pelo fato que ambas as bases de dados utilizam o mesmo código de identificação das empresas (CNPJ).

A seguir são apresentados os resultados do primeiro banco de dados das estatísticas descritivas e das análises das especificações utilizadas no referido estudo.

5.2 Estatística Descritiva

Nesta seção serão apresentadas as estatísticas descritivas das principais variáveis usadas no modelo acima para o período de 2003 a 2013, tomando tanto as empresas como as ULs como unidades de análise. Para testar as previsões teóricas de Becker (1971) sobre a relação entre a margem de lucro e a parcela de mulheres empregadas nas empresas, utilizou-se as duas *proxies* para a lucratividade, construídas com base na PIA conforme descrito na seção anterior: i) razão entre o Valor Adicionado e o Valor Bruto da Produção, denominada VA; e, ii) razão entre o Valor da Transformação Industrial subtraído do total de salários, retiradas e outras remunerações, e o Valor Bruto da Produção, denominada LC⁸.

Na Tabela 1, são reportados, o número de observações por ano do universo das Indústrias Extrativas e de Transformação. Na primeira coluna tem-se o total de empresas sem nenhum filtro, enquanto na quarta coluna tem-se os totais análogos para estabelecimentos. Pode-se observar uma tendência de crescimento no número de observações, que totaliza um acréscimo em torno de 10 mil observações entre 2003 e 2013 em ambas as colunas mencionadas. Agregando todos os anos, parte-se de um painel de dados não balanceado de 375.860 ou 437.175 observações quando se usa firmas ou estabelecimentos como unidade produtiva.

Com a possibilidade de valores *outliers* afetarem as estimativas, as demais colunas da Tabela 1 apresentam os resultados sem *outliers* para as *proxies* de lucratividade. O critério utilizado para excluir observações se baseou nos valores de lucratividade fora do intervalo entre 1,0 e -1,5⁹. Os resultados das primeiras colunas indicaram que, quando se toma a empresa como unidade produtiva, retira-se um número relativamente pequeno de *outliers* (em torno de 1%). No entanto vale notar que as observações retiradas crescem no tempo, ficando em torno de 200 observações nos primeiros anos e passando a níveis próximos a 400 observações nos anos finais, chegando a um valor extremo em torno de 500 observações em 2011. Nas duas últimas colunas pode-se ver que o número de observações

⁸ Hellerstein *et al.* (2002) e Kawaguchi (2007) utilizam estratégia semelhante para as margens de lucros das empresas, empregando primeiro, a soma de receitas e variação de estoque subtraído dos custos de trabalho e de materiais como medidas de performance de lucratividade; e, segundo, a soma de receitas e variação de estoque subtraído dos custos gerais de vendas totais.

⁹ No caso dos dados por empresa, como há duas medidas de lucratividade, optou-se por retirar a observação que atende o critério mencionado para ao menos uma das medidas de lucratividade.

Tabela 1 – Número de observações por ano

Ano	Empresa			UL	
	VA		LC	LC	
	Com <i>outliers</i>	Sem <i>outliers</i>	Sem <i>outliers</i>	Com <i>outliers</i>	Sem <i>outliers</i>
2003	28.646	28.404	28.404	33.819	30.096
2004	29.497	29.251	29.251	34.907	33.580
2005	31.404	31.168	31.168	36.792	35.375
2006	32.849	32.535	32.535	38.284	36.869
2007	32.149	31.804	31.804	37.511	36.334
2008	34.273	33.879	33.879	39.738	38.231
2009	35.060	34.589	34.589	40.454	38.975
2010	35.724	35.304	35.304	41.290	39.904
2011	38.529	38.039	38.039	44.293	41.895
2012	39.379	38.942	38.942	45.547	42.647
2013	38.350	37.951	37.951	44.540	40.167
Total	375.860	371.866	371.866	437.175	414.073

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PIA do IBGE e da RAIS do MTE.

Nota: (1) Com *outliers* corresponde a amostra completa das medidas de lucratividade nas empresas da indústria extrativa e de transformação.

(2) Sem *outliers* corresponde a amostra das medidas de lucratividade nas empresas da indústria extrativa e de transformação no intervalo entre 1,0 e -1,5.

retiradas é muito mais expressivo quando se toma os estabelecimentos como unidade de análise (em torno de 5% no total).

A Tabela 2, por sua vez, apresenta as médias e os desvio-padrões para ambas as medidas de lucratividade. Os dados parecem estar de acordo com a Tabela anterior. Há uma tendência quase monótona de crescimento para as respectivas médias, tal como apontado para os percentis 50 e 90. Por outro lado, os resultados para o desvio padrão são mais voláteis, tal como reportado para o percentil 5. Na comparação de dados por empresa ou por UL parece justo afirmar que a segunda alternativa apresenta menor variação temporal e maior variação *cross-section*.

No que diz respeito aos desvios-padrão, é verdade que os valores estão bem próximos para as duas *proxies* de lucratividade para as empresas e para as Unidades Locais. Os desvios-padrão das ULs são maiores do que das Empresas, que é um valor padrão para os dados brasileiros, no período em questão. O que parece indicar uma justificativa pelo número de ULs serem elevadas e, também pelos valores superiores para a distribuição do 90º percentil, conforme indicado na Tabela anterior.

A estatística descritiva para as *proxies* de emprego relativo das mulheres (proporção de mulheres empregadas e o índice refinado) é representada na Tabela 3. Em ambas as unidades de análise, em média, a proporção feminina nas indústrias extrativas e de transformação apresentaram um aumento, no período de 2003 a 2013. O contrário, foi identificado para o índice refinado. Esse resultado sugere que os nossos resultados principais podem depender da forma como se mede o emprego relativo das mulheres.

5.3 Resultados

Nesta seção serão apresentados os resultados dos modelos de regressão que contém a relação contemporânea entre o emprego relativo das mulheres e as *proxies* de lucratividade, baseados em dados ao nível empregador-empregado, nos anos de 2003 a 2013. Foram utilizados estimadores convencionais de Mínimos Quadrados Ordinários, além do Modelo de Efeitos Fixos. De maneira geral, a amostra utilizada neste estudo compreende as empresas Extrativas e de Transformação com classificação de atividade econômica de 4 dígitos. Dada a existência de valores *outliers* nas medidas de

Tabela 2 – Estatísticas Descritivas das *proxies* de lucratividade: médias e desvio-padrões

Ano	Empresa				UL	
	VA		LC		LC	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
2003	0,383	0.268	0,195	0.259	0,224	0.277
2004	0,390	0.260	0,196	0.257	0,218	0.283
2005	0,399	0.262	0,191	0.259	0,213	0.277
2006	0,413	0.267	0,198	0.265	0,219	0.284
2007	0,414	0.270	0,208	0.255	0,225	0.277
2008	0,423	0.271	0,210	0.259	0,229	0.280
2009	0,436	0.273	0,210	0.269	0,229	0.290
2010	0,444	0.272	0,224	0.263	0,240	0.286
2011	0,452	0.275	0,226	0.269	0,245	0.288
2012	0,452	0.273	0,233	0.266	0,249	0.286
2013	0,442	0.272	0,231	0.263	0,248	0.280
Total	0,425	0.271	0,212	0.263	0,232	0.283

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PIA do IBGE e da RAIS do MTE.

Tabela 3 – Estatísticas Descritivas das *proxies* de emprego relativo das mulheres: médias e desvio-padrões

Ano	Empresa				UL			
	Proporção de Mulheres		Índice Refinado		Proporção de Mulheres		Índice Refinado	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
2003	0.295	0.267	0.735	0.002	0.302	0.291	0.638	0.002
2004	0.297	0.266	0.626	0.002	0.302	0.288	0.550	0.002
2005	0.302	0.267	0.563	0.002	0.305	0.287	0.483	0.001
2006	0.302	0.266	0.454	0.001	0.304	0.283	0.415	0.001
2007	0.303	0.266	0.463	0.001	0.304	0.282	0.420	0.001
2008	0.307	0.267	0.385	0.001	0.311	0.286	0.355	0.001
2009	0.310	0.265	0.389	0.001	0.314	0.283	0.362	0.001
2010	0.316	0.267	0.383	0.001	0.321	0.286	0.365	0.001
2011	0.324	0.269	0.256	0.001	0.330	0.289	0.229	0.001
2012	0.324	0.266	0.340	0.001	0.332	0.287	0.315	0.001
2013	0.329	0.264	0.331	0.001	0.337	0.286	0.315	0.001
Total	0.311	0.267	0.435	0.001	0.316	0.287	0.395	0.001

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PIA do IBGE e da RAIS do MTE.

lucratividades que poderiam afetar as estimativas estes foram eliminadas as observações cujos valores estavam fora do intervalo 1,0 e -1,5.

As Tabelas 4 e 5 mostram as estimativas para a relação contemporânea entre as *proxies* de lucratividade e os determinantes aqui considerados. Destaca-se na primeira linha os coeficientes relativos às variáveis de emprego relativo das mulheres: proporção de mulheres, e o índice refinado, respectivamente. Foram incluídos como controles as características demográficas da força de trabalho (proporção de faixa etária e de grau de instrução) e as características da empresa como as *dummies* para a divisão CNAE (2 dígitos), *dummies* dos quartis da distribuição da receita no setor da CNAE com 4 dígitos, das regiões brasileiras e de anos. Assim, em todos os modelos são reportados os erros-padrão em cluster da empresa.

A estratégia empírica envolve duas análises. Primeiro, serão apresentadas as estimativas iniciais em ambas as amostras das medidas de lucratividade (VA e LC) para as empresas e as ULs por mínimos quadrados ordinários. Segundo, serão apresentadas as estimativas por efeitos fixos: sem

Tabela 4 – Relação entre lucratividade e emprego relativo de mulheres: modelo com proporção de mulher e em diferentes quartis da distribuição da receita no setor

Variáveis	Empresa								
	VA			LC			UL LC		
	(1) MQO	(2) EF sem tendências	(3) EF com tendências	(4) MQO	(5) EF sem tendências	(6) EF com tendências	(7) MQO	(8) EF sem tendências	(9) EF com tendências
Prop. Mulheres (PM)	0.328*** (0.009)	0.048* (0.027)	0.012 (0.027)	-0.080*** (0.008)	0.029 (0.034)	0.018 (0.034)	-0.121*** (0.009)	0.056* (0.033)	0.047 (0.033)
Segundo quartil*PM	-0.183*** (0.010)	-0.010 (0.034)	-0.021 (0.034)	0.069*** (0.009)	-0.001 (0.042)	-0.004 (0.041)	0.090*** (0.010)	-0.008 (0.041)	-0.011 (0.041)
Terceiro quartil*PM	-0.298*** (0.010)	0.022 (0.033)	0.005 (0.033)	0.133*** (0.009)	-0.027 (0.039)	-0.032 (0.039)	0.149*** (0.009)	-0.058 (0.038)	-0.066* (0.038)
Quarto quartil*PM	-0.444*** (0.009)	0.003 (0.033)	-0.024 (0.033)	0.222*** (0.009)	-0.058 (0.039)	-0.067* (0.039)	0.255*** (0.009)	-0.092** (0.039)	-0.100** (0.039)
% Ensino Superior	-0.133*** (0.011)	-0.016* (0.009)	-0.047*** (0.012)	0.113*** (0.012)	-0.005 (0.008)	-0.015 (0.009)	0.144*** (0.011)	-0.002 (0.008)	-0.006 (0.008)
% Faixa etária	-0.004 (0.005)	-0.020*** (0.004)	-0.030*** (0.006)	-0.019** (0.008)	-0.014*** (0.004)	-0.017*** (0.004)	-0.018*** (0.006)	-0.004 (0.003)	-0.006 (0.003)
Empresa com 0-5 anos	0.063*** (0.004)	-0.005* (0.003)	0.012*** (0.003)	-0.016*** (0.003)	0.0003 (0.003)	0.005 (0.003)	0.013*** (0.003)	0.003 (0.003)	0.009*** (0.003)
Constante	0.430*** (0.029)	0.376*** (0.003)	-8.000*** (0.38051)	0.200*** (0.038)	0.22871*** (0.003)	-2.436*** (0.435)	0.218*** (0.008)	0.24037*** (0.003)	-2.607*** (0.458)
Observações	185.663	185.663	185.663	185.663	185.663	185.663	202.653	202.653	202.653
R-quadrado	0.17251	0.00103	0.00771	0.06617	0.00026	0.00097	0.06184	0.00016	0.00092
Número de firmas	24.601	24.601	24.601	24.601	24.601	24.601	25.870	25.870	25.870
Número de Cluster	24.601	24.601	24.601	24.601	24.601	24.601	25.870	25.870	25.870

Fonte: Elaboração própria. ***, ** e * indicam os níveis de significância de 1, 5 e 10%

e com tendências específicas para setores (divisão da CNAE com 2 dígitos) e regiões brasileiras.

É interessante notar que as estruturas das tabelas das estimativas são semelhantes às que foram apresentadas na seção das estatísticas descritivas. Isto é, são apresentadas duas medidas de lucro para as empresas industriais brasileiras com 30 empregados ou mais: a primeira, VA, entre o Valor adicionado e o Valor Bruto da Produção, exclusivamente para as empresas; e, a segunda, LC, entre o Valor da Transformação Industrial subtraído do total de salários, retiradas e outras remunerações e o Valor Bruto da Produção, sendo esta última utilizada nas unidades de análises das empresas e das Unidades Locais.

A principal hipótese desenvolvida por Becker (1971) do modelo de discriminação do empregado garante que empregadores discriminatórios contratam menos mulheres nas suas empresas para atingir o nível de utilidade desejável. Os resultados apresentados não rejeitam a hipótese de Becker (1971) de discriminação contra as mulheres. Se o emprego relativo de mulheres (% mulheres) estiver aumentando, a razão de lucratividade, VA, é elevada para cada empresa. Entretanto, o mesmo não é verificado para a segunda medida de lucratividade (LC), que apresentam coeficientes negativos em ambas unidades de análise (empresa e UL).

Os resultados permanecem bastante similares aos das tabelas anteriores. Em contraste, na especificação do modelo de MQO, o efeito da participação da parcela do mercado das empresas industriais brasileiras, isto é, as dummies de quartis da distribuição da receita no setor sobre as margens de lucro são todos positivos e estatisticamente significativos, além de que crescem proporcionalmente em ambas as medidas de lucratividade. Conforme destaca Hellerstein *et al.* (2002), as empresas com maior participação de mercado detêm uma maior parcela da razão de lucratividade em relação as outras empresas nas indústrias. Desta forma, é uma boa *proxy* para analisar o poder de mercado nas empresas industriais brasileiras. Nas colunas de Efeitos Fixos com e sem tendências, para as duas especificações das medidas de lucratividade, os resultados mostram que não houve significância estatística nas dummies dos quartis da distribuição da receita no setor, com exceção do quarto quartil para a segunda medida de lucratividade tanto para a empresa quanto para as unidades locais.

As estimativas da Tabela 4, de uma forma geral, indicam que os resultados estão consistentes com a discriminação contra as mulheres tal como preconizado por Becker, mas só aparece nas especificações sem efeito fixo e não é robusta a especificações que se protegem mais de influências de fatores não observáveis. Mesmo quando nos atemos as empresas do quarto quartil do *Market-Share*, a relação entre emprego relativo das mulheres e lucratividade não é significativa na maioria das especificações.

As estimativas da Tabela 5 apresentam os resultados da relação entre as razões de

lucratividade e o índice refinado de emprego relativo das mulheres. Os resultados apontam uma relação positiva na maioria das especificações. A exceção fica por conta do primeiro estimador, MQO, cuja estimativa apresenta sinal negativo para o quarto quartil; porém não significativo; quando se usa VA como *proxy* de lucratividade. Além das estimativas para as dummies dos quartis da distribuição da receita no setor, os resultados das colunas que tratam sobre os Efeitos Fixos fornecem evidência das variáveis das características da força de trabalho – proporção de ensino superior e proporção de faixa etária - que são negativas quando relacionados às razões de lucratividade.

As Tabelas 6 e 7 mostram estimativas da relação entre as medidas de lucratividade e o emprego relativo das mulheres, adicionando interações entre os diferentes quartis da distribuição do *Market-Share* do setor com as variáveis de controles. A Tabela 6 indica que a interação do quarto quartil mostrou um aumento proporcional entre a lucratividade e o emprego relativo das mulheres nas empresas com maior poder de mercado, inclusive, foi estatisticamente significativo no MQO, mas não permanece nas estimativas com Efeito Fixo.

Tabela 5 – Relação entre lucratividade e emprego relativo de mulheres: modelo com índice refinado e em diferentes quartis da distribuição da receita no setor

Variáveis	Empresa								
	VA			LC			UL LC		
	(1) MQO	(2) EF sem tendências	(3) EF com tendências	(4) MQO	(5) EF sem tendências	(6) EF com tendências	(7) MQO	(8) EF sem tendências	(9) EF com tendências
Índice Refinado (IR)	3.191 (3.220)	-0.808*** (0.28636)	-0.772*** (0.261)	-1.454* (0.881)	-1.309** (0.571)	-1.307** (0.566)	-1.879** (0.891)	-0.790 (0.536)	-0.775 (0.521)
Segundo quartil* IR	-6.991* (4.227)	-0.911 (1.340)	-0.598 (1.283)	-5.134* (2.635)	-1.161 (1.851)	-1.058 (1.827)	-1.854 (2.064)	-0.649 (1.062)	-0.659 (1.025)
Terceiro quartil* IR	-6.526* (3.512)	2.195 (2.660)	2.159 (2.650)	-0.228 (1.823)	1.322 (1.496)	1.342 (1.493)	0.901 (1.823)	0.191 (1.653)	0.186 (1.656)
Quarto quartil* IR	-3.651 (3.241)	0.983** (0.413)	0.968** (0.392)	2.131** (0.999)	1.895*** (0.682)	1.904*** (0.679)	3.003*** (1.021)	1.319 (0.831)	1.322 (0.824)
% Ensino Superior	-0.230*** (0.016)	-0.014 (0.008)	-0.047*** (0.012)	0.162*** (0.015)	-0.005 (0.009)	-0.015 (0.009)	0.183*** (0.012)	-0.002 (0.008)	-0.007 (0.009)
% Faixa etária	-0.003 (0.004)	-0.019*** (0.004)	-0.030*** (0.006)	-0.022** (0.008)	-0.013*** (0.004)	-0.017*** (0.004)	-0.021*** (0.007)	-0.004 (0.003)	-0.006 (0.003)
Empresa com 0-5 anos	0.092*** (0.004)	-0.005* (0.003)	0.012*** (0.003)	-0.029*** (0.003)	0.0002 (0.003)	0.005 (0.003)	0.004 (0.003)	0.002 (0.003)	0.008*** (0.003)
Constante	0.450*** (0.030)	0.391*** (0.002)	-8.006*** (0.371)	0.203*** (0.039)	0.230*** (0.002)	-2.318*** (0.423)	0.222*** (0.009)	0.243*** (0.001)	-2.525*** (0.448)
Observações	185.663	185.663	185.663	185.663	185.663	185.663	202.653	202.653	202.653
R-quadrado	0.10389	0.00070	0.00772	0.05020	0.00026	0.00095	0.04652	0.00006	0.00081
Número de firmas	24.601	24.601	24.601	24.601	24.601	24.601	25.870	25.870	25.870
Número de Cluster		24.601	24.601		24.601	24.601		25.870	25.870

Fonte: Elaboração própria. ***, ** e * indicam os níveis de significância de 1, 5 e 10%

As Tabelas 6 e 7 mostram estimativas da relação entre as medidas de lucratividade e o emprego relativo das mulheres, adicionando interações entre os diferentes quartis da distribuição do *Market-Share* do setor com as variáveis de controles.

A Tabela 6 indica que a interação do quarto quartil mostrou um aumento proporcional entre a lucratividade e o emprego relativo das mulheres nas empresas com maior poder de mercado, inclusive, foi estatisticamente significativo no MQO, mas não permanece nas estimativas com Efeito Fixo.

Para as Unidades Locais, a relação positiva entre lucratividade e o emprego relativo das mulheres registradas no último quartil é consistente com as previsões do modelo de Becker. Chama atenção que, o processo discriminatório contra as mulheres é sempre mais intenso no último quartil, que detém um elevado poder de mercado. Este fato mostra-se relevante, na medida em que as evidências destes resultados estão de acordo com Hellerstein *et al.* (2002) e Kawaguchi (2007). Trata-se do mesmo padrão destacado na Tabela 6.

De forma análoga, na Tabela 7, a maioria das especificações apontaram para uma relação positiva e significativa no quarto quartil, tal como destacado na Tabela 6. Nota-se que, de acordo com Hellerstein *et al.* (2002), as empresas que operam em um mercado competitivo apresentam desvantagens, sobretudo, de contratar mulheres, isso porque é nítido que o empregador discriminatório não satisfaz seus gostos pelos preconceitos. No curto prazo, é natural que as maiores empresas, as quais, por detém do poder de mercado, absorvem a contratação de mulheres que custam menos, descartando a discriminação sexual.

Tabela 6 – Relação entre lucratividade e emprego relativo de mulheres: modelo com proporção de mulher e em diferentes quartis da distribuição da receita no setor

Variáveis	Empresa								
	VA				LC		UL		
	(1) MQO	(2) EF sem tendências	(3) EF com tendências	(4) MQO	(5) EF sem tendências	(6) EF com tendências	(7) MQO	(8) EF sem tendências	(9) EF com tendências
Prop. Mulheres	0.25373*** (0.01188)	0.05205* (0.02748)	0.01550 (0.02766)	-0.01759 (0.01440)	0.01407 (0.03433)	0.00257 (0.03431)	-0.06885*** (0.01344)	0.04886 (0.03378)	0.03839 (0.03379)
Segundo quartil* Prop.Mulheres	-0.12636*** (0.01486)	-0.01620 (0.03505)	-0.02528 (0.03479)	0.00659 (0.01998)	0.01049 (0.04237)	0.00729 (0.04219)	0.04839*** (0.01779)	-0.00138 (0.04182)	-0.00395 (0.04171)
Terceiro quartil* Prop.Mulheres	-0.19998*** (0.01599)	0.01836 (0.03366)	0.00081 (0.03368)	0.03956** (0.01779)	-0.00880 (0.03963)	-0.01475 (0.03952)	0.08199*** (0.01568)	-0.04764 (0.03906)	-0.05532 (0.03897)
Quarto quartil* Prop.Mulheres	-0.30315*** (0.01372)	0.00325 (0.03370)	-0.02361 (0.03384)	0.13434*** (0.01738)	-0.03031 (0.03938)	-0.03924 (0.03936)	0.16689*** (0.01564)	-0.07848** (0.03987)	-0.08704** (0.03985)
% Ensino Superior	-0.27011*** (0.05870)	-0.05510* (0.03188)	-0.08014** (0.04062)	0.08653** (0.04276)	0.05745** (0.02562)	0.04929* (0.02562)	0.17032*** (0.03381)	0.00948 (0.02015)	0.00920 (0.01974)
% Faixa etária	0.06880*** (0.01312)	-0.02045*** (0.00896)	-0.03045*** (0.01120)	-0.08154*** (0.02309)	0.01239 (0.00997)	0.00905 (0.00979)	-0.06900*** (0.01774)	0.01697** (0.00811)	0.01512* (0.00803)
Empresa com 0-5 anos	0.11020*** (0.00772)	-0.00302 (0.00593)	0.01384** (0.00595)	-0.03577*** (0.00744)	-0.01622** (0.00787)	-0.01071 (0.00787)	0.00167 (0.00764)	-0.00390 (0.00791)	0.00233 (0.00793)
Constante	0.43009*** (0.02780)	0.37723*** (0.00373)	-8.02219*** (0.37818)	0.20441*** (0.03745)	0.23051*** (0.00402)	-2.47349*** (0.43702)	0.24765*** (0.01248)	0.24253*** (0.00367)	-2.72049*** (0.45773)
Observações	185.663	185.663	185.663	185.663	185.663	185.663	202.653	202.653	202.653
R-quadrado	0.18481	0.00125	0.00796	0.07176	0.00100	0.00172	0.06609	0.00052	0.00131
Número de firmas	24.601	24.601	24.601	24.601	24.601	24.601	25.870	25.870	25.870
Número de Cluster		24.601	24.601		24.601	24.601		25.870	25.870

Fonte: Elaboração própria. ***, ** e * indicam os níveis de significância de 1, 5 e 10%

Tabela 7 – Relação entre lucratividade e emprego relativo de mulheres: modelo com índice refinado e em diferentes quartis da distribuição da receita no setor

Variáveis	Empresa								
	VA				LC		UL		
	(1) MQO	(2) EF sem tendências	(3) EF com tendências	(4) MQO	(5) EF sem tendências	(6) EF com tendências	(7) MQO	(8) EF sem tendências	(9) EF com tendências
Índice Refinado	2.43208 (2.61947)	-0.82059*** (0.28071)	-0.78238*** (0.25846)	-1.11323 (0.25849)	-1.24529** (0.59778)	-1.24240** (0.59155)	-1.84132*** (0.88047)	-0.76825 (0.55158)	-0.75174 (0.53630)
Segundo quartil* Índ. Refinado	-6.89084* (3.69727)	-0.88702 (1.34245)	-0.58760 (1.28476)	-5.18065* (2.66723)	-1.19912 (1.85710)	-1.09949 (1.83321)	-1.61775 (2.01197)	-0.65883 (1.07284)	-0.67325 (1.03512)
Terceiro quartil* Índ. Refinado	-5.55175* (3.01150)	2.21171 (2.66142)	2.17800 (2.65165)	-0.73481 (1.81744)	1.25278 (1.50707)	1.27461 (1.50304)	0.95762 (1.77344)	0.15201 (1.66145)	0.14342 (1.66508)
Quarto quartil* Índ. Refinado	-2.35114 (2.65339)	0.96559** (0.41043)	0.94231** (0.39189)	1.52550 (1.03574)	1.76658** (0.70821)	1.77358** (0.70498)	2.64021*** (0.99266)	1.24734 (0.83525)	1.24900 (0.82744)
% Ensino Superior	-0.20551*** (0.05847)	-0.05123 (0.03174)	-0.07914* (0.04055)	0.07762* (0.04709)	0.05829** (0.02447)	0.04959* (0.02552)	0.18091*** (0.03993)	0.01072 (0.02048)	0.01118 (0.01997)
% Faixa etária	0.12592*** (0.02146)	-0.01966** (0.00883)	-0.03024*** (0.01113)	-0.09612*** (0.02218)	0.01258 (0.00996)	0.00920 (0.00977)	-0.09256*** (0.01903)	0.01725** (0.00813)	0.01538* (0.00804)
Empresa com 0-5 anos	0.14086*** (0.00854)	-0.00371 (0.00589)	0.01371** (0.00591)	-0.04252*** (0.00808)	-0.01633** (0.00783)	-0.01087 (0.00784)	-0.00929 (0.00816)	-0.00466 (0.00789)	0.00159 (0.00791)
Constante	0.44413*** (0.02888)	0.39230*** (0.00212)	-8.03566*** (0.36842)	0.20811*** (0.03731)	0.23205*** (0.00229)	-2.36915*** (0.42491)	0.27005*** (0.01327)	0.24573*** (0.00187)	-2.65029*** (0.44688)
Observações	185.663	185.663	185.663	185.663	185.663	185.663	202.653	202.653	202.653
R-quadrado	0.16281	0.00092	0.00797	0.06771	0.00102	0.00172	0.06200	0.00044	0.00123
Número de firmas	24.601	24.601	24.601	24.601	24.601	24.601	25.870	25.870	25.870
Número de Cluster		24.601	24.601		24.601	24.601		25.870	25.870

Fonte: Elaboração própria. ***, ** e * indicam os níveis de significância de 1, 5 e 10%

6 A INTENSIDADE DO EMPREGO DE MULHERES COMO PREDITOR DA PERFORMANCE

6.1 Especificação do modelo

Para testar a segunda hipótese, qual seja, se as empresas que fazem menor emprego relativo de mulheres *vis-à-vis* homens em um determinado momento tenderão a apresentar pior performance no futuro, inclusive com maior chance de sair do mercado, emprega-se um modelo de regressão com especificação similar a de Hellerstein, Newmark, Troske (2002). A primeira equação a ser estimada é a seguinte:

$$Y_{it_2} = \beta_0 + \beta_1 x_{it_0} + \beta_2 reg_{it_0} + \beta_3 ind_{it_0} + \beta_4 age_{it_0} + w_{it_0} + u_{it} \quad (11)$$

Em que: Y_{it_2} representa a variável dependente de sobrevivência da empresa, no período denotado por “ t_2 ”. O subscrito “ t_0 ” denota anos anteriores ao período no qual será mensurada a análise de sobrevivência futura. Logo, a nossa principal variável explicativa, x_{it_0} , será computada para anos anteriores àqueles usados para computar a variação de sobrevivência da empresa. Se β_1 é positivo, rejeita-se a hipótese nula de não discriminação sexual.

Para o segundo banco de dados é utilizado o mesmo procedimento de construção de variáveis da PIA ao nível empregador-empregado da RAIS, como por exemplo o emprego relativo das mulheres, lucratividade, faixa etária da empresa, *dummies* de CNAE e regiões brasileiras. A única diferença destas variáveis com as apresentadas no primeiro banco, da relação contemporânea, refere-se a variação temporal no qual será mensurada a medida de lucratividade. Por exemplo, no intervalo de 2003 a 2008 como “ t_0 ” e 2013 a 2003 como “ t_2 ”, a faixa etária das empresas compreende ao ano de 2002; e, no período entre 2008 e 2013 como “ t_1 ”, a faixa etária das empresas é denominada pelo ano de 2007. O mesmo procede para o emprego relativo das mulheres, as *dummies* de CNAE e de regiões brasileiras.

Na verdade, pode-se testar uma predição ainda mais específica desse aspecto da teoria. Segundo Becker (1971) as empresas que discriminam terão uma piora em sua performance ainda maior se houver maior pressão competitiva tal que os lucros sejam comprimidos. Para testar essa versão, será feito o uso de um modelo similar ao exposto em (10), onde se utilizam os aumentos de salários decorrentes dos reajustes no salário mínimo entre 2002 e 2012 para construir uma *proxy* de compressão nos lucros. Trata-se da variável denotada em (9) por “ c_{jt0} ”, computada como o aumento de custo na empresa “j” predito pelos reajustes do salário mínimo entre 2003 e 2012 aplicados aos empregados com salários em 2002 abaixo do mínimo de 2012.

A implementação deste procedimento ocorreu em dois passos. Da RAIS foram obtidas informações sobre, entre outros, a remuneração média do trabalhador. Do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA) foram extraídas informações sobre os dados do salário mínimo vigente no Brasil. A ligação entre essas bases de dados foi possível para a construção da variável de custo do reajusto do salário mínimo no dia 1º de maio dos anos de 2002, 2007 e 2012. Isso permitiu que fossem imputados os valores de dezembro dos respectivos anos, além da criação dos valores do salário mínimo e do salário mínimo real¹⁰. E em seguida, essas variáveis foram compatibilizadas com o banco original da RAIS através de três variações temporais: 2002/2007; 2007/2012; e, 2002/2012.

Espera-se que as empresas com maior pressão de custos tenham tido maior compressão de seus lucros e, por isso, um desempenho mais comprometido¹¹. Um termo de interação entre as duas principais variáveis explicativas é o mais apropriado para testar a predição de que as empresas com uso menos intenso de mulheres terão desempenho ainda mais comprometido quando sujeitas a maior pressão de custos¹². Isso seria corroborado por uma estimativa positiva para β_3 no equação (11).

$$Y_{it2} = \beta_0 + \beta_1 x_{it0} + \beta_2 (-c_{it0}) + \beta_3 x_{it0} (-c_{it0}) + \beta_4 reg_{it0} + \beta_5 ind_{it0} + \beta_6 age_{it0} + w_{it0} + u_{it} \quad (12)$$

Com relação aos instantes de tempo a serem utilizados, considera-se adequado usar algum período entre 2013/2003 como “ t_2 ”. Com isso, há um intervalo de 10 anos para registrar variações no desempenho das empresas discriminadoras. Vale dizer que Hellerstein *et al.* (2002) fizeram exercício semelhante com um intervalo de 5 anos e não obtiveram nenhum resultado significativo, o que foi atribuído pelos autores ao curto intervalo de tempo que dispunham nos seus dados. No presente artigo, pode-se checar se eventualmente o aparecimento de um resultado significativo depende da disponibilidade de um período mais longo.

6.2 Estatística Descritiva

A Tabela 8 apresenta resultados do estudo em termos de médias e dos desvio-padrões sobre as probabilidades de sobrevivência das empresas por variações temporais de 5 a 10 anos. A saída

¹⁰ Para deflacionar os valores da variável de remuneração média, isto é, transformar os valores nominais (correntes) em valores reais (deflacionados), utilizou-se o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) com base no ano de 2013.

¹¹ O sinal negativo em “ c_{jt0} ” permite alinhar o crescimento dos custos a uma diminuição nos lucros.

¹² Esse termo de interação também é útil para controlar parte do papel desempenhado por outros fatores não observados que podem estar confundidos com cada uma das duas variáveis quando colocadas de forma isoladas.

de uma empresa do mercado pode ser aproximada pela respectiva saída da RAIS. No que se refere à unidade de análise de empresas, na média, as probabilidades de sobrevivência das empresas, isto é, as firmas que permaneceram na Indústria Extrativa e de Transformação, são maiores para a variação temporal de cinco anos, particularmente, entre 2003 e 2008. Para a variação temporal de dez anos, entre os anos de 2003 a 2013, a média caiu aproximadamente para 17.606 empresas sobreviventes. Como as empresas sobreviventes não são qualitativamente muito diferentes, pode-se concluir não ter havido mudanças produzidas por efeitos da sobrevivência das empresas na amostra das indústrias extrativas e da transformação.

Quando se replica a análise da Tabela 8 considerando as ULs como unidades de análise, a maior sobrevivência é verificada também para o período de 2003-2008. Em comparação com unidade de análise de empresas, as médias foram maiores para as Unidades Locais.

Tabela 8 – Estatísticas descritivas da sobrevivência das empresas: médias e desvio-padrões

Ano	Empresa				UL			
	N	Sobrevivente	Proporção	Desvio-Padrão	N	Sobrevivente	Proporção	Desvio-Padrão
2003-2013	24.215	17.606	0,727	0.445	28.48	19.332	0,679	0.467
2003-2008	24.215	21.39	0,883	0.321	28.48	24.201	0,850	0.357
2008-2013	16.953	14.55	0,858	0.349	19.405	16.006	0,825	0.38

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PIA do IBGE e da RAIS do MTE.

6.3 Resultados

Nesta seção serão apresentados os resultados dos modelos de regressão Logit que estimam a relação entre o emprego relativo das mulheres em um ano inicial e a probabilidade de sobrevivência em um horizonte de dez anos. Tal como nas regressões anteriores, a amostra utilizada exclui observações com valores *outliers* das medidas de lucratividades para os anos iniciais¹³.

Vale recuperar alguns resultados da seção anterior, bem como a predição teórica que inspirou a especificação do modelo aqui considerado. Os resultados anteriores mostraram que, de forma geral, não há muitos indícios de um efeito significativo entre o emprego relativo de mulheres e as medidas de lucratividade das empresas e/ou ULs. No entanto, esse efeito mostra-se positivo e significativo entre empresas no quarto quartil da distribuição de *Market-Share*. Ou seja, em um ambiente de empresas industriais com maior poder de mercado, os resultados são compatíveis com uma atitude de discriminação contra as mulheres no Brasil.

Tendo em vista que a predição teórica do arcabouço de Becker é que tais práticas discriminatórias comprometeriam o desempenho futuro das empresas, podendo contribuir para uma menor probabilidade de sobrevivência, busca-se acompanhar a trajetória das empresas num cenário de dez anos, entre os anos de 2003 e 2013, e checar a relação entre a probabilidade de a empresa sobreviver nesse horizonte e o emprego relativo das mulheres. Conforme pode ser observado na Tabela 9, cujas regressões apresentadas têm como variáveis de controle as proporções de trabalhadores com ensino superior e faixa etária de 35 a 54 anos, além das *dummies* de CNAE (4 dígitos) e de regiões brasileiras, os resultados obtidos evidenciam que as empresas com maior proporção de mulheres *vis-à-vis* aos homens em 2003 têm uma menor chance de sair do mercado num horizonte de dez anos. Porém, os coeficientes não são significativos quando se utiliza a outra medida de emprego relativo de mulheres, o índice refinado ou quando são usados os dados por UL. No caso dos dados por UL, mais uma vez tem-se resultados cuja magnitude é menor na comparação com os obtidos com dados por empresas. Os resultados referentes às variáveis de controle apresentam coeficientes com o mesmo sinal para todas as combinações de unidade de análise e medidas de emprego relativo de mulheres.

¹³ Tal como considerado na seção anterior, foram eliminadas observações com as medidas de lucratividade fora do intervalo 1,0 e -1,5.

Em suma, os resultados da Tabela 9 evidenciam que, na maioria dos casos, não há uma relação significativa entre emprego relativo de mulheres em um ano inicial e sobrevivência em um horizonte de dez anos. Vale ressaltar que, como forma de testar a robustez desses resultados, a ausência dessa relação foi detectada mesmo restringindo a amostra para empresas com alto nível relativo de poder de mercado. Com base nesses resultados, espera-se uma maior margem para práticas discriminatórias nesse contexto, uma vez que essa margem tende a ser mais restrita quando as empresas têm suas margens de lucro comprimidas. Isso motiva uma nova especificação onde se incorpora uma nova variável explicativa que capta a pressão de custos advinda de um reajuste do salário mínimo.

Tabela 9 – Relação entre sobrevivência das empresas e emprego relativo de mulheres no horizonte de 10 anos: no quarto quartil da distribuição da receita do setor

(Y = sobrevivência das empresas)	Empresa				UL			
	% Mulher		Índice Refinado		% Mulher		Índice Refinado	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Variáveis explicativas	Coefficiente	E.M	Coefficiente	E.M	Coefficiente	E.M	Coefficiente	E.M
Empr. relativo mulher	-0.549** (0.237)	-0.089** (0.038)	-5.973 (4.389)	-0.974 (0.715)	-0.164 (0.202)	-0.030 (0.037)	-2.532 (4.449)	-0.464 (0.815)
% Ensino Superior	0.143 (0.251)	0.0233 (0.040)	0.134 (0.251)	0.021 (0.040)	0.077 (0.235)	0.014 (0.043)	0.071 (0.235)	0.013 (0.043)
% Faixa etária	-0.691*** (0.178)	-0.112*** (0.028)	-0.686*** (0.178)	-0.111*** (0.028)	-0.642*** (0.142)	-0.117*** (0.025)	-0.638*** (0.141)	-0.117*** (0.025)
Empresa com 0 - 5 anos	-0.833*** (0.138)	-0.135*** (0.022)	-0.834*** (0.138)	-0.136*** (0.022)	-0.913*** (0.061)	-0.167*** (0.010)	-0.911*** (0.061)	-0.166*** (0.010)
Constante	1.840 (1.121)		1.790 (1.121)		-0.424 (0.717)		-0.557 (0.696)	
Observações	6.102	6.102	6.102	6.102	7.401	7.401	7.401	7.401
R-quadrado	0.0584		0.0579		0.0831		0.0831	

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PIA do IBGE e da RAIS do MTE. Os coeficientes são relatados com os erros-padrão em parênteses. ***, ** e * indicam os níveis de significância de 1, 5 e 10%.

Tabela 10 – Relação entre sobrevivência das empresas e emprego relativo de mulheres no horizonte de 10 anos: com o custo de reajuste do salário mínimo no quarto quartil da distribuição da receita do setor

(Y = sobrevivência das empresas)	Empresa				UL			
	% Mulher		Índice Refinado		% Mulher		Índice Refinado	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Variáveis explicativas	Coefficiente	E.M	Coefficiente	E.M	Coefficiente	E.M	Coefficiente	E.M
Empr. relativo mulher	-0.231 (0.292)	-0.036 (0.045)	-2.077 (12.593)	-0.324 (1.966)	0.368 (0.24770)	0.065 (0.04385)	10.767 (14.75423)	1.908 (2.61429)
Empr. Relativo mulher * CustoR_SM	0.0002 (0.002)	0.00003 (0.0004)	-0.039 (0.152)	-0.006 (0.023)	-0.003 (0.002)	-0.0006 (0.0004)	-0.156 (0.179)	-0.027 (0.031)
CustoR_SM	-0.0116*** (0.001)	-0.0018*** (0.0001)	-0.0115*** (0.0008)	-0.0018*** (0.0001)	-0.0087*** (0.001)	-0.0015*** (0.0001)	-0.0098*** (0.0007)	-0.0017*** (0.0001)
% Ensino Superior	-0.264 (0.298)	-0.041 (0.046)	-0.271 (0.298)	-0.042 (0.046)	-0.352 (0.250)	-0.062 (0.044)	-0.341 (0.25073)	-0.06058 (0.044)
% Faixa etária	-0.821*** (0.190)	-0.128*** (0.029)	-0.816*** (0.189)	-0.127*** (0.029)	-0.764*** (0.150)	-0.135*** (0.026)	-0.780*** (0.150)	-0.138*** (0.026)
Empresa com 0 - 5 anos	-0.853*** (0.143)	-0.133*** (0.022)	-0.853*** (0.143)	-0.133*** (0.022)	-0.897*** (0.063)	-0.158*** (0.010)	-0.905*** (0.062)	-0.160*** (0.010)
Constante	3.183*** (1.174)		3.158*** (1.168)		0.558 (0.769)		0.719 (0.740)	
Observações	6.102	6.102	6.102	6.102	7.401	7.401	7.401	7.401
R-quadrado	0.0911		0.0912		0.108		0.107	

Fonte: Elaboração própria com base nos microdados da PIA do IBGE e da RAIS do MTE. Os coeficientes são relatados com os erros-padrão em parênteses. ***, ** e * indicam os níveis de significância de 1, 5 e 10%.

A Tabela 10 revela resultados contemplando a variável de custo de reajuste do salário mínimo. A presença dessa variável, portanto, não altera o resultado anteriormente encontrado, em que a relação entre emprego relativo de mulheres e probabilidade de sobrevivência não é significativa. Não só essa relação continua sendo não significativa (apontada no primeiro par de linhas) como ela não parece ser potencializada em empresas com maiores pressões de custo advindos de reajustes do salário mínimo (segundo par de linhas).

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo teve como objetivo testar implicações empíricas da teoria clássica de Becker sobre a discriminação contra as mulheres no Brasil. Para isso, buscou investigar (i) a relação contemporânea entre o emprego de mulheres *vis-à-vis* homens e a lucratividade e/ou poder de mercado nas empresas; e (ii) a capacidade preditiva do emprego de mulheres *vis-à-vis* homens para a probabilidade da firma sair do mercado. Segundo o arcabouço teórico de Becker (1971), era de se esperar que um maior emprego de mulheres relativo a homens favorecesse o desempenho das firmas tanto no curto como no longo prazo. Isso indicaria que o empregador discriminador estaria disposto a abrir mão de maximizar o desempenho para empregar menos mulheres, fato esse teria menos chance de acontecer em um ambiente mais competitivo.

As hipóteses foram testadas usando dados em painel para as unidades produtivas da indústria brasileira combinando informações da PIA-IBGE e da RAIS-MTE, cobrindo um período de onze anos. A estratégia empírica adotada envolveu o uso de estimadores de efeitos fixos, bem como foram considerados diferentes conjuntos de variáveis de controle para os dados disponibilizados para ambas unidades de análise (empresas e ULs).

Os resultados indicaram que, na maioria das especificações consideradas - inclusive nas nossas preferidas -, não há uma relação significativa entre emprego relativo de mulheres e lucratividade no curto-prazo. Porém, essa relação se torna importante quando se restringe a amostra para as empresas com maior poder de mercado, procurando simular um ambiente menos competitivo. Nesse caso, as empresas com um maior emprego relativo feminino auferem uma maior lucratividade, definida por duas razões: VA/VBP, por empresa e VTI-Salários/VBP, por empresa. É importante salientar que as estimativas permaneceram semelhantes na grande maioria das estratégias consideradas. Assim, o estudo corrobora os resultados de curto prazo encontrados para os Estados Unidos e relatados em Hellerstein *et al.* (2002).

No longo prazo, a segunda hipótese teórica de Becker (1971) preconiza que empresários que empregam menos mulheres motivados por discriminação tenderiam a sair do mercado. Essa hipótese foi testada restringindo nossa amostra para empresas no quarto quartil da distribuição de *Market-Share*, seguindo procedimento semelhante ao empregado em Hellerstein *et al.* (2002). Os resultados acima destacados indicam que há indícios de que os empresários estariam abrindo mão de performance para empregar menos mulheres nesse conjunto particular de empresas. Por outro lado, os resultados não apontam para uma relação significativa entre emprego relativo de mulheres e probabilidade de sobrevivência em um horizonte de dez anos. Vale dizer que esse mesmo padrão no longo prazo é reportado para EUA (Hellerstein *et al.*, 2002) e Japão (Kawaguchi, 2007).

Referências

- [1] ARROW, K. J. The Theory of Discrimination. In: ASCHENFELTER, O; REES, A. (Org.) *Discrimination in Labor Markets*(Princeton: Princeton University Press), 1973.
- [2] ASHENFELTER, O.; HANNAN, T. Sex Discrimination and Product Market Competition: The Case of the Banking Industry. *Quarterly Journal of Economics*, v. 51, n. 1, p. 149-173, 1986.
- [3] BECKER, G. S. *The Economics of Discrimination*. University of Chicago Press, 1971.
- [4] BLAU, F.; KAHN, L. *The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations*. Discussion paper series: IZA DP, N°. 9656, January, 2016.
- [5] BLACK, D; STRAHAN, P. The Division of spoils: Rent-Sharing and Discrimination in a Regulated Industry. *American Economic Review*, v. 91, n. 4, p. 814-831, 2001.

- [6] BLACK, S; BRAINERD, E. Importing Equality? The Impact of Globalization on Gender Discrimination. *Industrial and Labor Relations Review*, v. 57, n.4, p. 540-559, 2004.
- [7] HELLERSTEIN, J. K; NEUMARK, D.; TROSKE, K.R. Market Forces and Sex Discrimination. *The Journal of Human Resources*, v. 37, n. 2, p. 353-380, 2002.
- [8] HEYWOOD, J. S. Regulated Industries and Measures of Earnings Discrimination. In: PEOPLES, J. H (Ed.) *Regulatory Reform and Labor Markets*, Boston: Kluwer Academic Publishers, p. 287-324, 1998.
- [9] HIRATA, G.; SOARES, R. R. *Competition and the racial wage gap: Testing Becker's model of employer discrimination*. Mimeo, 2015.
- [10] JIRJAHN, U.; STEPHAN, G. Gender and wages in Germany: The impact of product market competition and collective bargaining. In: Heywood, J.S.; Peoples, J.H. (coords.) *Product Market Structure and Labor Market Discrimination*, Albany: State University of New York Press, p. 59–80, 2006.
- [11] KAWAGUCHI, D. A market test for sex discrimination: Evidence from Japanese firm-level panel data. *International Journal of Industrial Organization*, v. 25, n. 3, p. 441-460, 2007.
- [12] SANO, S. Is the gender wage gap caused by discrimination due to tastes? *The Japanense Journal of Labour Studies*, v. 47, n. 7, p. 55-67, 2005.