

Desigualdade de Gênero na Duração do Desemprego e seus Efeitos sobre os Salários Aceitos no Brasil

RESUMO

Verifica a existência de desigualdade de gênero na duração do desemprego e os seus possíveis efeitos sobre o salário aceito pelo trabalhador no momento de saída do estado de desemprego. Utiliza os microdados da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do ano de 2006, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A análise da duração do desemprego é realizada com base no modelo de risco proporcional, assumindo-se uma distribuição *Weibull* e controlando-se a heterogeneidade não-observada, assumindo-se uma distribuição do tipo *Gamma*. A equação de salários aceitos é estimada a partir do método de mínimos quadrados em dois estágios, devido à possível simultaneidade entre as variáveis de salário e de duração do desemprego. Os resultados mostram que existe uma diferença de gênero significativa no risco de saída do estado de desemprego. Um resultado importante é o fato de o número de crianças no domicílio afetar o risco de forma oposta para homens e mulheres. Essa assimetria reflete condições econômicas, sociais e culturais. Em relação à dependência da duração, encontra-se um efeito negativo da duração do desemprego sobre o salário aceito pelo trabalhador. Estes resultados geram uma nova perspectiva de estudo da diferenciação de gênero no mercado de trabalho brasileiro.

PALAVRAS-CHAVE:

Gênero. Desemprego. Salários. Brasil.

Paulo Felipe Alencar de Oliveira

- Economista Formado pela Universidade Federal do Ceará (UFC);
- Mestrando em Economia – Curso de Pós-Graduação em Economia (CAEN)/UFC.

José Raimundo de Araújo Carvalho Júnior

- Engenheiro Civil pela UFC;
- Mestre em Economia pelo CAEN/UFC;
- Ph.D. em Economia na *PennState*, USA;
- Professor Associado de Economia do CAEN/UFC.

1 – INTRODUÇÃO

O mercado de trabalho é considerado um foco relevante para o estudo de relações de gênero no qual se percebem diversas desigualdades em aspectos tais como emprego, desemprego, salários, tipo de ocupações etc. Uma considerável parte dos estudos está focada sobre os diferenciais de salários e os seus determinantes. Existe um consenso de que mulheres e não-brancos sofrem discriminação no mercado de trabalho em termos de salários. Apesar de o diferencial de salários ter-se reduzido, o problema ainda está presente dentro da sociedade brasileira. Coelho e Corseuil (2002) apresentam uma revisão de literatura sobre os diferenciais de salários no Brasil.

A participação das mulheres na força de trabalho é crescente ao longo das últimas décadas. Conforme Yannoulas (2002), entre as décadas de 1970 e de 1990, a participação das mulheres no trabalho assalariado cresceu para aproximadamente 33 milhões de mulheres, o que correspondia a 41% da População Economicamente Ativa (PEA). (IBGE, 2000). Atualmente, as mulheres correspondem a mais da metade da PEA. No período 2002-2007, a participação das mulheres na PEA permaneceu em torno de 53% (IBGE/PME). Entretanto, a taxa de desocupação para as mulheres é maior do que para os homens. Em 2006 e 2007, as médias das taxas de desocupação foram, respectivamente, de 12,2% e 11,6% para as mulheres, e de 8,1% e 7,4% para os homens. A diferença das taxas de desocupação entre homens e mulheres mantém-se em torno de 4 pontos percentuais, o que significa uma diferença considerável e que pode revelar um cenário de dificuldades para as mulheres no mercado de trabalho em relação às possibilidades de inserção ocupacional.

O emprego tem que ser entendido como uma condição necessária para os indivíduos terem acesso aos serviços e bens úteis nos planos pessoal e social, bem como para superação da situação de pobreza por parte de uma parcela da população brasileira. Portanto, a análise de aspectos ligados à busca por emprego é relevante para que se possam observar dificuldades encontradas no mercado de trabalho por certos grupos demográficos. A questão de equidade no mercado de trabalho está no centro da Agenda de Trabalho Decente da Organização Internacional do Trabalho (OIT). (ABRAMO, 2004).

O presente estudo analisa o mercado de trabalho pela ótica da busca por emprego, observando a duração do desemprego e o salário aceito,¹ que é definido como o salário de entrada no novo emprego no momento de saída do desemprego. Internacionalmente, existem estudos recentes investigando os diferentes determinantes da duração do desemprego para homens e mulheres,² porém, para o Brasil, as análises sobre duração do desemprego não investigam os diferentes determinantes do problema considerando o gênero do indivíduo.

A duração do desemprego torna-se um tema relevante a partir da ideia de que o bem-estar do trabalhador é, possivelmente, mais afetado por uma maior duração do seu estado de desemprego do que, simplesmente, pelo fato de estar desempregado. (KIEFER, 1988).

Apesar de existir uma extensa literatura sobre diferenciais de salários, a contribuição deste estudo é analisar os salários dos trabalhadores no momento de entrada no emprego e verificar se o tempo que o indivíduo permanece em desemprego tem impacto no seu salário. Ademais, a análise é realizada atentando para o fato de que fatores iguais podem afetar diferentemente homens e mulheres, ou seja, considerando as especificidades de cada grupo.

Este estudo está fundamentado no que é conhecido dentro da Economia do Trabalho como Teoria da Busca por Emprego. Rogerson; Shimer e Wright (2005) e Cahuc e Zylberberg (2004) apresentam uma revisão da teoria, descrevendo os principais modelos. Os modelos de busca consideram que aspectos pessoais e de estratégias têm grande importância nas chances de recebimento de uma oferta de trabalho, como também no salário de reserva³ do trabalhador. Dessa maneira, a probabilidade de o trabalhador sair do estado de

¹ A utilização do termo “salários aceitos” visa atentar para o fato de que os salários analisados neste estudo são diferentes dos que são geralmente analisados em estudos sobre retornos salariais. Aqui, considera-se exatamente o salário que o trabalhador aceitou na transição do estado de desemprego para o de emprego.

² Ollikainen (2003); Du; Yang e Dong (2007) e Tansel e Tasci (2004) são exemplos de trabalhos sobre duração do desemprego considerando aspectos das relações de gênero realizados na Finlândia, China e Turquia, respectivamente.

³ O salário de reserva é entendido como a menor oferta salarial que um trabalhador está disposto a aceitar.

desemprego depende da probabilidade de ele receber uma oferta salarial e da probabilidade de que esta oferta salarial exceda o valor do seu salário de reserva.

O presente trabalho está estruturado da seguinte forma: a seção 2 apresenta o modelo teórico de busca por emprego; a seção 3 descreve a base de dados utilizada neste estudo; a seção 4 apresenta os modelos econométricos; a seção 5 apresenta os resultados e a discussão; e por último são apresentadas as considerações finais.

2 – O MODELO PARCIAL DE BUSCA POR EMPREGO

O modelo básico da teoria da busca por emprego é um modelo de equilíbrio parcial, em que, sob condições de informações imperfeitas, um trabalhador busca emprego. Este modelo é capaz de fornecer resultados relativamente precisos sobre os impactos advindos de mudanças no ambiente ou em políticas econômicas. O modelo parcial, que também é conhecido na literatura de busca por emprego como “protótipo”, consiste na suposição de algumas hipóteses que são desconsideradas a partir das extensões deste modelo.⁴ Primeiramente, o modelo é desenvolvido considerando um ambiente estacionário, em que um trabalhador que sai do estado de desemprego permanece com aquele emprego para sempre, ou seja, não se modela a busca enquanto empregado (*on-the-job search*). Apesar destas suposições restritivas, este modelo é desenvolvido no sentido de que se possam responder algumas perguntas relevantes sobre o comportamento e aspectos ligados ao trabalhador desempregado sem que, necessariamente, se incorporem várias outras características, o que dificulta a análise empírica do problema, além da necessidade de dados adicionais.

Inicialmente, considera-se que o trabalhador é maximizador de utilidade. A renda do indivíduo é dada por $y = w$, se o trabalhador está empregado com um salário w , e $y = z$, se o trabalhador está desempregado, onde z é a renda líquida da atividade de busca por emprego.

O trabalhador, ao buscar emprego, necessita de

informações e contatos com empregadores. Logo, estas informações não são livremente disponíveis no mercado; elas têm um custo. Por exemplo, o custo de comprar uma revista especializada ou de enviar currículos aos empregadores. Além destes custos, deve-se considerar o custo de oportunidade de buscar emprego, ou seja, o valor do tempo e dos recursos gastos na atividade de busca que poderiam ser gastos em outras atividades. Todos estes custos somados serão denotados por uma escalar $c > 0$. Porém, na atividade de busca por emprego, os trabalhadores também podem ter algum tipo de ganho, como um seguro-desemprego, o que é assumido neste modelo básico. Além disso, o lazer e a produção familiar também podem fazer parte de ganho, e a soma desses ganhos é expressa pela escalar $b > 0$. Assim, a renda líquida de um trabalhador desempregado que busca um emprego, z , é igual à diferença entre os seus ganhos e o custo de buscar emprego ($b - c$), podendo assumir um valor negativo, caso os custos excedam os ganhos, $c > b$.

O trabalhador escolhe uma estratégia, na qual ele decide se aceita ou não uma dada oferta salarial. Então, se define como o caso inicial um trabalhador que recebe uma oferta a cada período de uma distribuição conhecida (não-negativa) de ofertas salariais, caracterizada pela função de densidade (probabilidade) acumulada $F(w) = \text{prob}(W \leq w)$. Considerando-se um trabalhador desempregado, se uma oferta é rejeitada, o trabalhador continua desempregado naquele período. Uma oferta salarial rejeitada não poderá ser repostada.

Desse modo, considerando um curto intervalo de tempo Δ , a utilidade esperada descontada de um trabalhador empregado que recebe um salário igual a w é:

$$W(w) = \Delta w + \frac{1}{1 + r\Delta} w \quad (1)$$

onde r é a taxa de desconto subjetiva do trabalhador. Esta relação nos indica que o valor esperado descontado ao estar empregado é igual ao valor presente da renda Δw recebida no intervalo de tempo Δ mais a renda futura descontada. Rearranjando os termos, chega-se a:

⁴ Ver Eckstein e Van Den Berg (2007) para um *survey*.

$$rW(w) = (1 + r\Delta)w \quad (2)$$

Para o trabalhador desempregado, o valor esperado descontado pode ser escrito da seguinte forma:

$$U = \Delta z + \frac{\lambda\Delta}{1+r\Delta} \int_0^{\infty} \max[U, W(w)] dF(w) + \frac{1+\lambda\Delta}{1+r\Delta} U \quad (3)$$

onde λ é a taxa de recebimento de ofertas salariais. Conforme a equação 3, nota-se que a utilidade esperada descontada ao estar desempregado é igual ao valor presente da renda líquida do desempregado Δz recebida no intervalo Δ , mais o valor futuro descontado associado a um aumento esperado do valor associado ($W(w) > U$) a uma oferta salarial, com uma probabilidade $\lambda\Delta$, notando que não necessariamente haverá uma mudança de estado, mais o valor futuro descontado de o trabalhador permanecer desempregado ao não receber uma oferta salarial, com probabilidade $1 - \lambda\Delta$.

Fazendo $\Delta \rightarrow 0$, obtêm-se os fluxos de valor instantâneos no estado de emprego e de desemprego, respectivamente:

$$rW(w) = w \quad (4)$$

$$rU = z + \lambda \int_0^{\infty} \max[0, W(w) - U] dF(w) \quad (5)$$

Desde que $W(w)$ seja uma função linear crescente, existirá um único w_r que satisfaz $W(w_r) = U$; este w_r é chamado de salário de reserva. O salário de reserva possui a propriedade de que o trabalhador irá rejeitar $w < w_r$ e aceitará $w \geq w_r$ (adota-se, por convenção, que o trabalhador aceita a oferta salarial quando ele está indiferente entre os estados). O salário de reserva também pode ser entendido como o valor que iguala o custo marginal de continuar a busca por emprego por mais um período ao benefício marginal esperado de buscar emprego por mais um período. Então, temos que o valor de w_r que faz $W(w_r) - U = 0$ é:

$$w_r = rU \quad (6)$$

Logo, a partir de 4, tem-se que $W(w) - U = (w - w_r)/r$. Substituindo esta expressão na equação 5, chega-se à equação de salário de reserva:

$$w_r = z + \frac{\lambda}{r} \int_{w_r}^{\infty} (w - w_r) dF(w) \quad (7)$$

Esta equação pode ser reescrita⁵ como:

$$w_r = z + \frac{\lambda}{r} \int_{w_r}^{\infty} [1 - F(w)] dw \quad (8)$$

Os parâmetros desta equação, como r , q e os da distribuição de ofertas salariais, como também o valor de z , podem variar de acordo com as características individuais dos trabalhadores. (PISSARIDES, 2001). Assim, diferenças nesses parâmetros podem resultar em diferenciação na duração do desemprego entre os indivíduos, conforme será mostrado abaixo na equação de duração do desemprego.

Esta equação do salário de reserva nos fornece informações importantes. Por exemplo, um aumento dos recursos de seguro-desemprego eleva o salário de reserva do trabalhador ao aumentar a renda líquida, z . Outro efeito no salário de reserva seria ocasionado, por exemplo, de uma elevação da taxa de ofertas salariais no mercado, o que também elevaria o valor do salário de reserva.

A partir do salário de reserva, uma variável importante é obtida para a análise da duração do desemprego: a taxa de risco, H . A probabilidade de saída do estado de desemprego é dada pela probabilidade de o trabalhador receber uma oferta salarial, λ , e pela probabilidade que esta oferta exceda o valor do salário de reserva, $1 - F(w_r)$. Dessa maneira, a taxa de risco pode ser escrita como:

$$H = \lambda[1 - F(w_r)] \quad (9)$$

Ademais, a hipótese de estacionariedade do modelo por ser bastante restritiva. Ao perceber que o valor de z pode diminuir, devido ao fim do período de recebimento de seguro-desemprego ou aumento do custo de oportunidade de permanecer desempregado, e/ou também uma redução de λ como resultado de estigmatização do trabalhador desempregado, pelos empregadores, à medida que o trabalhador permanece mais tempo desempregado. Desse modo, podemos escrever alguns parâmetros do modelo como função

⁵ Ver Rogerson; Shimer e Wright (2005).

do tempo. Reescrevendo 8 e 9, tem-se:

$$w_r(t) = z(t) + \frac{\lambda(t)}{r} \int_{w_r(t)}^{\infty} [1 - F(w, t)] dw \quad (10)$$

$$H(t) = \lambda(t)[1 - F(w_r(t), t)] \quad (11)$$

A não-estacionariedade pode revelar características importantes da atividade de busca por emprego. Como exemplo, Van Den Berg (1990) mostra que o salário de reserva é decrescente em relação à duração do desemprego. Dessa maneira, o trabalhador torna-se menos exigente às ofertas salariais, à medida que o seu estado de desemprego se prolonga. Portanto, espera-se que, quanto maior o período de desemprego, menor seja o salário de saída do estado de desemprego do trabalhador.

Descrito o modelo teórico em que se baseia este trabalho, a próxima seção trata sobre a base de dados utilizada para a realização deste estudo.

3 – BASE DE DADOS

A base de dados utilizada neste estudo é a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) de 2006 realizada pelo

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), que tem como objetivo produzir indicadores mensais sobre a força de trabalho, permitindo uma análise das flutuações e da tendência, em médio e longo prazo, do mercado de trabalho, na sua área de abrangência, além de possibilitar diversas pesquisas sobre este tema. Atualmente, a área de abrangência da pesquisa corresponde às regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre.

A PME é uma pesquisa domiciliar onde os moradores de um domicílio selecionado são entrevistados durante quatro meses consecutivos, permanecem oito meses sem serem entrevistados e após esse período são entrevistados durante mais quatro meses consecutivos. A amostra foi formada por todos os indivíduos que foram entrevistados por quatro meses consecutivos em 2006 e que, pelo menos em uma das quatro entrevistas, o entrevistado informou que estava buscando emprego por motivo de desemprego. A partir do cruzamento das informações contidas na PME, criou-se uma subamostra de dados contendo as variáveis descritas no Quadro 1.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas da subamostra que fornecem informações para uma análise

Variável	Descrição
Duração	Duração do desemprego em meses.
Feminino	Igual a 1 para o indivíduo do sexo feminino; 0 para masculino.
Não-branco	Igual a 1 para indivíduo não-branco; 0 para branco.
Idade	Idade em anos completos.
Chefe de Domicílio	Igual a 1, se o indivíduo é chefe de domicílio; 0 caso contrário.
Cônjuge	Igual a 1 se o indivíduo é cônjuge; 0 caso contrário.
Crianças	Número de crianças no domicílio com menos de 10 anos.
Primeiro emprego	Igual a 1 para busca do primeiro emprego; 0 caso contrário.
Sem Instrução	Igual a 1 para o indivíduo sem instrução; 0 caso contrário.
Alfabetização	Igual a 1 para o indivíduo alfabetizado; 0 caso contrário.
Ensino Fundamental	Igual a 1 para o indivíduo com ens. fundamental concluído; 0 caso contrário.
Ensino Médio	Igual a 1 para o indivíduo com ens. médio concluído, 0 caso contrário.
Superior	Igual a 1 para o indivíduo com ens. superior concluído; 0 caso contrário.
Tx. Desemprego	Taxa de desemprego aberto (por RM e mês da entrevista).
Salário-hora	Salário-hora do trabalho transição entre desemprego e emprego.

Quadro 1 – Descrição das Variáveis

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas da Subamostra

Variável	Média	Desvio-padrão	Mín	Máx	Obs
Duração	6.782	10.314	0.03	60	17.501
Feminino	0.568	0.495	0	1	17.501
Não-branco	0.567	0.496	0	1	17.501
Idade	28.82	10.23	16	55	17.501
Chefe de Domicílio	0.227	0.419	0	1	17.501
Cônjuge	0.186	0.389	0	1	17.501
Crianças	0.594	0.905	0	8	17.501
Primeiro emprego	0.213	0.410	0	1	17.501
Sem Instrução	0.016	0.125	0	1	17.501
Alfabetização	0.278	0.448	0	1	17.501
Ensino Fundamental	0.264	0.441	0	1	17.501
Ensino Médio	0.402	0.490	0	1	17.501
Superior	0.039	0.195	0	1	17.501
Tx. Desemprego	11.008	2.840	6.53	16.84	17.501
Salário-hora	2.854	2.496	0.08	50	3.813

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

preliminar dos dados. A duração média de desemprego para a subamostra é de 6,78 meses, porém é importante notar que, após as quatro entrevistas, alguns trabalhadores continuam desempregados e a informação obtida é do tempo mínimo de desemprego para aquele trabalhador. Portanto, nota-se que essa média de desemprego tende a ser subestimada.

De uma forma geral, a subamostra é formada por, aproximadamente, 57% de indivíduos do sexo feminino, 57% são não-brancos;⁶ a média de idade é, aproximadamente, 29 anos. No que se refere à educação, apenas 3,9% apresentam o nível superior completo, 27,8% concluíram apenas a alfabetização e 1,6% não possui nenhum grau de escolaridade.

A Tabela 2 apresenta uma descrição das médias do salário-hora do trabalho de transição entre desemprego e emprego subdividido por sexo e raça/cor. A média para os homens brancos é a mais elevada, R\$ 3,56, e a média para as mulheres não-brancas é a menor, R\$ 2,32. Em termos percentuais, as mulheres negras

ou pardas saem do desemprego com um salário-hora equivalente a 65,27% do salário-hora dos homens brancos, o que indica que o diferencial de salários por sexo/raça surge já na transição do estado de desemprego para o de emprego. Este diferencial de salários não deve ser logo entendido como discriminação contra estes grupos. Esta diferença pode ocorrer por diferença nas características médias dos grupos, o que caracteriza desigualdade e não necessariamente discriminação.

Tabela 2 – Salário-hora Médio por Sexo/Raça

	SH Médio (R\$)	SH /SH(HB)*
Homem Branco	3.56	100.00%
Homem Não-branco	2.57	72.33%
Mulher Branca	3.03	85.08%
Mulher Não-branca	2.32	65.27%

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

* Proporção do salário-hora médio em relação ao salário-hora médio da Categoria Homem-branco.

⁶ Na categoria não-branco, enquadram-se os indivíduos pardos e negros; os demais foram excluídos da amostra para viabilizar uma melhor comparação entre cores/raças. Os excluídos representavam menos de 0,5% da amostra.

Apesar de importantes, as estatísticas descritivas apresentam uma visão superficial dos dados e são apenas o ponto de partida para uma análise mais profunda. A próxima subseção trata dos modelos econométricos que são utilizados para uma análise mais detalhada e que se possa realizar uma melhor discussão sobre o problema.

4 – ANÁLISE ECONOMÉTRICA

Dois modelos econométricos são utilizados neste estudo. O modelo de risco proporcional é usado para a análise da duração de desemprego e o de mínimos quadrados em dois estágios para análise dos determinantes do salário aceito.

4.1 – O Modelo de Risco Proporcional

Estudos de duração do desemprego são usualmente desenvolvidos com base nos modelos de duração. Apesar de estes modelos serem largamente utilizados em outros campos de estudos, como nas ciências naturais, sua utilidade para análise de problemas econômicos fez com que, no fim da década de 1970, alguns trabalhos sobre duração de desemprego fossem realizados utilizando estes modelos.⁷

Dentro dos modelos de duração, existe uma classe que vem sendo bastante utilizada, conhecida como modelos de risco proporcional. O modelo é descrito com base na função risco. Esta função mede, aproximadamente, a probabilidade de um indivíduo sair do estado em análise (no caso deste estudo, o estado de desemprego) entre o período t e $t+1$, condicionado ao fato de ele ter permanecido no estado inicial até o período t . Formalmente, a função risco condicionada a um vetor X características de observáveis (sexo, idade, escolaridade etc.) é descrita da seguinte forma:

$$h(t; X) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + dt | T \geq t, X)}{dt} =$$

$$= \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{F(t + dt | X) - F(t | X)}{dt S(t | X)} = \frac{f(t | X)}{S(t | X)}$$

⁷ Lancaster (1979) foi um dos primeiros trabalhos de análise de duração do desemprego, através da estimação da função risco. Kiefer (1988) analisa os detalhes destes modelos de duração para a economia.

(12)

onde T é a variável de duração, que segue uma distribuição de probabilidade na população. As funções $f(t|X)$ e $S(t|X)$ representam a função densidade e função de sobrevivência, condicionadas às características do indivíduo. A função sobrevivência mede a probabilidade de o indivíduo permanecer desempregado após um período igual a t .

$$h(t; X) = k(X)h_0(t) \quad (13)$$

onde $k(.) > 0$ é uma função não-negativa de X e $h_0(t) > 0$ é chamada de linha base de risco. A linha de risco é entendida como o risco comum a todos os indivíduos da população, independente das suas características. Os riscos individuais diferem proporcionalmente baseados na função $k(X)$ das variáveis explicativas observadas. $k(.)$ é comumente parametrizado como $k(X) = \exp(X\beta)$, onde β é o vetor de parâmetros a serem estimados. A linha base de risco é assumida como uma distribuição *Weibull*, com $h_0(t) = \alpha t^{\alpha-1}$.

Ademais, conforme Lancaster (1979), é importante notar que nem todas as características que afetam o risco de saída do estado do desemprego são observadas e ignorar o fato de que características não-observáveis afetam o risco de transição pode gerar problemas nas estimativas. Notadamente, nível de habilidade e de esforço na busca por emprego são dois fatores que podem afetar o risco, mas que não são observados. Portanto, incorpora-se a heterogeneidade não-observada a fim de que sejam obtidas melhores estimativas para a função risco.

Assumindo que a variável de duração desemprego segue uma distribuição *Weibull* e incorporando a heterogeneidade não-observada através de uma distribuição *Gamma*,⁸ a função risco assume a seguinte forma:

$$h(t; X) = \frac{k(X)\alpha t^{\alpha-1}}{1 + \theta k(X)t^\alpha} \quad (14)$$

⁸ Para maiores detalhes ver Lancaster (1990) e Greene (2003).

onde $k(X)$ é uma função não-negativa das variáveis observadas, parametrizada como $\exp(X\beta)$, α é o parâmetro que indica a dependência da duração e θ é o parâmetro da variância referente à distribuição assumida para heterogeneidade não-observada. Se o parâmetro θ é igual a zero, conclui-se que as variáveis observadas incluídas no modelo são suficientes para explicar a variação no risco de saída do estado de desemprego e, portanto, não há presença de heterogeneidade não-observada.

O parâmetro α indica como o tempo que o indivíduo permanece desempregado afeta o risco de transição. Se o parâmetro estimado for menor do que 1, significa dizer que, quanto mais tempo o trabalhador fica em desemprego, menor sua chance de saída deste estado. Para um parâmetro maior do que 1, o risco de saída eleva-se nos primeiros meses de desemprego, entrando em declínio após este período inicial. E, finalmente, se o parâmetro estimado for igual a 1, o risco de transição permanece constante durante o episódio de desemprego.

4.2 – Mínimos Quadrados em Dois Estágios

A segunda parte deste estudo consiste em estimar os determinantes dos salários aceitos pelos trabalhadores no momento de saída do desemprego. Como feito na duração do desemprego, estima-se um modelo onde são incluídas variáveis de controle, que são possíveis determinantes do salário-hora aceito. Devido ao objeto de estudo, três variáveis são relevantes: Feminino, Não-branco e Duração. Esta estimação baseia-se na equação de salários proposta por Mincer (1974), aumentada pela variável de duração de desemprego. A equação a ser estimada é:

$$\ln(SH) = X\beta + \gamma \ln(t) + \varepsilon \quad (15)$$

onde $\ln(SH)$ é o logaritmo natural do salário-hora, X é o vetor de variáveis explicativas, em que estão incluídas as variáveis Feminino e Não-branco, t é a variável de duração do desemprego, β (vetor) e γ são os parâmetros a serem estimados, e ε é o erro aleatório com média zero e variância σ^2 .

Um possível problema neste modelo é a simultaneidade entre o salário aceito e a duração

do desemprego, o que tornaria as estimativas por mínimos quadrados ordinários inconsistentes. Esta simultaneidade ocorre porque, por um lado, quanto maior a duração do desemprego, o indivíduo tende a se tornar menos exigente em relação às ofertas salariais, reduzindo o valor do seu salário de reserva, o que, por sua vez, reduz o valor do salário aceito. Por outro lado, aqueles trabalhadores que possuem salário de reserva mais elevado tendem a permanecer mais tempo desempregados, devido a serem mais exigentes em relação às ofertas salariais.

Para contornar este problema, utiliza-se o método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E).⁹ Resumidamente, no primeiro estágio, a variável que é possivelmente correlacionada com o erro da equação 15 é regredida sobre as demais variáveis exógenas e por outras variáveis incluídas como instrumentos. Um instrumento seria uma variável que explica a duração do desemprego e é exógena na equação 15. No segundo estágio, estima-se a equação 15, substituindo a variável de duração do desemprego pelo valor estimado no primeiro estágio.

Como variável instrumental, utiliza-se o logaritmo natural da taxa de desemprego aberto no mês da entrevista e na região metropolitana onde o entrevistado reside. Em regiões que possuem taxas de desemprego elevadas, espera-se que o indivíduo tenha maiores dificuldades para encontrar um emprego e, portanto, permaneça mais tempo em desemprego. Por outro lado, espera-se que essa variável seja exógena na equação 15.

Após descrição da base de dados utilizada e dos modelos econométricos, a próxima seção apresenta os resultados e é realizada a discussão sobre os resultados encontrados.

5 – RESULTADOS

5.1 – Duração do Desemprego

Os resultados da estimação da função risco¹⁰

⁹ Para maiores detalhes deste modelo, ver Wooldridge (2002).

¹⁰ O teste de razão de verossimilhança indicou que o parâmetro $\hat{\theta}$ é estatisticamente diferente de zero, indicando que é necessário considerar a

referente à equação 14 são apresentados na Tabela 3. Foram realizadas três estimações: a primeira estimativa considera todos os indivíduos da subamostra e as outras duas consideram mulheres e homens separadamente. Os resultados são de fácil interpretação. Se o coeficiente estimado associado a uma determinada variável é positivo (negativo), uma variação positiva da variável implica em elevação (redução) do risco de saída do desemprego, o que, por sua vez, implica em redução (elevação) da duração esperada de desemprego.

O parâmetro estimado¹¹ $\hat{\alpha}$ é menor do que 1 em todas as estimações. Este resultado implica que, quanto mais tempo um trabalhador permanece em desemprego, menor o risco de sair desta situação. Isto pode ocorrer, como dito por Addison; Centeno e Portugal (2004), devido à redução do salário de reserva (que eleva o risco de saída do estado de desemprego) ter efeito menor sobre o risco de transição do que a redução da taxa de recebimento de

ofertas salariais, redução esta que pode ser resultado de uma estigmatização do trabalhador por parte dos empregadores, como um trabalhador menos produtivo, ou devido à depreciação do capital humano do trabalhador. O Gráfico 1 apresenta o comportamento do risco em relação à duração do desemprego.

Na estimativa para o total da subamostra, verifica-se que o coeficiente estimado, associado à variável Feminino, é $-0,467$, o que significa dizer que as mulheres possuem, em média, o risco de saída do estado de desemprego, aproximadamente, 47% menor do que os homens, permanecendo as demais variáveis constantes. Isto significa dizer que as mulheres possuem uma duração esperada de desemprego, em média, maior do que a duração esperada dos homens, considerando as demais características iguais para os dois grupos. Este resultado revela uma desigualdade de gênero em termos de duração do desemprego. Esta desigualdade pode surgir de pelo menos três fontes distintas.

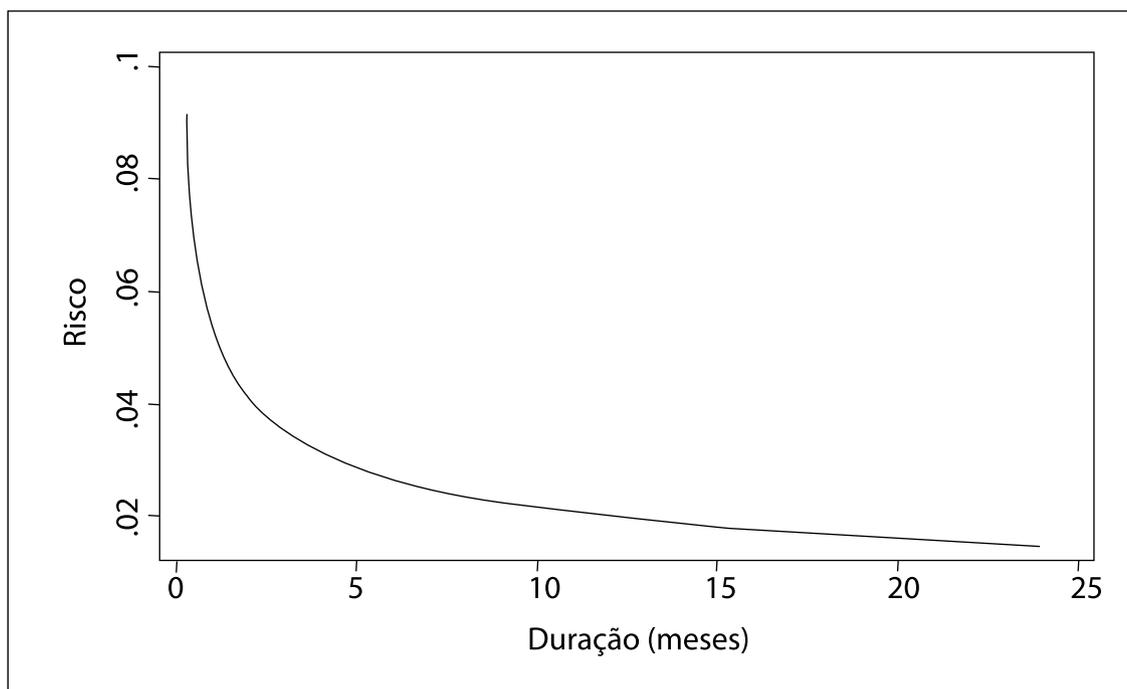


Gráfico 1 – Dependência da Duração

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

presença de heterogeneidade não observada no modelo.

11 O teste de razão de verossimilhança rejeitou a hipótese nula de que o parâmetro α é igual a 1 para as três estimações.

A primeira fonte seria a diferença entre os salários de reserva de homens e mulheres. Se as mulheres são mais exigentes às ofertas salariais do que os homens com as mesmas características produtivas, a probabilidade de receber uma oferta salarial que exceda o valor do seu salário de reserva diminui, conseqüentemente, aumentando a duração do desemprego. Um fator que pode elevar o salário de reserva das mulheres é a produção familiar (serviços domésticos, preparação de refeições etc.), que tem o efeito de elevar o custo de oportunidade do indivíduo no momento de decisão quanto à oferta de trabalho. Soares e Sabóia (2007), em uma análise realizada a partir da Pesquisa Nacional por Amostragem de Domicílios de 2001 e 2005, constatam que, no Brasil, as atividades domésticas são predominantemente realizadas pelas mulheres.

A segunda fonte está relacionada com a primeira, à medida que, devido a uma maior alocação de tempo na produção familiar, as mulheres podem estar reduzindo o tempo ou o esforço na busca por emprego. Esta redução no tempo ou no esforço de busca por emprego tem impacto negativo na probabilidade de que o trabalhador receba uma oferta salarial, elevando a duração esperada de desemprego. Os resultados das estimações para mulheres e homens, separadamente, evidenciam que o número de crianças com menos de 10 anos no domicílio tem efeitos opostos para homens e mulheres.

A terceira possível fonte é a discriminação contra as mulheres por parte dos empregadores. Conforme Ehrenberg e Smith (2000), discriminação no mercado de trabalho ocorre quando indivíduos com as mesmas características produtivas são tratados de forma desigual devido ao fato de pertencerem a um determinado grupo demográfico. As duas principais características demográficas em que pode ocorrer discriminação são gênero e raça. Porém, devido à limitação de dados, não é possível concluir a presença e em que grau existe discriminação.

Para os indivíduos do sexo masculino, a variável Crianças apresentou um efeito positivo no risco de saída do estado de desemprego. Ou seja, quanto maior o número de crianças no domicílio, menos tempo, em média, o indivíduo tende a permanecer

Tabela 3 – Resultados do Modelo de Risco Proporcional

Total		Mulheres	Homens
Feminino	-0.467*** (0.036)	-	-
Não-branco	-0.049 (0.035)	-0.096* (0.052)	0.004 (0.050)
Idade	-0.011*** (0.002)	-0.011*** (0.003)	-0.014*** (0.003)
Chefe de domicílio	0.269*** (0.049)	0.150* (0.077)	0.389*** (0.068)
Cônjuge	-0.042 (0.055)	-0.258*** (0.070)	0.548*** (0.100)
Crianças	0.001 (0.019)	-0.058** (0.028)	0.046* (0.027)
Primeiro emprego	-0.680*** (0.054)	-0.684*** (0.077)	-0.723*** (0.078)
Alfabetização	-0.090 (0.126)	-0.186 (0.221)	-0.016 (0.158)
Ensino Fundamental	-0.249* (0.129)	-0.237 (0.223)	-0.247 (0.163)
Ensino Médio	-0.263** (0.128)	-0.280 (0.221)	-0.243 (0.161)
Superior	-0.266* (0.148)	-0.160 (0.241)	-0.430** (0.202)
ln(Taxa de Desemprego)	-0.658*** (0.071)	-0.609*** (0.106)	-0.787*** (0.100)
Constante	0.025 (0.228)	-0.357 (0.358)	0.226 (0.305)
$\hat{\alpha}$	0.634 (0.013)	0.624 (0.019)	0.659 (0.018)
$\hat{\theta}$	0.255 (0.123)	0.342 (0.246)	0.316 (0.140)
Observações	17.501	9.937	7.564

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

*significante a 10%; **significante a 5%; ***significante a 1%.

Desvios-padrão entre parênteses.

em desemprego. Provavelmente, ocorre que, quanto maior número de dependentes, maior a responsabilidade de possuir renda para prover os bens e serviços necessários a estas crianças. Devido a esta maior responsabilidade, um possível resultado é o aumento do esforço na busca de emprego, o que se traduz em um maior recebimento de ofertas de trabalho, reduzindo a duração do desemprego.

Por outro lado, para as mulheres, o sinal encontrado foi negativo, o que significa uma redução no risco de saída do estado de desemprego. Certamente, devido a questões culturais, no Brasil, as mulheres dedicam mais tempo do que os homens na criação dos filhos, o que pode gerar dois possíveis efeitos: primeiro, aumento do salário de reserva das mulheres, devido a este grupo associar um maior valor à produção familiar, o que gera uma redução nas chances de saída do estado de desemprego; segundo, devido a um maior dispêndio de tempo na produção familiar, as mulheres reduzem o esforço na busca por emprego, diminuindo as chances de saída do estado de desemprego. Ollikainen (2003), em análise realizada para a Finlândia, também encontra um efeito do número de crianças no domicílio no prolongamento da duração do desemprego das mulheres.

Em relação aos demais resultados, verifica-se que, em média, as mulheres pardas e negras possuem um risco menor de transição quando comparadas com mulheres brancas que possuem outras características iguais. Este resultado evidencia que as mulheres não-brancas estão duplamente em desvantagem no momento de busca por emprego. Em relação a raça/cor, a discriminação por parte dos empregadores é, possivelmente, a principal fonte desta desigualdade.

Ao se analisarem as estimações para homens e mulheres, separadamente, percebe-se que o fato de ocupar a posição de cônjuge no domicílio afeta em sentidos opostos a duração do desemprego de homens e mulheres. Quando comparadas com os demais integrantes do domicílio, as mulheres que são cônjuges apresentam um menor risco de saída do estado de desemprego. Por outro lado, o coeficiente estimado associado à variável Cônjuge

para os homens é positivo, revelando um efeito contrário ao encontrado para as mulheres. Este resultado, juntamente com o obtido para a variável Crianças, indica que o papel da mulher dentro do domicílio tem relevância para explicação dessa desigualdade de duração do desemprego.

Em relação à educação, verifica-se que, quanto maior o nível de escolaridade, maior a duração esperada de desemprego. Este resultado também é encontrado por Penido e Machado (2002) e Oliveira e Carvalho (2006). Isto pode ocorrer devido ao fato de os trabalhadores mais escolarizados serem mais exigentes às ofertas salariais, ou seja, possuem um salário de reserva mais elevado.

Para as demais variáveis de controle, constata-se que os chefes de domicílio, aqueles trabalhadores que não estão buscando o primeiro emprego e os indivíduos que residem onde as taxas de desemprego são menores, apresentam um maior risco de saída do estado de desemprego.

A escolha da distribuição *Weibull* ocorreu devido a o modelo estimado, que incorporou esta distribuição, ter apresentado o melhor ajustamento dos dados em relação a outras distribuições. A análise do ajustamento do modelo foi realizada com base no método de análise dos resíduos de Cox-Snell. Os resíduos são calculados da seguinte forma:

$$e_i = -\log \hat{S}(t_i | X_i) \quad (16)$$

onde t_i é o tempo de duração completa ou o tempo até a censura da informação da duração do i -ésimo indivíduo no estado de desemprego, X_i é o vetor de variáveis explicativas para o indivíduo i e $\hat{S}(t)$ é a probabilidade estimada de sobrevivência do indivíduo no estado de desemprego no tempo t . De acordo com Kiefer (1988), em um modelo bem ajustado, a função risco integrada dos resíduos tem que possuir uma distribuição exponencial com média 1. Portanto, plota-se a função risco integrada contra os resíduos de Cox-Snell e, adicionalmente, plota-se uma linha com inclinação de 45° para facilitar a análise. O Gráfico 2 mostra que o modelo estimado apresenta um ajustamento razoável dos dados. A próxima subseção apresenta os resultados para estimação da equação de salários aceitos.

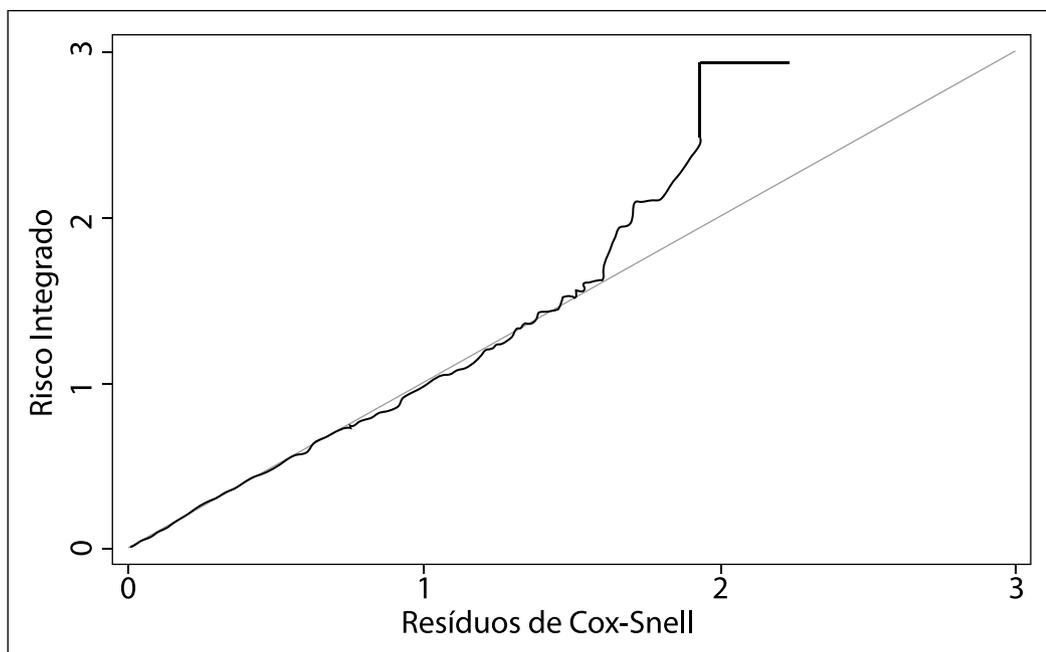


Gráfico 2 – Ajustamento do Modelo Estimado (MRP)

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

5.2 – Salários Aceitos

Os resultados¹² da estimação da equação de salários, representada pela equação 15, são apresentados na Tabela 4. Como na estimação do modelo de risco proporcional, foram estimadas três equações, considerando o total da amostra, homens e mulheres, separadamente.

Em relação à duração do desemprego, encontra-se um efeito negativo sobre os salários aceitos para todas as estimações. Quanto mais tempo um trabalhador fica desempregado, menor, em média, é o salário de transição entre desemprego e emprego. Este resultado vai em direção à suposição de salários de reserva declinantes em relação à duração do desemprego proposta por McCall (1970) e demonstrado em Van Den Berg (1990). Considerando o resultado para o total da amostra, aumenta em 10% a duração do desemprego; considerando as demais variáveis constantes, reduz, em média, em 3,41% o salário aceito do trabalhador.

Considerando-se as estimações para homens e mulheres, separadamente, verifica-se que o

coeficiente estimado para a duração do desemprego é, em módulo, maior para os homens. Porém, espera-se que as mulheres estejam em desvantagem em relação à dotação desta variável. Ou seja, de acordo com os resultados anteriores, as mulheres apresentam maiores durações no estado de desemprego do que os homens, sendo mais afetadas em termos de salários. Pode-se notar que, indiretamente, o número de crianças no domicílio pode afetar o salário dos indivíduos, à medida que influencia a duração do desemprego. De uma maneira geral, uma maior alocação de tempo em afazeres domésticos pode ter efeitos negativos significativos no salário de transição para o estado de emprego.

Porém, é importante notar que a diferença entre os coeficientes estimados para a variável de duração do desemprego pode estar revelando características da estratégia de busca por emprego. O fato de o coeficiente estimado ser maior, em módulo, para os homens, pode estar indicando que os indivíduos do sexo masculino revisem a sua estratégia de busca, reduzindo mais rapidamente o valor do salário de reserva, objetivando uma elevação no risco de saída do estado de desemprego. Entretanto, este fato não implica que os homens deveriam possuir salários de

¹² Os resultados de primeiro estágio são apresentados no Apêndice A.

saída do desemprego menores do que as mulheres. Isto porque os homens podem iniciar a busca por emprego com o salário de reserva em um patamar mais elevado e, apesar desta redução acentuada, permanecem com salários de reserva maiores do que os das mulheres, devido à possibilidade de ofertas salariais mais elevadas com maior probabilidade.

Ademais, mesmo controlando-se pelas demais variáveis explicativas, inclusive a duração do desemprego, os indivíduos do sexo feminino saem do estado de desemprego com salários, em média, 18% menores do que os dos indivíduos do sexo masculino. Este resultado indica que o diferencial de salários entre homens e mulheres tem início no momento de transição para um novo emprego, o que, possivelmente, ocorre devido ao fato de que os indivíduos do sexo feminino se inserem em ocupações que possuem salários médios mais baixos. Porém, além da segregação ocupacional, a discriminação salarial também pode explicar este diferencial. Araújo e Ribeiro (2002) e Carvalho; Néri e Silva (2006) são alguns trabalhos que evidenciam a presença de discriminação salarial no mercado de trabalho brasileiro.

Outro resultado relevante é a presença de diferencial de salários contra os indivíduos pardos ou negros. Este resultado também é, geralmente, encontrado nos trabalhos que estimam a equação de salários “clássica”. Carvalho; Néri e Silva (2006), com dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2003, mostram que 97% do diferencial de salários entre homens brancos e as mulheres não-brancas podem ser explicados por discriminação salarial. Verifica-se, então, que as mulheres não-brancas estão duplamente em desvantagens em relação a salários. Portanto, este grupo deve ser um foco preferencial de políticas públicas na tentativa de redução deste diferencial.

Os trabalhadores mais escolarizados e com mais idade apresentam, em média, maiores salários no momento de saída do estado de desemprego. Percebe-se que o investimento em educação é essencial para que os trabalhadores recebam ofertas salariais mais elevadas, consigam melhores empregos e, de uma forma geral, melhores condições de trabalho.

Tabela 4 – Resultados de Mínimos Quadrados em Dois Estágios

Variável Dependente: ln(SH)	Total	Mulheres	Homens
ln(Duração do Desemprego)	-0.341*** (0.039)	-0.257*** (0.050)	-0.410*** (0.060)
Feminino	-0.181*** (0.030)	- -	- -
Não-branco	-0.270*** (0.030)	-0.242*** (0.041)	-0.292*** (0.043)
Idade	0.012*** (0.002)	0.009*** (0.003)	0.014*** (0.003)
Chefe de domicílio	0.046 (0.042)	-0.032 (0.063)	0.088 (0.059)
Cônjuge	0.089* (0.048)	0.073 (0.057)	0.099 (0.082)
Crianças	-0.014 (0.015)	-0.026 (0.021)	-0.008 (0.023)
Primeiro emprego	0.026 (0.050)	-0.005 (0.066)	0.024 (0.073)
Alfabetização	0.387*** (0.122)	0.546*** (0.202)	0.298* (0.155)
Ensino Fundamental	0.578*** (0.124)	0.667*** (0.204)	0.533*** (0.158)
Ensino Médio	0.858*** (0.124)	0.885*** (0.205)	0.867*** (0.158)
Superior	1.479*** (0.142)	1.500*** (0.217)	1.493*** (0.202)
Constante	0.174 (0.140)	-0.011 (0.229)	0.201 (0.181)
Estatística F	36.33	18.46	21.57
Observações	3.813	1.674	2.139

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

*significante a 10%; **significante a 5%; ***significante a 1%.

Desvios-padrão entre parênteses.

O teste de Hausman indicou o MQ2E como o modelo adequado para as três regressões.

6 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

O problema de desigualdade ou diferenciação no mercado de trabalho é um tema bastante relevante e já vem sendo bem desenvolvido em termos de diferenciais de salários. Este estudo analisa este problema por uma nova perspectiva, o momento de busca por emprego. A partir disto, o trabalho foi dividido em duas partes: a primeira parte busca investigar se homens e mulheres apresentam desigualdades na duração do desemprego e quais são os fatores determinantes da duração do desemprego; a segunda parte analisa os salários aceitos pelos trabalhadores no momento de saída do estado de desemprego e como a duração do desemprego afeta estes salários.

A análise da duração do desemprego foi realizada com base no modelo de risco proporcional, seguindo tanto a literatura nacional quanto a internacional. Ademais, incorporou-se a heterogeneidade não observada dentro do modelo de risco proporcional, visando obter resultados mais robustos. Em relação à análise dos salários aceitos, optou-se pelo Método de Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E), devido à possível simultaneidade entre salários e duração do desemprego. Como base de dados, utilizou-se a Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do ano de 2006, que é realizada pelo IBGE.

Para a duração do desemprego, encontra-se que as mulheres possuem, em média, o risco de saída do estado do desemprego consideravelmente menor do que os homens. Isto se traduz em uma maior duração de desemprego para os indivíduos do sexo feminino. Além deste resultado, verifica-se que o número de crianças no domicílio tem o papel de elevação da duração do desemprego das mulheres, enquanto, para os homens, encontra-se um efeito contrário. O que se percebe é que, possivelmente, a alocação de tempo das mulheres na produção familiar tem efeitos diretos na duração do desemprego deste grupo. Constata-se que as mulheres pardas ou negras formam o grupo que está em maior desvantagem em termos de duração do desemprego.

O tempo de desemprego também exerce um papel importante no risco de saída deste estado. A presença

de dependência negativa da duração do desemprego indica que, quanto mais tempo um trabalhador permanece desempregado, menor é o risco de saída do estado inicial. Este problema pode ocorrer devido à redução de ofertas salariais decorrente de um possível processo de estigmatização do trabalhador, pelos empregadores, como um trabalhador menos produtivo do que aqueles que estão há menos tempo desempregados, ou devido a um processo de depreciação do capital humano. Portanto, percebe-se que aqueles trabalhadores com longas durações de desemprego precisam ser vistos como um grupo específico para políticas públicas.

Para equação de salários, estima-se um efeito negativo da duração do desemprego sobre os salários aceitos no momento de saída deste estado. Este resultado indica que, provavelmente, o salário de reserva do trabalhador é declinante em relação à duração do tempo de desemprego. Isto pode ocorrer devido a uma percepção do trabalhador em relação à dificuldade para encontrar um emprego, o que faz o trabalhador rever sua estratégia de busca, reduzindo o seu salário de reserva para aumentar a chance de receber uma oferta salarial que exceda o seu valor.

Ainda que seja controlada a duração do desemprego, mulheres e não-brancos apresentam salários, em média, menores do que homens e brancos, o que indica uma dificuldade adicional para estes grupos demográficos no que diz respeito ao acesso a empregos que pagam melhores salários. Novamente, as mulheres pardas ou negras estão duplamente em desvantagem, sendo o grupo que apresenta os menores rendimentos.

Em relação a políticas públicas, nota-se a importância de ações mais ativas, no sentido de que sejam formuladas políticas que considerem a presença de heterogeneidade dentro do mercado de trabalho. Apesar de possíveis críticas¹³ às políticas públicas ativas no mercado de trabalho, conforme Zylberstajn e Balbinotto (1999), está-se consolidando um consenso de que as políticas ativas são mais eficientes do que as passivas. Uma sugestão de política pública seria o incentivo à busca por emprego de uma forma mais

¹³ Ver Boeri e Burda (1996).

eficiente como, por exemplo, através de agências de empregos voltadas para os grupos em maiores dificuldades, o que pode ter impacto na redução do tempo de desemprego destes grupos e que, possivelmente, se refletiria em melhores empregos e salários. Experimentos locais poderiam ser realizados para a avaliação e análise da efetividade de políticas ativas para o mercado de trabalho.

Por fim, o presente estudo visa contribuir na discussão sobre desigualdades no mercado de trabalho, propondo uma nova perspectiva de abordagem através da análise da duração do desemprego e dos salários aceitos. Para tanto, utiliza-se uma base de dados recentes e técnicas modernas, na tentativa de obtenção de resultados mais robustos.

ABSTRACT

The objective of this study is to verify the existence of gender inequality on unemployment duration and its possible effects on the accepted wages by the worker at the moment of exit out the state of unemployment. As a database, it was utilized the microdata of Employment Monthly Inquiry (PME) in the year 2006, conducted by IBGE. The analysis of unemployment duration is performed by means of the proportional hazard model, assuming a Weibull distribution for the duration variable and a Gamma distribution for unobserved heterogeneity. The accepted wages equation is estimated by the method of two stages least squares, because of possible simultaneity between the variables of accepted wages and unemployment duration. The results show that there is a significant difference by gender on the risk of leaving the state of unemployment. An important result is that the number of children in household affects the risk of leaving unemployment in opposed ways to women and men. As to the duration dependence, there is a negative effect of unemployment duration on the accepted wages. These results generate a new perspective on the study of gender differences in Brazilian labor market.

KEY WORDS:

Gender. Unemployment. Wages. Brazil.

REFERÊNCIAS

ABRAMO, L. Desigualdades e discriminação de gênero no mercado de trabalho brasileiro e suas implicações para a formulação de políticas de emprego. In: SEMINÁRIO NACIONAL: POLÍTICA GERAL DE EMPREGO: NECESSIDADES, OPÇÕES, PRIORIDADES, 2004, [S.I.]. **Anais...** [S.I.], 2004.

ADDISON, J. T.; CENTENO, M.; PORTUGAL, P. **Reservation wages, search duration, and accepted Wages in Europe.** [S.I.], 2004.

ARAÚJO, V. F.; RIBEIRO, E. P. Diferenciais de salários por gênero no Brasil: uma análise regional. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 33, n. 2, p. 196-217, 2002.

BOERI, T.; BURDA, M. C. Active labour market policies, job matching and czech miracle. **European Economic Review**, v. 40, p. 805-817, 1996.

CAHUC, P.; ZYLBERBERG, A. **Labor economics.** Cambridge: MIT Press, 2004.

CARVALHO, A. P.; NÉRI, M. C.; SILVA, D. B. N. Diferenciais de salários por raça e gênero no Brasil: aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas amostrais complexas. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006, Caxambu. **Anais...** Caxambu: [s.n.], 2006.

COELHO, A. M.; CORSEUIL, C. H. **Diferenciais salariais no Brasil: um breve panorama.** Brasília, DF, 2002.

DU, F.; YANG, J.; DONG, X. **Why do women have longer unemployment durations than men in Post-Structuring Urban China?** [S.I.], 2007.

ECKSTEIN, Z.; VAN DEN BERG, G. J. Empirical labor search: a survey. **Journal of Econometrics**, v. 136, p. 531-564, 2007.

EHRENBERG, R. G.; SMITH, R. S. **Modern labor economics: theory and public policy.** 7. ed. [S.I.]: Addison-Wesley, 2000.

GREENE, W. H. **Econometric analysis.** 4. ed. New York: Prentice Hall, 2003.

IBGE. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 1999: banco de dados.** Rio de Janeiro, 2000.

KIEFER, N. M. Economic duration data and hazard functions. **Journal of Economic Literature**, v. 25, p. 646-679, Jun. 1988.

LANCASTER, T. **The econometric analysis of transition data**. [S.l.]: Cambridge University Press, 1990.

_____. Econometric methods for the duration of unemployment. **Econometrica**, v. 47, n. 4, p. 939-956, 1979.

MCCALL, J. J. Economics of information and job search. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 84, n. 1, p. 113-126, Feb. 1970.

MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. New York, 1974.

OLIVEIRA, V. H.; CARVALHO, J. R. Salário de reserva e duração do desemprego no Brasil: uma análise com dados da pesquisa de padrão de vida do IBGE. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 2006, [S.l.]. **Anais...** [S.l.]: ANPEC, 2006. V. 34.

OLLIKAINEN, V. **The determinants of unemployment duration by gender in Finland**. [S.l.]: Helsinki, 2003.

PENIDO, M.; MACHADO, A. N. **Desemprego: evidências da duração no Brasil Metropolitano**. Belo Horizonte, 2002.

PISSARIDES, C. A. The economics of search. In: SMELSER, N. J.; BALTES, P. B. **International encyclopedia of social & behavioral sciences**. [S.l.]: Elsevier, 2001. V. 20.

ROGERSON, R.; SHIMER, R.; WRIGHT, R. Search-theoretic models of the labor market. **Journal of Economic Literature**, v. 43, p. 959-988, Dec. 2005.

SOARES, C.; SABÓIA, A. L. **Tempo, trabalho e afazeres domésticos: um estudo com base nos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2001 e 2005**. Rio de Janeiro, 2007.

TANSEL, A.; TASÇI, H. M. **Determinants of unemployment duration for men and women in Turkey**. [S.l.], 2004.

VAN DEN BERG, G. J. Nonstationarity in job search model. **Review of Economic Studies**, v. 57, p. 255-

277, 1990.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. Cambridge: The MIT Press, 2002.

YANNOULAS, S. C. **Dossiê: políticas públicas e relações de gênero no mercado de trabalho**. [S.l.]: CFEMEA, 2002.

ZYLBERSTAJN, H.; BALBINOTTO, G. As teorias de desemprego e políticas públicas de emprego. **Estudos Econômicos**, v. 29, p. 129-149, 1999.

Recebido para publicação em: 30.11.2009

APÊNDICE A

Tabela 1A – A Resultados de Primeiro Estágio – MQ2E

Variável dependente: ln(t)	Total	Mulheres	Homens
Feminino	0.001 (0.065)	-	-
Não-branco	-0.441 (0.065)***	-0.450 (0.100)***	-0.434 (0.087)***
Idade	0.020 (0.004)***	0.026 (0.006)***	0.014 (0.005)***
Chefe de domicílio	-0.101 (0.090)	-0.138 (0.148)	-0.080 (0.115)
Cônjuge	-0.073 (0.104)	-0.064 (0.137)	-0.118 (0.172)
Crianças	0.014 (0.036)	-0.001 (0.055)	0.031 (0.048)
Primeiro emprego	0.330 (0.100)***	0.424 (0.142)***	0.233 (0.141)*
Alfabetização	0.395 (0.233)*	1.094 (0.468)**	0.111 (0.267)
Ensino fundamental	0.473 (0.238)**	0.981 (0.475)**	0.297 (0.275)
Ensino médio	0.611 (0.236)***	1.138 (0.470)**	0.441 (0.273)
Superior	0.505 (0.275)*	1.100 (0.504)**	0.233 (0.350)
ln(taxa de desemprego)	1.559 (0.131)***	1.694 (0.203)***	1.479 (0.171)***
Constante	-4.034 (0.404)***	-5.092 (0.702)***	-3.488 (0.504)***
Observações	3.813	1.674	2.139
\bar{R}^2	0.050	0.058	0.043

Fonte: Elaboração Própria dos Autores.

*significante a 10%; **significante a 5%; ***significante a 1%.

Desvios-padrão entre parênteses.

t = duração do desemprego em meses.

